

GOVERNO DO ESTADO DE SÃO PAULO
SECRETARIA DA AGRICULTURA E ABASTECIMENTO
AGÊNCIA PAULISTA DE TECNOLOGIA DOS AGRONEGÓCIOS

INSTITUTO DE PESCA

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AQUICULTURA E PESCA

**PADRONIZAÇÃO DA CAPTURA POR UNIDADE DE ESFORÇO DE
ESPADARTE, *Xiphias gladius* L., 1758 E DE TUBARÃO-AZUL,
Prionace glauca (L., 1758) CAPTURADOS PELA FROTA ATUNEIRA
BRASILEIRA NO OCEANO ATLÂNTICO**

Bruno Leite Mourato

Orientador: Alberto Ferreira de Amorim

Co-orientador: Humber Agrelli Andrade

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-graduação em Aquicultura e Pesca do Instituto de Pesca – APTA - SAA, como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Aquicultura e Pesca.

São Paulo

Setembro – 2007

GOVERNO DO ESTADO DE SÃO PAULO
SECRETARIA DA AGRICULTURA E ABASTECIMENTO
AGÊNCIA PAULISTA DE TECNOLOGIA DOS AGRONEGÓCIOS

INSTITUTO DE PESCA

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AQUICULTURA E PESCA

**PADRONIZAÇÃO DA CAPTURA POR UNIDADE DE ESFORÇO DE
ESPADARTE, *Xiphias gladius* L., 1758 E DE TUBARÃO-AZUL,
Prionace glauca (L., 1758) CAPTURADOS PELA FROTA ATUNEIRA
BRASILEIRA NO OCEANO ATLÂNTICO**

Bruno Leite Mourato

Orientador: Alberto Ferreira de Amorim

Co-orientador: Humber Agrelli Andrade

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-graduação em Aquicultura e Pesca do Instituto de Pesca – APTA - SAA, como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Aquicultura e Pesca.

São Paulo

Setembro – 2007

Pescar...

Pescar, se eu, um pescador, posso afirmar...

Dos prazeres o mais doce, dentre os esportes, o melhor...

Entre os exercícios o mais excelente...

Das recreações o mais inocente...

Mas agora, o esporte está definhando, por que será...

Diminui o peixe e multiplicaram-se os pescadores...

Reverendo Thomas Bastard (1492)

Retirado do livro "Tempos da Pesca" de Hélio Barroso (2002).

“Dedico este trabalho aos meus pais Margarida
e Alberto e aos meus avós Nair e Horácio”

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus por ter me dado saúde, paz e paciência para concluir mais uma etapa de minha vida acadêmica.

Deixo aqui registrado os meus profundos agradecimentos a todos que contribuíram para realização deste trabalho, especialmente as seguintes pessoas e entidades:

- Aos meus pais pela confiança e por tudo o que fizeram e fazem até hoje para eu ter chegado aqui.
- A minha querida vó Nair, meu vô Horácio (em memória) e à minha tia Bel.....obrigado por tudo.
- Aos meus avós paternos, Antônio e Jacinta (em memória).....
- Ao meu irmão Rodrigo, à minha cunhada Ana Cláudia e aos meus sobrinhos Guilherme e Ana Luiza...obrigado....
- Ao meu orientador Prof. Dr. Alberto Ferreira de Amorim que além de servir como um exemplo de pesquisador, é um grande amigo. Obrigado pela oportunidade e confiança, valeu professor! Serei eternamente grato...
- Ao meu segundo orientador Prof. Dr. Carlos Alberto Arfelli por ter aceitado me orientar no trabalho final do curso de graduação (onde tudo começou!) e pelas inúmeras explicações e bate-papos sobre a saudosa pesca de espinhel de superfície no Brasil.
- Ao meu co-orientador Prof. Dr. Humber Agrelli Andrade por ter aceitado orientar este trabalho. Muito obrigado pelos inúmeros ensinamentos sobre estatística.
- Ao Dr. Humberto Hazin pelos dados fornecidos e pela ajuda prestada no desenvolvimento deste trabalho.....Valeu Humberto!!!!
- Ao Dr. Maurício Ortiz pela revisão do trabalho e pelos ensinamentos sobre a "padronização da CPUE"....muito obrigado...
- Aos professores do curso da ICCAT, Maurício Ortiz, David Die e Victor Restrepo.
- Ao Prof. Dr. Roberto da Graça-Lopes pelas valiosas sugestões e correção gramatical do trabalho.
- A Sra. Christina Amorim pela revisão gramatical do trabalho e pelas inúmeras revisões de nossos textos em inglês.
- Ao Prof. Dr. Antônio Olinto pelos ensinamentos sobre estatística e oceanografia física.
- A todos os membros do Sub-comitê científico de pesca de atuns e afins da SEAP, especialmente ao Prof. Dr. Fábio Hazin pela oportunidade de participar do curso da ICCAT.
- A todos funcionários do Instituto de Pesca de Santos.
- Aos pesquisadores Gastão Cyrino Bastos e Luís Miguel Casarini.
- Aos colegas venezuelanos, uruguaios e brasileiros que participaram do curso da ICCAT.
- Ao pesquisador Andrés Domingos e seus alunos Rodrigo, Philip e Maite pela recepção no Uruguai.... gracias muchachos!!!!
- Ao pesquisador Jorge Kotas pelo fornecimento do software para construção de mapas.
- À FAPESP por ter concedido a bolsa de estudo.

- Aos professores da Pós-Graduação do Instituto de Pesca, Amorim, Arfelli, Evandro, Acácio, Antônio, Paula, Katharina, Hélcio, entre outros... obrigado pelos ensinamentos durante esses anos.
 - Aos membros da comissão examinadora deste trabalho, Gonzalo Velasco e Carlos Alberto Arfelli.
 - Ao pesquisador Marcelo Ricardo de Souza, um verdadeiro “software” ambulante... obrigado pelos inúmeros quebra-galhos prestados.
 - Aos colegas Rafa e Rogê “senhores das vieiras”, valeu pelos roles em Ubatuba!!!!
 - Aos colegas da Pós-graduação, Maurício Santiago “bijupirá”, Alessandro “Polvo”, Camila, Marcelo, Pedro, Grazi, Jorge, Amanda, Maurício, Luís, Yuri, Rogério, Rafa, Samantha, Cleber... entre outros...valeu galera.
 - A todos estagiários do Prof. Amorim, especialmente à Roberta pelo processamento dos dados.
 - Aos pesquisadores Patricia Mancini, Christina Oddone e Gonzalo Velasco....obrigado!
 - Aos colegas de Recife, Felipe, Zeca, Mariana, Patrícia, Igor, Humberto e aos profs. Paulo Travassos e Fábio Hazin....obrigado pelos quebra-galhos.
 - À Bianca “Bibi”, flor preciosa..... e a sua irmã Ylana “não guenta nada”....valeu mocinhas, vcs vão me aguentar muito ainda.....
 - Aos brotherzassos Eduardo “da lua”, Fernandinho “Jack Bauer”, o “grande homem” Fernandinho “Cazuza”....
 - À família do Mackenzie “BLS crew”, Fábio Prior “shark man”, Fausto “magrão”, Rodrigo “Rato”, René “Deilão”, Silvia “a nômade”, Rogério “Jésus”....foi lá que tudo começou.....valeu “bioloucos”!!!
 - Aos amigos Pedro “Gracie” pelo acabamento final dos mapas e Gustavo Japonês.... valeu pelos roles em Ubatuba.
 - Aos amigos “eletrônicos” Leo, Gui, Gêmeos, Guga, Mocotó.....qual é a próxima festa???
 - Aos amigos Márcio “Kbeça”, Chokola “o nadador de aquário” e Alemão “doutorzinho”..... valeu pelos treinos!!!!!!
 - Aos colegas do botânico Paulo “Saga” e Rafael Louzada.
 - Aos colegas “santistas” da facul, Rafael “Popó”, Felipe, Ricardinho, Rodrigo “Panda”, entre outros, VALEU!!
 - Aos amigos Caco e Marcelo pelas hospedagens em Santos.....valeu!!!!
 - Às colegas do Projeto Biopesca, Mariana Alonso, Carolina Bertozzi e Fernanda Marcatto.
 - Ao Casal Boró e Vivi, grandes amigos, valeu....
 - Aos colegas da praia e “dusurfe” pela companhia no “outside”.....aloha.....
 - A todos meus amigos que tiveram paciência de ouvir as “explicações” sobre pesca nas mais diferentes situações. Valeu galera..... eu me empolgo mesmo!!
- E a todos que de alguma forma contribuíram para realização deste trabalho.

VALEU GALERA!!!!

SUMÁRIO

ÍNDICE DE TABELAS	viii
ÍNDICE DE FIGURAS	ix
RESUMO	xii
ABSTRACT	xiii
1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO DA LITERATURA	4
2.1. A captura por unidade de esforço (CPUE) como indicador de abundância	4
2.2. Histórico da pesca atuneira no Brasil	8
2.3. Espécies analisadas	11
2.3.1. <i>Espadarte</i>	11
2.3.2. <i>Tubarão-azul</i>	13
3. OBJETIVOS	17
3.1. Objetivo geral	17
3.2. Objetivos específicos	17
3. MATERIAL E MÉTODOS	18
3.1. Espadarte	18
3.1.1. <i>Fonte de dados</i>	18
3.1.2. <i>Análise estatística</i>	18
3.2. Tubarão-azul	21
3.2.1. <i>Fonte de dados</i>	21
3.2.2. <i>Distribuição espacial do esforço de pesca</i>	22
3.2.3. <i>Padronização da CPUE</i>	22
3.2.4. <i>Influência dos fatores espaço-temporais, operacionais e ambientais na distribuição, abundância e pesca do tubarão-azul</i>	25
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	27
4.1. Espadarte	27
4.2. Tubarão-azul	38
4.2.1. <i>Distribuição espacial do esforço de pesca</i>	38
4.2.2. <i>Padronização da CPUE</i>	42
4.2.3. <i>Influência dos fatores espaço-temporais, operacionais e ambientais na distribuição, abundância e pesca do tubarão-azul</i>	50
5. CONCLUSÕES	73
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	74

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1 – Resultado da análise de deviência das variáveis explicativas do modelo linear generalizado para a padronização de CPUE de espadarte capturado pela frota atuneira paulista de Santos e Guarujá no Sudeste e Sul do Brasil. Para cada termo é apresentado o decréscimo da deviência residual, graus de liberdade e o valor de p do teste F	29
Tabela 2 - Estimativa dos coeficientes, desvio padrão, valor de t e o valor de p para o teste t estimado com o modelo linear generalizado para a padronização de CPUE de espadarte capturado pela frota atuneira paulista de Santos e Guarujá no Sudeste e Sul do Brasil.....	32
Tabela 3 – Índice de abundância e o respectivo desvio padrão estimado com o modelo linear generalizado para a padronização de CPUE de espadarte capturado pela frota atuneira paulista de Santos e Guarujá no Sudeste e Sul do Brasil.....	34
Tabela 4 – Análise de deviência do modelo aditivo generalizado referente ao modelo Log-normal. A redução do AIC, deviência residual, graus de liberdade e o valor de p do teste F são apresentados para cada variável.....	42
Tabela 5 – Análise de deviência do modelo aditivo generalizado referente ao modelo Binomial. A redução do AIC, deviência residual, graus de liberdade e o valor de p do teste F são apresentados para cada variável.....	43
Tabela 6 - Análise de deviência do modelo aditivo generalizado referente à sub-área norte. A redução do AIC, deviência residual, graus de liberdade e o valor de p do teste F são apresentados para cada variável.....	50
Tabela 7 - Análise de deviência do modelo aditivo generalizado referente à sub-área sul. A redução do AIC, deviência residual, graus de liberdade e o valor de p do teste F são apresentados para cada variável.....	51

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1 - Área de pesca dos atuneiros sediados em Santos e Guarujá, São Paulo (adaptado de AMORIM <i>et al.</i> , 1998).	19
Figura 2 - Distribuição dos dados de presença (em vinho) e ausência (em azul) de captura de tubarão-azul nos lançamentos de pesca analisados, de 1985 a 2000. A largura das colunas corresponde ao número de observações por ano.	23
Figura 3 - Divisão adotada para a área de pesca visando a análise comparativa da influência dos fatores espaço-temporais, operacionais e ambientais na CPUE de tubarão-azul.	25
Figura 4 - CPUE nominal média anual de espadarte capturado pela frota atuneira paulista de Santos e Guarujá no Sudeste e Sul do Brasil.	27
Figura 5 – CPUE nominal média trimestral de espadarte capturado pela frota atuneira paulista de Santos e Guarujá no Sudeste e Sul do Brasil, de 1971 a 2005.	28
Figura 6 - Distribuição dos níveis do fator “direcionamento” por ano (1971-2005). Os níveis 1, 2, 3 e 4 correspondem aos quartis da proporção de captura de espadarte em relação ao total capturado. Os níveis estão representados respectivamente pelas cores azul, vinho, verde e laranja.	28
Figura 8 - Histograma dos resíduos do modelo linear generalizado para a padronização de CPUE de espadarte capturado pela frota atuneira paulista de Santos e Guarujá no Sudeste e Sul do Brasil.	31
Figura 9 - Efeito do fator “trimestre” do modelo linear generalizado para a padronização de CPUE de espadarte capturado pela frota atuneira paulista de Santos e Guarujá no Sudeste e Sul do Brasil.	31
Figura 10 – Índice de abundância padronizado do modelo linear generalizado para a padronização de CPUE de espadarte capturado pela frota atuneira paulista de Santos e Guarujá no Sudeste e Sul do Brasil. As barras representam o intervalo de confiança das estimativas.	33
Figura 11 - Índice de abundância padronizado escalonado do modelo linear generalizado para a padronização de CPUE de espadarte capturado pela frota atuneira paulista de Santos e Guarujá no Sudeste e Sul do Brasil.	35
Figura 12 – Comparação entre as CPUEs padronizadas de espadarte capturado no Atlântico sul (ICCAT, 2006).	37
Figura 13 – Distribuição espacial do esforço de pesca da frota atuneira brasileira entre 1985 e 2000, durante o primeiro trimestre.	38
Figura 14 - Distribuição espacial do esforço de pesca (número de anzóis) da frota atuneira brasileira entre 1985 e 2000, durante o segundo trimestre.	39
Figura 15 – Distribuição espacial do esforço de pesca (número de anzóis) da frota atuneira brasileira entre 1985 e 2000, durante o terceiro trimestre.	39
Figura 16 – Distribuição espacial do esforço de pesca (número de anzóis) da frota atuneira brasileira entre 1985 e 2000, durante o quarto trimestre.	40
Figura 17 – Relação do número de variáveis com a deviança residual e o <i>pseudo-r</i> ² do modelo aditivo generalizado referente ao modelo Log-normal.	43
Figura 18 - Relação do número de variáveis com a deviança residual e o <i>pseudo-r</i> ² do modelo aditivo generalizado referente ao modelo Binomial.	43

Figura 19 – Análise dos resíduos do modelo aditivo generalizado referente ao modelo Log-normal. A) resíduos vs valores ajustados; e B) histograma dos resíduos.....	44
Figura 20 - Índice de abundância padronizado de tubarão-azul capturado no oeste do Atlântico Sul pela frota atuneira brasileira, estimado a partir dos coeficientes da variável “ano” do modelo Log-normal.....	45
Figura 21 – Índice de abundância padronizado de tubarão-azul capturado no oeste do Atlântico Sul pela frota atuneira brasileira, estimado a partir dos coeficientes da variável “ano” do modelo Binomial.....	45
Figura 22 – Índice de abundância padronizado escalonado de tubarão-azul capturado no oeste do Atlântico Sul pela frota atuneira brasileira, estimado a partir de um modelo aditivo generalizado.....	46
Figura 23 – Relação do número de variáveis com a deviância residual e o <i>pseudo-r</i> ² do modelo aditivo generalizado para a sub-área norte.....	51
Figura 24 – Relação do número de variáveis com a deviância residual e o <i>pseudo-r</i> ² do modelo aditivo generalizado para a sub-área sul.....	52
Figura 25 – Análise dos resíduos do modelo aditivo generalizado. A e B: modelo sub-área norte; e C e D: modelo sub-área sul. A e C: resíduos vs valores ajustados; e B e D: histograma dos resíduos.....	53
Figura 26 – Efeito de “mês” sobre a abundância relativa de tubarão-azul, derivado de um modelo aditivo generalizado. As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança das estimativas.....	54
Figura 27 - Efeito da “Longitude” sobre a abundância relativa de tubarão-azul, derivado de um modelo aditivo generalizado. As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança das estimativas.....	56
Figura 28 - Efeito da “latitude” sobre a abundância relativa de tubarão-azul, derivado de um modelo aditivo generalizado. As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança das estimativas.....	57
Figura 29 - Efeito da “profundidade do local de pesca” sobre a abundância relativa de tubarão-azul, derivado de um modelo aditivo generalizado. As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança das estimativas.....	59
Figura 30 - Efeito do “tempo de imersão” sobre a abundância relativa de tubarão-azul, derivado de um modelo aditivo generalizado. As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança das estimativas.....	60
Figura 31 - Efeito do “n.º de anzóis entre bóias” sobre a abundância relativa de tubarão-azul, derivado de um modelo aditivo generalizado. As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança das estimativas.....	62
Figura 32 - Efeito da “temperatura da superfície do mar” sobre a abundância relativa de tubarão-azul, derivado de um modelo aditivo generalizado. As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança das estimativas.....	64
Figura 33 - Distribuição espacial da média de temperatura da superfície do mar no primeiro trimestre do ano, para o período 1985 - 2000.....	67
Figura 34 – Distribuição espacial da média de temperatura da superfície do mar no segundo trimestre do ano, para o período 1985 - 2000.....	67
Figura 35 – Distribuição espacial da média de temperatura da superfície do mar no terceiro trimestre do ano, para o período 1985 - 2000.....	68

Figura 36 – Distribuição espacial da média de temperatura da superfície do mar no quarto trimestre do ano, para o período 1985 - 2000..... 68

Figura 37 - Efeito da “profundidade da termoclina” sobre a abundância relativa de tubarão-azul, derivado de um modelo aditivo generalizado. As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança das estimativas..... 70

RESUMO

No presente trabalho são apresentados os resultados da padronização da CPUE de espadarte (*Xiphias gladius*) e de tubarão-azul (*Prionace glauca*) capturados pela frota atuneira brasileira no oceano Atlântico. Para a padronização da CPUE de espadarte foram utilizados os dados de produção e esforço pesqueiro da frota atuneira sediada em Santos e Guarujá, São Paulo, que operou com espinhel de superfície entre 1971 e 2005. Os dados de captura foram obtidos das folhas de comercialização das empresas de pesca. O esforço de pesca (número de anzóis) foi obtido dos mapas de bordo. Ajustou-se um modelo linear generalizado (GLM), seguindo o pressuposto que a CPUE (quilos por mil anzóis) segue uma distribuição log-normal. Além dos fatores “ano” e “trimestre” também foi utilizada a composição de captura das diferentes espécies para a construção do fator “direcionamento”. Para a padronização da CPUE de tubarão-azul foram utilizados os dados de captura e esforço de pesca da frota atuneira brasileira (nacional e arrendada) do período 1985 – 2000. Um total de dez variáveis foram utilizadas, classificadas em três tipos: espaço-temporais, operacionais e ambientais. A CPUE do tubarão-azul (número de indivíduos capturados por mil anzóis) foi ajustada por um modelo aditivo generalizado (GAM). Devido ao elevado percentual de lances sem captura (ou com captura igual a zero), a padronização da CPUE seguiu o método “Delta”. O modelo para as observações positivas seguiu o pressuposto que a CPUE é derivada de uma distribuição log-normal. O modelo para os dados de presença e ausência seguiu uma distribuição binomial. A proporção de deviência explicada pelo modelo para a padronização da CPUE de espadarte é de aproximadamente 0,77 (*pseudo-r*²). O fator “ano” explicou grande parte da variabilidade da CPUE, seguido pelos fatores “direcionamento” e “trimestre”. Considerando a estimativa de CPUE padronizada de espadarte como um índice de abundância relativo, os resultados sugerem que a biomassa do estoque do Atlântico Sul não sofreu mudanças bruscas durante os últimos anos. Entretanto, esta interpretação deve ser analisada cuidadosamente devido ao baixo esforço de pesca empregado pela frota atuneira paulista e sua pequena área de atuação em relação à distribuição do estoque de espadarte no Atlântico Sul. O modelo para a padronização da CPUE de tubarão-azul indicou que os fatores espaço-temporais (*eg.* ano) e operacionais (*eg.* cluster) se mostraram mais importantes na variação da CPUE de tubarão-azul do que os fatores ambientais (*eg.* temperatura da superfície do mar). A análise demonstrou complexidade na relação entre a distribuição do tubarão-azul e o meio ambiente. As zonas ecologicamente mais produtivas (*eg.* Convergência Subtropical) tendem a ser mais ricas para a pesca, embora correlações entre a CPUE e as variáveis ambientais nem sempre sejam evidentes. A tendência da CPUE padronizada de tubarão-azul apresentou um padrão de estabilidade da biomassa para o estoque do Atlântico Sul. Sendo assim, a pesca atuneira no Atlântico Sul parece não estar afetando fortemente o estoque dessa espécie. Contudo, tal resultado deve ser considerado com cautela, pois analisaram-se dados relativos apenas ao período 1985 – 2000.

Palavras-chave: Frota atuneira brasileira, padronização de CPUE, tubarão-azul, espadarte, GLM, GAM.

ABSTRACT

In the present work the results of the standardization of the swordfish (*Xiphias gladius*) and the blue shark (*Prionace glauca*) CPUE caught by the Brazilian longline fleet in the Atlantic Ocean are presented. The data of landings and fishing effort of São Paulo longline fleet that operated with surface longline during the period from 1971 to 2005 has been used for the standardization of swordfish CPUE. The catch data has been collected from commercial sheets of fishing companies settled in Santos and Guarujá, São Paulo State. The fishing effort (number of hooks) has been collected from the logbooks. A generalized linear model (GLM) has been adjusted, with the CPUE (kilograms per thousand hooks) following a log-normal distribution. Beyond the factors "year" and "quarter", the composition of catches of the different species also has been used for the construction of the factor "target". The catch and fishing effort data of the Brazilian longline fleet (national and leased boats) related to the period from 1985 to 2000 has been used for the standardization of the blue shark CPUE. A total of ten variables have been used and classified in three types: spatial-temporal; operational; and environmental. The blue shark CPUE (number of individuals caught per thousand hooks) was adjusted by a generalized additive model (GAM). Due to raised ratio of sets without catches (catch equals zero), the standardization of the CPUE followed the "Delta" method. The model for the positive sets followed a log-normal distribution. The model for presence and absence of data followed a binomial distribution. The deviance ratio explained for the model for the standardization of swordfish is approximately 0,77 (pseudo- r^2). The factor "year" explained great part of the variability of the CPUE, followed for the factors "target" and "quarter". Considering the estimate of standardized swordfish CPUE as a relative index of abundance, the results suggested that the swordfish biomass of the south Atlantic did not suffer strong changes during the last years. However that interpretation must be analyzed carefully due to the low effort of fishes used for the São Paulo longline fleet and its small fishing area in relation to the swordfish distribution in the south Atlantic. The model for the standardization of the blue shark CPUE indicated that the spatial-temporal (eg. year) and operational factors (eg. cluster) showed more importance in the variation of the blue shark CPUE than of that the environmental factors (eg. sea surface temperature). The present analysis demonstrated the complexity between the distribution of blue shark and the environment. The most productive zones (eg. Subtropical Convergence) tend to be richer for fishing, however the establishment of correlations between the CPUE and the environmental factors are not always clear. The trend of the standardized CPUE of the blue shark caught by the Brazilian longline fleet shows a stability of the biomass of the south Atlantic. Hence, the longline fishing in the south Atlantic seems not to be strongly affecting the blue shark stock. However, this result must be considered with caution, because just the data from 1985 to 2000 were analyzed.

Key-words: Brazilian longline fleet, CPUE standardization, blue shark, swordfish, GLM, GAM.

1. INTRODUÇÃO

O desenvolvimento da pesca de atuns e afins com espinhel de superfície no Brasil, desde a sua introdução em 1956, sofreu grandes oscilações no que diz respeito ao número de embarcações componentes da frota, aos avanços tecnológicos do petrecho de pesca e ao direcionamento das capturas. De acordo com MENESES de LIMA *et al.* (2000), o desenvolvimento dessa modalidade de pesca no Brasil pode ser dividido em quatro períodos distintos. Durante a primeira fase (1972-1976), os atuns (*Thunnus* spp.) foram as espécies-alvo. Neste período os tubarões não tinham valor comercial e boa parte da captura deste grupo era descartada.

A partir de meados da década de 1980 houve uma ampliação do mercado interno para a carne de tubarão, a partir de um esforço objetivo de estímulo ao consumo desse tipo de carne, já que esse grupo de espécies era muito capturado devido ao elevado preço das nadadeiras (barbatanas) destinadas à exportação. Assim, houve um aumento gradual da captura de tubarões, sendo o tubarão-azul, *Prionace glauca* o principal contribuinte para tal aumento, pois os pescadores deixaram de evitá-lo ou de descartá-lo (AMORIM and ARFELLI, 1992; ARFELLI, 1996).

Dentro do contexto do desenvolvimento da frota atuneira brasileira, o espadarte, *Xiphias gladius*, teve um papel inicialmente discreto nas capturas. A espécie era capturada ocasionalmente como fauna acompanhante por embarcações (principalmente as arrendadas: embarcações estrangeiras contratadas por empresas de pesca brasileiras) que tinham como espécie-alvo os atuns (MENESES de LIMA *et al.*, 2000). Os primeiros experimentos de pesca dirigidos à captura de espadarte foram realizados em 1980/81, ainda com o uso do espinhel de náilon multifilamento (AMORIM e ARFELLI, 1984).

A partir de 1994 iniciou-se a fase de transição do petrecho de pesca, quando a frota atuneira brasileira passou gradualmente a operar com o espinhel de náilon monofilamento e com atratores luminosos (ARFELLI, 1996). Essa mudança se deu com o objetivo de aumentar a captura de espadarte devido à crescente demanda do mercado internacional por esta espécie. A carne de espadarte pode atingir preço elevado no mercado internacional e sua captura no Brasil é quase que totalmente voltada para

exportação para os Estados Unidos, a Espanha dentre outros países (WEIDNER and AROCHA, 1999).

A exploração de um recurso pesqueiro pode ser monitorada pela variação da abundância desse recurso ao longo do tempo em que está submetido a um certo esforço de captura. O monitoramento da variação na abundância permite antever quando se torna necessário estabelecer medidas de ordenamento da atividade pesqueira, sendo comumente realizado com a utilização de indicadores calculados a partir de informações de captura e de esforço pesqueiros obtidos junto à frota comercial. Como exemplo de indicador tem-se a “captura por unidade de esforço (CPUE)”, que é largamente utilizada em biologia pesqueira e indispensável em alguns modelos de avaliação de estoques (HILBORN and WALTERS, 1992; SPARRE e VENEMA, 1997).

No entanto, a CPUE pode variar em função de fatores que geralmente não são considerados: a) a dinâmica espacial e temporal das frotas pesqueiras (SALTHAUG and GODO, 2001; SALTHAUG and AANES, 2003); b) as mudanças tecnológicas no petrecho pesqueiro que resultam no direcionamento da pesca para espécies em particular (GULLAND, 1974; RICHARDS and SCHNUTE, 1986; QUINN and DERISO, 1999); c) variações na experiência da tripulação (SALAS and GAERTNER, 2004); e d) o padrão comportamental dos recursos em relação às condições ambientais (BRILL and LUTCAVAGE, 2001).

Assim, a variação da CPUE, teoricamente interpretada como alterações na abundância de um estoque, pode estar relacionada a outros fatores decorrentes de mudanças na eficiência da pesca. Dessa forma, medidas gerenciais sobre os recursos pesqueiros de importância econômica para o País, e compartilhados internacionalmente, como é o caso do espadarte e do tubarão-azul, fica prejudicada. Portanto, é de suma importância que se desenvolvam trabalhos científicos para correção desses desvios, buscando fornecer séries históricas de CPUE livres dos vícios que causam variabilidade não relacionada com a abundância das espécies.

Uma solução para a obtenção de valores efetivamente relacionados à abundância dos estoques é a “padronização da CPUE”, usualmente calculada por meio de métodos de regressão estatísticos, que ajustam o efeito dos diversos fatores que variam ao longo do tempo na dinâmica da frota (MAUNDER and PUNT, 2004).

Em função do seu comportamento altamente migratório, os grandes peixes pelágicos, tais como o tubarão-azul e o espadarte, são capturados por vários países e diferentes artes de pesca, o que faz com que a avaliação e o manejo de seus estoques só sejam possíveis através de esforços conjuntos de várias nações. No caso da pesca de atuns e afins no Atlântico, a organização responsável por essa missão é a Comissão Internacional para a Conservação do Atum Atlântico (ICCAT- *International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas*), constituída atualmente por mais de 40 países.

Como os estoques dos grandes peixes pelágicos já estão sendo explorados em níveis próximos do limite sustentável, o crescimento da participação brasileira nas capturas dessas espécies implicará, necessariamente, a necessidade de redução da produção pelas nações pesqueiras mais desenvolvidas, o que, por sua vez, dependerá diretamente da sua capacidade de negociação no âmbito da ICCAT. Nesse contexto, é evidente que as aspirações brasileiras de desenvolver a sua pesca oceânica não se sustentarão se não estiverem alicerçadas no adequado cumprimento de suas obrigações perante àquela Comissão. Entre essas obrigações se destaca a necessidade de gerar informações científicas sobre as espécies exploradas, no sentido de assegurar uma adequada avaliação da condição de seus estoques e, conseqüentemente, a implementação das medidas de ordenamento necessárias para garantir a sua sustentabilidade.

Nos últimos anos, a ICCAT tem recomendado o fornecimento da CPUE padronizada para as diferentes espécies capturadas pelas frotas que atuam no Atlântico (ICCAT, 2000). Portanto, é de suma importância que o Brasil cumpra as suas obrigações de signatário da ICCAT e desenvolva os estudos necessários à apresentação das séries históricas de CPUE padronizadas para as diferentes espécies controladas pela Comissão.

Em razão do exposto, no presente trabalho são apresentados os resultados da padronização do indicador “CPUE” para o espadarte e para o tubarão-azul, espécies capturadas pela frota atuneira brasileira no oceano Atlântico.

2. REVISÃO DA LITERATURA

2.1. A captura por unidade de esforço (CPUE) como indicador de abundância

As recomendações científicas para o manejo da pesca geralmente são baseadas nos resultados de algumas técnicas de avaliação de estoques (HILBORN and WALTERS, 1992), que envolvem a estimativa de parâmetros relacionados à dinâmica populacional. Tais resultados estimam uma medida de “quantidade” do recurso explorado, como a abundância relativa de um estoque, que é de interesse direto dos responsáveis pelo manejo da pesca.

Embora os índices de abundância devam, idealmente, ser baseados na coleta de dados independentes da pesca comercial, como cruzeiros científicos (e.g. SIMPFENDORFER *et al.*, 2002), esses dados freqüentemente despendem muitos recursos e são de difícil aquisição. Sendo assim, muitas avaliações de estoques (e.g. atuns e afins) baseiam-se somente em dados oriundos da pesca comercial. Os dados da pesca comercial mais comuns e fáceis de obter são a captura e o esforço de pesca, usualmente referidos como captura por unidade de esforço, a CPUE. O conceito da CPUE desde há muito vem sendo utilizado na ciência pesqueira (GARSTANG, 1900; BARANOV, 1918).

Um dos pressupostos mais comuns na ciência pesqueira clássica é que a abundância relativa de um estoque pode ser estimada a partir do conhecimento da captura (C) e do esforço de pesca (E) a que um recurso está submetido em uma dada área e período. A forma simples de equacionar esse pressuposto é

$$C = qEN$$

onde q representa o coeficiente de capturabilidade e N uma medida de abundância, como, por exemplo, a densidade de um estoque (RICKER, 1975). Rearranjando a equação acima tem-se que:

$$\frac{C}{E} = qN$$

onde $\frac{C}{E}$ é a CPUE. No entanto, a relação entre a CPUE e N é normalmente mais complicada do que a indicada acima. O coeficiente de capturabilidade q varia em função de outros fatores, como o padrão de disponibilidade e vulnerabilidade, recrutamento não homogêneo e migração dos recursos (SWAIN and SINCLAIR, 1994; VIGNAUX, 1996), a alocação espaço-temporal do esforço de pesca (PALOHEIMO and DICKIE, 1964), mudanças na composição das frotas e na eficiência do aparelho de pesca (DICKSON, 1993; QUINN and DERISO, 1999), variações na experiência da tripulação (SALAS and GAERTNER, 2004) e a distribuição dos recursos em relação às condições ambientais (BRILL and LUTCAVAGE, 2001).

Portanto a otimização do uso da CPUE como índice de abundância relativo depende do ajuste (remoção) do efeito de outros fatores não relacionados com a abundância na CPUE (eg. eficiência do aparelho de pesca), num procedimento denominado “padronização da CPUE”. O uso de CPUEs “não padronizadas” nas avaliações de estoques pesqueiros desde há muito vem sendo criticado por diversos autores (GARSTANG, 1900; BARANOV, 1918; RICKER, 1940; MARR, 1953; GULLAND, 1956; BEVERTON and HOLT, 1957; ROBSON, 1966; HAYASI, 1974), os quais definem a eficiência de captura de uma embarcação de pesca como o “poder de pesca relativo” associado a uma “embarcação-padrão”.

GARSTANG (1900) possivelmente foi um dos primeiros cientistas a utilizar a idéia do “poder de pesca relativo”, explicando que é indispensável que as embarcações de uma dada frota devam ser classificadas por aparelho de pesca e meio de propulsão com seus respectivos valores de “poder de pesca relativo” convertidos a uma unidade padrão de eficiência de captura. Este autor reportou valores de CPUE baseado em embarcações de arrasto propulsionadas por vela, vapor e diesel, convertendo o esforço de pesca dessas embarcações em uma unidade padrão de embarcações propulsionadas a vela.

BEVERTON and HOLT (1957) desenvolveram um método que envolve a seleção de uma “embarcação-padrão” para determinação do “poder de pesca relativo” de todas as outras embarcações que compõem uma dada frota, sendo definido por:

$$PPR_i = \frac{C_i / E_i}{C_s / E_s}$$

onde PPR_i é o poder de pesca relativo de uma embarcação i , C_i a captura total da embarcação i em um dado período, C_s a captura total da embarcação-padrão em um dado período, E_i o esforço de pesca da embarcação i e E_s o esforço de pesca da embarcação-padrão. O cálculo da CPUE padronizada I_t para o ano t é então definida como:

$$I_t = \frac{\sum_i C_{t,i}}{\sum_i (PPR_i E_{t,i})}$$

onde $C_{t,i}$ é a captura da embarcação i no ano t e $E_{t,i}$ é o esforço de pesca da embarcação i no ano t . Entretanto, as estimativas de CPUE padronizadas resultantes deste método podem ser de difícil interpretação, uma vez que, a escolha da “embarcação-padrão” para um período longo (série histórica de dados de captura e esforço de pesca) não é uma questão simples.

GAVARIS (1980) comenta que em situações onde a “embarcação-padrão” é ausente para determinado ano, este método não pode ser aplicado. Em vista disso, outros métodos foram desenvolvidos no início da década de 1980 envolvendo o ajuste de modelos de regressão estatísticos. GAVARIS (1980) estendeu o modelo multiplicativo de ROBSON (1966) logaritmando a variável resposta (no caso a CPUE), incluindo país, tipo de aparelho de pesca, capacidade de carga da embarcação, mês e área de pesca como variáveis categóricas (eg. fatores).

KIMURA (1981) estendeu o método de GAVARIS (1980) incluindo variáveis contínuas no modelo além das variáveis categóricas. Posteriormente, houve uma proliferação de trabalhos científicos utilizando modelos de regressão estatísticos para tratar da padronização da CPUE (PENNINGTON, 1983; BANNEROT and AUSTIN, 1983; ALLEY and PUSLLY, 1984; COOKE and BEDDINGTON, 1984; RICHARDS and SCHNUTE, 1986).

Atualmente uns dos métodos mais tradicionais para a padronização de CPUE é a aplicação do modelo linear generalizado - GLM (McCULLAGH and NELDER, 1989), uma extensão dos modelos lineares clássicos. Sua estrutura geral é formada por: a) a *variável resposta* (normalmente, mas não somente, a CPUE); b) o *preditor linear* que especifica as variáveis explicativas utilizadas; c) a *função link* que estabelece uma relação funcional entre o *preditor linear* e a *variável resposta*; e d) o *erro* do modelo que é derivado de uma distribuição de probabilidade da família exponencial (McCULLAGH and NELDER, 1989).

A aplicação dos GLMs pode separar os efeitos de muitos fatores que causam variabilidade na CPUE, sendo úteis para a produção de séries de CPUE padronizadas (QUINN and DERISO, 1999). Os GLMs têm sido amplamente utilizados na ciência pesqueira na padronização de CPUE (MAUNDER and PUNT, 2004), mas também podem ser utilizados em estudos de seletividade (MYERS and HOENIG, 1997) e para estimativa de parâmetros biológicos (BROMLEY, 2000), entre outros usos.

Embora a grande maioria dos trabalhos científicos de padronização de captura e esforço pesqueiro se baseie no GLM (MAUNDER and PUNT, 2004), outras técnicas também têm sido aplicadas. Mais recentemente o modelo aditivo generalizado - GAM (HASTIE and TIBSHIRANI, 1990; CHAMBERS and HASTIE, 1992) tem sido amplamente usado na ciência pesqueira, incluindo tópicos como o uso do habitat (STONER *et al.*, 2001), o recrutamento de estoques (JACOBSON and MACCALL, 1995; DASKALOV, 1999) e a relação da abundância dos estoques com as variáveis ambientais e operacionais da pesca (SWARTZAN *et al.*, 1992; SWARTZAN *et al.*, 1994; KLEIBER and BARTOO, 1998; MAURY *et al.*, 2001; WALSH and KLEIBER, 2001).

Os GAMs correspondem a generalizações de modelos de regressão não-paramétricos e são menos restritivos quanto à distribuição da variável resposta (HASTIE and TIBSHIRANI, 1990; CHAMBERS and HASTIE, 1992). Sua estrutura geral é formada por: a) a *variável resposta* (normalmente, mas não exclusivamente, a CPUE); b) uma função “suavizadora” (*smoother function*) como *loess* ou *cubic spline* que ajusta o efeito não linear das variáveis sobre a *variável resposta* e c) o *erro* do modelo (HASTIE and TIBSHIRANI, 1990; CHAMBERS and HASTIE, 1992). A principal diferença entre os GAMs e os modelos de regressão convencionais está na incorporação de efeitos não-lineares complexos de múltiplas fontes.

Outros modelos de regressão mais tradicionais, como a análise de variância (ANOVA), GLMs e regressões lineares múltiplas, assumem que a relação da variável resposta com as variáveis explicativas é de natureza linear. No entanto, tal pressuposto pode falhar quando a relação de uma variável explicativa com a CPUE ocorre de forma não-linear (FOURNEY, 2000), sendo os GAMs ferramentas estatísticas úteis para mensurar os efeitos não-lineares entre as diversas variáveis com a CPUE.

MAUNDER and PUNT (2004) e VENABLES and DITCHMOND (2004) apresentam uma revisão sobre os métodos estatísticos usados para a padronização de CPUE, destacando a importância de sua padronização para as avaliações de estoques pesqueiros. Estes autores discutem uma variedade de métodos aplicáveis para a obtenção de séries de CPUEs padronizadas, incluindo as vantagens e desvantagens do uso dos GLMs e GAMs.

2.2. Histórico da pesca atuneira no Brasil

Os primeiros registros de pesca com espinhel de superfície em território nacional referem-se aos anos de 1955 e 1956 e às regiões norte e nordeste do Brasil (FAO, 1957). Ainda em 1956, empresas de Recife (PE) efetuaram o arrendamento de atuneiros japoneses, dando início a esse tipo de atividade comercial no Atlântico Sul (PAIVA, 1961; MORAES, 1962; LIMA and WISE, 1963).

O espinhel introduzido no Brasil era semelhante ao utilizado pela frota japonesa, constituindo-se de anzóis presos a cabos de náilon multifilamento torcido, posicionados em profundidades que variavam de 60 a 150 m. O aparelho, descrito por AMORIM e ARFELLI (1984) baseando-se na frota atuneira paulista, era constituído por um cabo principal (a linha madre, medindo cerca de 90 km e contendo de 1.200 a 1.400 anzóis), acondicionado em “rolos” de 300 m, com cinco anzóis cada (alguns barcos, em certos períodos, utilizavam até oito anzóis por rolo).

O espinhel era composto em média por 300 rolos, ligados entre si, e por cabos auxiliares: cabos de bóia (com destorcedor, bóia e, alternadamente, haste de bambu com bandeirola) e cabo de anzol (com dois tipos de cabos de náilon: “burã” e “sekyiama”, destorcedor, cabo de aço e anzol). Utilizavam-se ainda bóias de luz e bóias-rádio para facilitar a localização do espinhel. A sardinha (*Sardinella brasiliensis*), a lula

(*Illex* sp.) e a cavalinha (*Scomber japonicus*) eram as espécies mais utilizadas como iscas.

Na região Sudeste-Sul do Brasil essa modalidade de pesca teve início em 1958, também com o arrendamento de três embarcações japonesas, sediadas em Santos (SP), que se dedicaram à atividade até 1961 (MORAES, 1962; MORAIS 1966). Em 1965/66, também em Santos, uma frota nacional iniciou suas atividades com duas embarcações, passando a três em 1971 e a oito em 1984, diminuindo esse número para seis embarcações até 1987 voltando a subir para 14 em 2000 (ARFELLI and AMORIM, 1988; MOURATO *et al.*, 2004). Em 1977, na cidade de Rio Grande (RS), uma frota arrendada composta por três embarcações japonesas operou até outubro de 1991, sendo que a partir de 1982 começaram a operar também embarcações nacionais (SILVA *et al.*, 1994).

Em junho de 1978, uma empresa sediada em Natal (RN) obteve resultados positivos em operações de pesca experimental de atuns com o uso do espinhel (BARROS e AZEVEDO, 1981). Em função dos bons resultados alcançados, essa modalidade de pesca foi introduzida na região em 1983 com a operação de apenas uma pequena embarcação espinheleira. Em 1985 e 1986, mais duas embarcações foram introduzidas. Em 1989, a partir do ingresso de uma nova empresa na atividade, a frota alcançou o número de oito embarcações, elevando-se para dez em 1990 (HAZIN, 1986). Em 1991 parte da frota paralisou as suas operações, ficando reduzida novamente a três barcos. De 1996 em diante, a partir do arrendamento de um barco norte-americano equipado para a pesca do espadarte, a frota atuneira do Rio Grande do Norte voltou a crescer, alcançando 16 barcos em 1998, sendo quatro arrendados, três dos Estados Unidos e um do Panamá (HAZIN, 1998).

Em maio de 1994, uma embarcação arrendada começou a operar a partir dos portos de Santos, SP, utilizando um novo tipo de espinhel, semelhante ao da frota norte-americana, constituído por cabos de náilon monofilamento, com os anzóis atuando em profundidades menores (de 15 a 40 m). Junto com esse aparelho, introduziu-se a utilização de fonte luminosa para atração do pescado ("*light-stick*"), por meio de bastão plástico com componentes químicos em seu interior, que, quando misturados, emitem luz de maior ou menor intensidade, dependendo dos componentes (ARFELLI, 1996).

A pesca com o espinhel de cabo de náilon monofilamento tem como espécie-alvo o espadarte. Frente ao excelente resultado obtido, as embarcações nacionais passaram a utilizar esse espinhel nos meses subsequentes, sendo que em dezembro de 1994 já haviam cinco atuneiros nacionais pescando com o novo aparelho (ARFELLI, 1996). No início de 1996 todas as embarcações atuneiras sediadas em Santos e Guarujá já operavam com o novo aparelho de pesca (ARFELLI *et al.*, 1997a).

Na região Sudeste-Sul do Brasil, com base na atuação da frota atuneira sediada em Santos, sabe-se que a área de pesca utilizada até o final dos anos 1980 abrangia o quadrilátero 20°-33°S / 39°-50°W, sendo que, eventualmente, algumas embarcações operavam alguns meses na região Nordeste (ARFELLI e AMORIM, 1981). Na década de 1990 a área de pesca ampliou-se, especialmente na direção leste, para 17°-35°S / 27-52°W (ARFELLI, 1996; AMORIM *et al.*, 1998). Nas regiões Norte e Nordeste, as embarcações atuneiras sediadas em Natal (RN) operaram entre 5°N-7°S / 25°-40°W (HAZIN *et al.*, 1990).

Já o direcionamento da pesca variou tanto para a frota sediada em Santos e Guarujá, como para a frota sediada em Natal. Em Santos, MOURATO *et al.* (2004) observaram cinco períodos com diferentes direcionamentos, mudanças na metodologia e tecnologia de pesca adotada pelos pescadores: 1° período (1971-1979), direcionamento aos atuns (*Thunnus* spp.); 2° período (1980-1981), direcionamento ao espadarte; 3° período (1983-1993), direcionamento aos tubarões, principalmente o tubarão-azul; 4° período (1994-1997), introdução do espinhel monofilamento e direcionamento ao espadarte; e 5° período (1998-2001), direcionamento aos tubarões.

Em Natal, HAZIN *et al.* (2002a) também observaram cinco fases distintas. Na primeira fase, entre 1983 e meados de 1986, as espécies-alvo eram os atuns, que respondiam pela maior parte das capturas. A partir desse ano, os tubarões foram as espécies mais capturadas, particularmente o tubarão-azul. Na terceira fase, a partir de 1988, os barcos passaram a concentrar o seu esforço de pesca, durante o primeiro trimestre do ano, nas proximidades do arquipélago de São Pedro e São Paulo, obtendo elevadas capturas de albacora-de-laje (*Thunnus albacares*). A partir de junho de 1991, iniciou-se a quarta fase onde observou-se que os tubarões do gênero *Carcharhinus*, principalmente o tubarão-toninha, *C. signatus*, concentravam-se sobre os bancos oceânicos localizados ao norte do Rio Grande do Norte e Ceará. Em meados de 1997

iniciou-se a quinta fase, com um aumento substancial da captura do espadarte, decorrente da introdução da arte de pesca com espinhel de cabos de náilon monofilamento.

Portanto, com o passar dos anos, ocorreram muitas mudanças na pesca com espinhel de superfície para a captura de atuns e afins no Brasil, seja no número de embarcações, seja nas áreas de atuação, no direcionamento das pescarias etc., com reflexos importantes na CPUE, exigindo a sua padronização para fins de administração pesqueira.

2.3. Espécies analisadas

2.3.1. Espadarte

O espadarte, *Xiphias gladius* Linnaeus, 1758, pertence à Ordem Perciformes e à Família Xiphidae. É um peixe marinho, epi e mesopelágico, migrador, que habita a área oceânica a partir do talude da plataforma continental, ainda que em algumas regiões, excepcionalmente, seja encontrado em águas mais costeiras (OVCHINNIKOV, 1971; NAKAMURA, 1985). Apresenta distribuição cosmopolita, habitando preferencialmente águas tropicais e temperadas com distribuição latitudinal entre 60°N e 50°S e vertical desde a superfície até 650 metros de profundidade. Apresenta ampla tolerância térmica, ocorrendo em águas com temperatura entre 5° e 27°C. Entre os peixes-de-bico (espadarte e agulhões) é a que apresenta distribuição geográfica mais ampla (NAKAMURA, 1985).

No oceano Atlântico, o espadarte se distribui basicamente entre 40°N e 40°S, ocorrendo concentrações que variam espaço-temporalmente indicando grande movimentação dos indivíduos da espécie no nordeste e noroeste desse oceano, Golfo da Guiné e sul do Brasil- Argentina (MENNI *et al.*, 1984), sendo esta última a maior delas (NAKAMURA, 1974). No lado oeste do Atlântico é encontrado desde a Terra Nova (TIBBO *et al.*, 1961) até a Argentina (MENNI *et al.*, 1984) enquanto no leste é encontrado da Islândia (MIYAKE and HAYASI, 1972) e Escandinávia ao sul do Cabo da Boa Esperança (PALKO *et al.*, 1981).

As fêmeas crescem mais rápido que os machos e também atingem um tamanho máximo maior. Os exemplares alcançam um grande porte, havendo registros de

espécimes com mais de 500 kg de peso total (OVCHINNIKOV, 1971; NAKAMURA, 1985). É um predador oportunista, alimentando-se principalmente de peixes, lulas e crustáceos (MELLO, 1992). Realiza migração vertical diária, encontrando-se em águas mais profundas durante o dia e na superfície durante a noite (CAREY and ROBISON, 1981).

Devido à sua ampla distribuição geográfica, o espadarte tem sido estudado em relação à pesca, biologia, distribuição e abundância em diversas regiões do mundo (SCOTT and TIBBO, 1968; GORBUNOVA, 1969; OVCHINNIKOV, 1971; UEYANAGI *et al.*, 1970; WISE and DAVIS, 1973; NAKAMURA, 1974; UCHIYAMA and SHOMURA, 1974; BEARDSLEY, 1978; AMORIM y ARFELLI, 1980; CAREY and ROBISON, 1981; ZAVALA-CAMIN, 1982; AMORIM e ARFELLI, 1984; ZAVALA-CAMIN, 1987; MELLO, 1992; ARFELLI, 1996; HAZIN, 2001; HAZIN *et al.*, 2001).

Quanto à estrutura populacional do espadarte no oceano Atlântico, a hipótese mais aceita atualmente é que pode ser dividida em três unidades de manejo distintas, uma no Atlântico norte, outra no Atlântico sul, separadas na latitude 5°N, e uma terceira unidade no mar Mediterrâneo (ALVARADO-BREMER *et al.*, 1995; ICCAT, 2006).

Desde 1950 a captura global de espadarte vem apresentando uma tendência crescente, atrelada a desenvolvimentos tecnológicos e ao mercado internacional (WARD *et al.*, 2000), estabilizando-se entre 30 e 40 mil toneladas nas décadas de 1960 e 1970 e ultrapassando 100 mil toneladas no final dos anos 1990 (FAO, 2007). Cerca de 30 países participam da captura global de espadarte, utilizando vários petrechos de pesca (arpão, vara e carretilha, redes de emalhe, armadilhas e principalmente o espinhel de superfície). No entanto, mais da metade das capturas é considerada incidental na pesca de espinhel direcionada aos atuns (WARD *et al.*, 2000).

Para o Atlântico sul a tendência da captura de espadarte pode ser dividida em dois períodos, antes e depois de 1980. Antes de 1980 a produção foi relativamente baixa, geralmente inferior a cinco mil toneladas/ano. Depois de 1980 as capturas aumentaram substancialmente chegando a um pico de 21.780 t em 1995. Este aumento foi devido ao deslocamento progressivo do esforço de pesca de frotas que tradicionalmente operavam no Atlântico norte (frota espanhola) que passaram a pescar também no Atlântico sul (ARFELLI, 1996). Posteriormente, devido à regulamentação

imposta pela ICCAT (quotas de captura) a captura de espadarte no Atlântico sul foi reduzida a 12.902 toneladas em 2004 (ICCAT, 2006).

Durante a reunião de “Avaliação de Estoques de Espadarte do Atlântico” da ICCAT realizada em Madrid, Espanha, em setembro de 2006, o Comitê de Pesquisa e Estatística (SCRS) concluiu que o estoque da espécie do Atlântico sul não está sendo fortemente afetado pela pesca (ICCAT, 2006). No entanto, a falta de informações sobre a biologia e abundância da espécie nos diferentes oceanos do mundo, posicionou o espadarte na lista de espécies ameaçadas da IUCN (*International Union for Conservation of Nature e Natural Resources*), na categoria “Dados Insuficientes” (IUCN, 2007).

No Brasil, a captura de espadarte é realizada com o uso de espinhel pelágico durante o ano todo por atuneiros nacionais e estrangeiros (arrendados por empresas sediadas no País) (AMORIM e ARFELLI, 1984; ARFELLI and AMORIM, 1988; MENESES de LIMA *et al.*, 2000). Aproximadamente 90% da produção brasileira é destinada à exportação, o que amplia a importância econômica do espadarte para a cadeia produtiva pesqueira brasileira, sendo o país um dos principais produtores da América Latina, com captura total em torno de três mil toneladas em 1998 (WEIDNER and AROCHA, 1999) e 3800 toneladas em 2005 (SEAP, 2006).

Diante da importância da pesca do espadarte para o Brasil, há muito percebeu-se a necessidade do acompanhamento da variação da abundância dessa espécie, o que levou à realização de diversos trabalhos científicos tratando da CPUE de espadarte capturado no sudoeste do Atlântico (AMORIM e ARFELLI, 1984; HAZIN, 1993; MORA *et al.*, 1991; ARFELLI, 1996; HAZIN *et al.*, 2002b). No entanto, os valores apresentados pelos autores acima referem-se ao cálculo direto da CPUE, não padronizados, o que impede a sua utilização em estudos de abundância da espécie nas diversas regiões do Atlântico sul.

2.3.2. Tubarão-azul

O tubarão-azul, *Prionace glauca* (Linnaeus, 1758), pertence à Ordem Carcharhiniformes e à Família Carcharhinidae. É uma espécie pelágica com distribuição circunglobal, ocorrendo de zonas tropicais a temperadas. No oceano Atlântico oeste a

espécie se distribui de Terra Nova até a Argentina e no lado leste da Noruega até o sul da África (COMPAGNO, 1984). Realiza longas migrações transoceânicas, sendo considerado um dos tubarões mais abundantes, habitando preferencialmente o ambiente oceânico, distribuindo-se da superfície até aproximadamente 600 m de profundidade (COMPAGNO, 1984; CAREY and SCHAROLD, 1990).

Pode atingir até 3,8 m de comprimento total. Os machos encontram-se sexualmente maduros com o comprimento total variando entre 1,8 e 2,8 m, enquanto que as fêmeas atingem essa maturidade entre 1,9 e 2,2 m. O tubarão-azul é uma espécie vivípara placentária, gerando de 4 a 135 filhotes por parto com comprimento total variando entre 35 e 44 cm (COMPAGNO, 1984). Sua dieta é constituída principalmente por cefalópodes e pequenos teleósteos (CLARKE and STEVENS, 1974; HAZIN *et al.*, 1994a; VASKE e RINCÓN, 1998).

Devido à ampla distribuição geográfica, a espécie é bastante estudada mundialmente em relação à pesca, biologia, distribuição e abundância (STRASBURG, 1958; STEVENS, 1973; STEVENS, 1975; SCIARROTTA and NELSON, 1977; CAILLIET *et al.*, 1983; CASTRO and MEJUTO, 1995; HAZIN *et al.*, 1990; AMORIM, 1992; HAZIN, 1991; HAZIN, 1993; AMORIM *et al.*, 1998; VASKE e RINCÓN, 1998; HENDERSON *et al.*, 2001; MACNEIL and CAMPANA, 2002; SKOMAL and NATANSON, 2003; LESSA *et al.*, 2004).

Quanto à estrutura populacional, a hipótese mais aceita é que existem três estoques distintos, um no Atlântico norte, outro no Atlântico sul e um no Mediterrâneo (ICCAT, 2005). Sua captura é realizada principalmente com espinhel de superfície. No entanto, também pode ser capturado por redes de emalhe ou vara e carretilha, por ser uma espécie muito popular na pesca esportiva nos Estados Unidos e Canadá (HOFF e MUSICK, 1990; DFO, 2002; CAMPANA *et al.*, 2006). Constitui grande parte da fauna acompanhante da pesca de espinhel de superfície (MARÍN *et al.*, 1998; MEGALOFONOU *et al.*, 2005), possuindo baixo valor comercial, sendo apenas as nadadeiras um produto valioso (ROSE, 1996; CLARKE *et al.*, 2006).

A tendência global da captura de tubarão-azul mostra um avanço gradual a partir de 1985, com 67 toneladas desembarcadas, até um máximo em 2004, com 36.647 toneladas desembarcadas (FAO, 2007). No entanto, vale destacar que a compilação

estatística mundial da pesca de tubarão-azul foi pouco realista, pois grande parte de sua captura não foi reportada durante as décadas de 1950, 1960, 1970 e parte da década de 1980, devido ao baixo valor comercial da espécie (BONFIL, 1994). Sendo assim, a interpretação do impacto da pesca nos estoques fica prejudicada.

Durante a reunião de “Preparação de Dados para Avaliação de Estoques de Tubarões” da ICCAT realizada em Halifax, Canadá, em setembro de 2001, o SCRS concluiu que se deve dar prioridade para a compilação de informações estatísticas de captura das diferentes espécies de tubarões capturados incidentalmente pela pesca atuneira no oceano Atlântico.

Segundo HILTON-TAYLOR (2000), o tubarão-azul é considerado um predador de topo em seu ecossistema e, anualmente, ocorre uma captura estimada entre 10 e 20 milhões de indivíduos da espécie, tornando-se necessário um monitoramento mais adequado, que vise à avaliação do declínio populacional de tubarão-azul. Mesmo com essa surpreendente mortalidade por pesca, o tubarão-azul está classificado na categoria de “baixo risco” (*Lower Risk*) na lista de espécies ameaçadas da IUCN. No entanto, alguns estoques poderão ser ameaçados em futuro próximo devido à elevada captura da espécie como fauna acompanhante associada a pescarias oceânicas (CAMHI *et al.*, 1998).

No Brasil, o tubarão-azul ocorre em toda costa, sendo capturado principalmente por embarcações que operam com espinhel de superfície para atuns e espadarte, constituindo grande parte da fauna acompanhante capturada por essa frota. Entretanto, em alguns períodos o tubarão-azul foi a espécie-alvo dessa pesca (ARFELLI *et al.*, 1985; AMORIM, 1992; HAZIN, *et al.*, 2002b; MOURATO *et al.*, 2004). Sua captura quase sempre foi reportada pela frota nacional de Santos e Natal, enquanto que as frotas arrendadas comumente descartavam a espécie não reportando parte de suas capturas ao praticarem o *finning* (HAZIN and LESSA, 2005). No Brasil essa prática foi legalmente banida desde a edição da Portaria IBAMA 121, de 24 de agosto de 1998, que coíbe o desembarque de nadadeiras desacompanhadas das respectivas carcaças pela frota nacional e arrendada.

Aproximadamente cinco mil toneladas de tubarões são capturadas pela frota atuneira brasileira anualmente, sendo que deste montante o tubarão-azul representa

aproximadamente 60% (ICCAT, 2005). Diante da representatividade do tubarão-azul na pesca de espinhel de superfície no Brasil, diversos trabalhos científicos sobre a biologia, a pesca e a abundância dessa espécie foram realizados (ARFELLI *et al.*, 1985; AMORIM *et al.*, 1989; HAZIN *et al.*, 1990; AMORIM, 1992; HAZIN, 1993; AMORIM *et al.*, 1998). No entanto, os valores apresentados por esses autores referem-se ao cálculo direto da CPUE, não padronizados, o que dificulta a sua utilização como indicativo de abundância do tubarão-azul nas diversas regiões do Brasil e do Atlântico sul.

3. OBJETIVOS

3.1. Objetivo geral

Avaliar a tendência da CPUE padronizada de espadarte e de tubarão-azul capturados pela frota atuneira brasileira no oceano Atlântico.

3.2. Objetivos específicos

- Padronizar a CPUE de espadarte capturado nas regiões Sudeste e Sul do Brasil pela frota atuneira sediada em Santos e Guarujá, SP, no período entre 1971 e 2005.

- Padronizar a CPUE de tubarão-azul capturado pela frota atuneira brasileira (nacional e arrendada), no período entre 1985 e 2000, na área 5°N - 40°S / 0° - 60°W.

- Analisar a influência das variáveis espaço-temporais, operacionais e ambientais na distribuição, abundância e pesca do tubarão-azul capturado na área 5°N - 40°S / 0° - 60°W.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Espadarte

3.1.1. Fonte de dados

Foram analisados os dados de produção e esforço pesqueiro da frota atuneira sediada em Santos e de Guarujá, São Paulo, que operou com espinhel de superfície durante o período compreendido entre 1971 e 2005. Os dados de captura foram obtidos das folhas de comercialização das empresas de pesca, nas quais se encontram os registros de peso comercial (sem vísceras, cabeça e nadadeiras, em kg) de cada animal desembarcado, discriminado por espécie ou grupo de espécies, por viagem realizada. Já os dados de esforço de pesca (número de anzóis) foram retirados dos mapas de bordo das embarcações atuneiras, que, no Estado de São Paulo, são coletados e processados pelo Instituto de Pesca.

No Brasil, o preenchimento de mapas de bordo nas embarcações que atuam com espinhel de superfície é obrigatório, sendo efetuado pelos mestres durante as viagens, conforme a Instrução Normativa Interministerial nº 26 publicada em 19 de julho de 2005, que estabelece os critérios e procedimentos para o preenchimento dos mapas de bordo.

3.1.2. Análise estatística

Os dados de captura e esforço de pesca foram agregados para cada trimestre resultando em 420 registros e a captura por unidade de esforço (CPUE) no d^{th} estrato (U_d) foi assim definida:

$$U_d = \left(\frac{\sum C_d}{\sum f_d} \right) \cdot 1000$$

onde C é a captura (kg) e f é o esforço de pesca nominal (número de anzóis).

Não existe informação precisa sobre a área de captura (latitude e longitude) disponível para todo período. Entretanto, de acordo com ARFELLI (1996), a frota atuneira sediada em Santos e Guarujá tem pescado em águas oceânicas ao longo do

sudoeste do oceano Atlântico, numa área de característica climática subtropical (Figura 1).

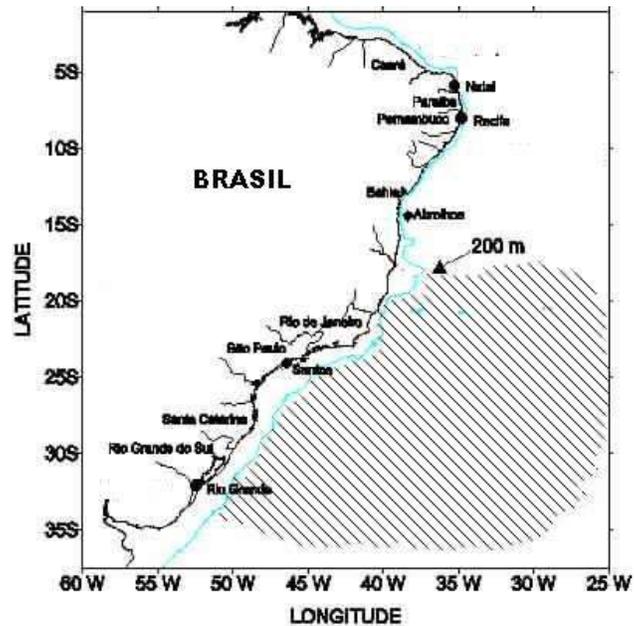


Figura 1 - Área de pesca dos atuneiros sediados em Santos e Guarujá, São Paulo (adaptado de AMORIM *et al.*, 1998).

Para a padronização da CPUE de espadarte utilizou-se a técnica dos modelos lineares generalizados (GLM) (McCULLAGH and NELDER, 1989). O modelo foi construído utilizando-se o pacote estatístico S-plus (VENABLES and RIPLEY, 1999). Seguindo a metodologia descrita por GAVARIS (1980), ajustou-se o modelo sobre o pressuposto que a variável resposta (a CPUE) segue uma distribuição log-normal.

Além dos fatores “ano” e “trimestre”, também utilizou-se a composição das capturas pelas diferentes espécies para a obtenção do fator “direcionamento”, construído com base na proporção de espadarte em relação ao total capturado, e agrupado em quatro níveis separados pelos quartis.

A notação do texto remanescente foi baseada em ANDRADE *et al.* (2005). A variável resposta é o valor esperado de $y_d \equiv \log(U_d)$

$$\mu_d = \theta_0 + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^{m_j} \theta_{jk} \cdot x_{jk}^{(i)} + \sum_{j=1}^{p-1} \sum_{j'=j+1}^p \sum_{k=1}^{m_j} \sum_{k'=1}^{m_{j'}} \gamma_{(j,k),(j',k')} \cdot x_{jk}^{(i)} \cdot x_{j'k'}^{(i)} + \varepsilon_i$$

onde os componentes explicativos são:

θ_0 - valor esperado de $\log(U_d)$ quando todos os fatores estão na linha de base.

θ_{jk} - efeito do nível k ($k = 2, \dots, m_j$) do fator j na μ_d com respeito a linha de base $\theta_{j1} \equiv 0$.

$\gamma_{(j,k),(j',k')}$ - efeito da interação entre θ_{jk} e $\theta_{j'k'}$ com respeito a linha de base.

$$\begin{cases} \gamma_{(j,1),(j',k')} \equiv 0 & k' = 1, \dots, m_{j'} \\ \gamma_{(j,k),(j',1)} \equiv 0 & k = 1, \dots, m_j \end{cases}$$

$$x_{jk}^{(i)} = \begin{cases} 1, & \text{se o nível } k \text{ do fator } j \text{ é presente na observação } i \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

$\varepsilon_d \sim$ variável aleatória com distribuição normal $N(0, \sigma^2)$.

Somente variáveis categóricas (e.g. fatores) foram incluídas no modelo. A linha de base de todos os fatores corresponde ao primeiro nível de cada fator, utilizando-se o método *step-wise* para identificar as variáveis que afetam a CPUE de espadarte. O processo foi iniciado com um modelo saturado com todas as variáveis especificadas, mais as interações de segunda ordem. Posteriormente, simplificou-se o modelo pela exclusão dos fatores e interações sem significância estatística. A seleção dos termos foi baseada no Critério de Informação de Akaike (*Akaike Information Criterion – AIC*) (AKAIKE, 1974). A seleção do modelo final baseou-se no menor valor de AIC.

Analísou-se a distribuição dos resíduos de acordo com os métodos diagnósticos descritos em McCULLAGH and NELDER (1989) e ORTIZ and AROCHA (2004), com o objetivo de avaliar se o pressuposto de log-normalidade da variável resposta é aceitável. O *pseudo-r*² foi calculado como a fração da deviência total explicada pelo modelo. Este parâmetro fornece uma boa medida do poder de explicação do modelo na variabilidade da CPUE.

Assumiu-se que as estimativas dos coeficientes da variável “ano” não sofreram influência das variações ocorridas na pescaria causadas por outros fatores relacionados com o coeficiente de capturabilidade não incluídas no modelo. A estimativa de

esperança $E(\cdot)$ e da variância $\text{var}(\cdot)$ seguiu as soluções apresentadas em ANDRADE (2007):

$$E(v_i) = e^{E(\gamma_i)} \left[1 + \frac{\text{var}(\gamma_i)}{2} \right]$$

onde v_i é a CPUE padronizada e γ_i é o coeficiente estimado para o i^{th} nível do fator “ano”. A variância é:

$$\text{var}(v_i) = \text{var}(\gamma_i) \cdot e^{[2 \cdot E(\gamma_i)]}$$

3.2. Tubarão-azul

3.2.1. Fonte de dados

Foram analisados os dados de captura e esforço de pesca da frota atuneira brasileira (nacional e arrendada) do período 1985 - 2000. A captura (número de indivíduos) e o esforço de pesca (número de anzóis), discriminados por lançamento de pesca, foram obtidos por meio dos mapas de bordo das embarcações. Obteve-se um total de dez variáveis, classificadas em três tipos:

- **Espaço-temporais**: latitude (Lat) e longitude (Lng) em quadrados de $1^\circ \times 1^\circ$, dia, mês e ano obtidas dos mapas de bordo.

- **Operacionais**: relacionadas com a estratégia de pesca - “tempo de imersão” do espinhel (TI) em horas e “número de anzóis entre bóias” (NAZOL) obtidas dos mapas de bordo, em quadrados de $1^\circ \times 1^\circ$, por dia, mês e ano. Calculou-se a variável TI pela fórmula $TI = Hil - Hfr$, onde:

TI= Tempo de Imersão

Hil= Hora inicial do lançamento do espinhel

Hfr= Hora final da recolha do espinhel

Objetivando determinar o direcionamento da frota, utilizou-se a variável “cluster” obtida por HAZIN (2006), que com a mesma base de dados caracterizou o esforço de

pesca, baseado na composição das capturas, utilizando a análise de cluster. O dendrograma interpretado pelo autor resultou em seis clusters, os quais referem-se aos diferentes direcionamentos (níveis) da variável “cluster” utilizada na análise do presente trabalho: C1 – *Thunnus alalunga*; C2 – *Xiphias gladius*; C3 – *Thunnus albacares*; C4 – *Prionace glauca* e *Xiphias gladius*; C5: *Thunnus obesus* e C6: outras espécies.

Obteve-se a “profundidade do local de pesca” (PLP), em metros, no “*National Geophysical Data Center*” (ETOPO5 - *Earth Topography 5 min*), em quadrados de 1°x1° por latitude e longitude.

- **Ambientais:** A “temperatura da superfície do mar” (TSM), em graus Celsius; e a “profundidade da termoclina” (PT), em metros, foram obtidas no “*Physical Oceanography Distributed Active Archive Center*” do “*Jet Propulsion Laboratory*”/NASA, “*Geophysical Fluid Dynamics Lab/ocean data from the IRI/ARCS/Ocean assimilation*” e “*Centre ERS d’Archivage et de Traitement (CERSAT)*” do (IFREMER). Estes dados, cuja resolução original é de 0,5° x 0,5°, foram agregados para constituir uma base com resolução de 1°x1°, por dia, ano, mês, latitude e longitude, sendo a seguir incorporados aos dados de pesca.

3.2.2. Distribuição espacial do esforço de pesca

Foram elaborados mapas de distribuição espacial do esforço de pesca agregados em blocos de 5°x5° de latitude e longitude, construídos para cada trimestre, compreendendo o período 1985 - 2000.

3.2.3. Padronização da CPUE

A padronização da CPUE de tubarão-azul baseou-se na técnica dos modelos aditivos generalizados (GAM) (HASTIE and TIBSHIRANI, 1990; CHAMBERS and HASTIE, 1992) utilizando o pacote estatístico S-plus (VENABLES and RIPLEY, 1999). Definiu-se a captura por unidade de esforço (CPUE) seguindo a equação:

$$CPUE = \left(\frac{\sum C}{\sum f} \right) \cdot 1000$$

onde C é a captura (em número de peixes) e f é o esforço de pesca nominal (número de anzóis).

Devido ao elevado percentual de lances sem captura (ou seja com captura igual a zero) (Figura 2), a padronização da CPUE seguiu o método “Delta” (LO *et al.*, 1992; STENFÁNSSON, 1996), constituindo-se no ajuste de dois modelos.

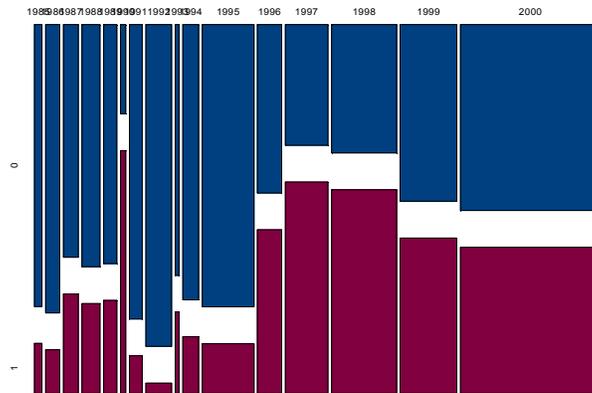


Figura 2 - Distribuição dos dados de presença (em vinho) e ausência (em azul) de captura de tubarão-azul nos lançamentos de pesca analisados, de 1985 a 2000. A largura das colunas corresponde ao número de observações por ano.

Primeiramente, ajustou-se um GAM usando as observações positivas (*modelo Log-normal*), ou seja, apenas os lançamentos de pesca que capturaram ao menos um tubarão-azul ($n= 9.750$), com o pressuposto que a variável resposta segue uma distribuição log-normal, utilizando-se então a função de ligação *log*. Posteriormente, ajustou-se um GAM (*modelo Binomial*) com os dados de presença (observações positivas) e ausência (com captura igual a zero), ou seja, com todos os lançamentos de pesca ($n=26.654$), com o pressuposto que a variável resposta segue uma distribuição binomial, utilizando-se então a função de ligação *logit*. A fórmula geral de ambos os modelos seguindo a terminologia do pacote estatístico S-plus é:

$$\begin{aligned} \ln(CPUE) \sim & \text{ano} + CLUSTER + lo(mês) + lo(Lng) + lo(Lat) \\ & + lo(Ti) + lo(NAZOL) + lo(PLP) \\ & + lo(TSM) + lo(PT) \end{aligned}$$

$$PA \sim ano + CLUSTER + lo(m\acute{e}s) + lo(Lng) + lo(Lat) \\ + lo(Ti) + lo(NAZOL) + lo(PLP) \\ + lo(TSM) + lo(PT)$$

onde $ln(CPUE)$ é o logaritmo natural da CPUE nominal; PA são os dados de presença e ausência; e lo é o efeito não linear da função suavizadora “Loess” (*Locally weighted polynomial scatter plot smoother*, CLEVELAND and DELVIN, 1988).

Todas as variáveis são contínuas exceto “ano” e “cluster” que são categóricas e foram tratadas como fatores. Utilizou-se o método “step-wise” para identificar e selecionar as variáveis que afetam a CPUE de tubarão-azul. Este processo foi iniciado com um modelo nulo e a seleção dos termos baseou-se no Critério de Informação de Akaike (*Akaike Information Criterion – AIC*) (AKAIKE, 1974).

Após a seleção do modelo final, que baseou-se no menor valor de AIC, a distribuição dos resíduos foi analisada seguindo os métodos diagnósticos descritos em McCULLAGH and NELDER (1989) e ORTIZ and AROCHA (2004). O $pseudo-r^2$ foi calculado como a fração da deviança total explicada pelo modelo. Este parâmetro fornece uma boa medida do poder de explicação do modelo na variabilidade da CPUE.

Assumindo-se que os valores preditos da variável “ano” não sofrem a influência das variações na pescaria, as quais são causadas por outros fatores relacionados com o coeficiente de capturabilidade, a série temporal de CPUE foi estimada utilizando-se a função “gamterms” do pacote estatístico S-plus (VENABLES and RIPLEY, 1999). Por meio desta função obtiveram-se os valores médios preditos da variável “ano” dos modelos Log-normal e Binomial. Em seguida, estes valores foram transformados para a escala original via função inversa da função de ligação. Posteriormente, obtiveram-se os valores finais de CPUE padronizada pela multiplicação das predições da variável “ano” na escala original de ambos os modelos, conforme descrito em WISE and BROMHEAD (2004).

3.2.4. Influência dos fatores espaço-temporais, operacionais e ambientais na distribuição, abundância e pesca do tubarão-azul

Devido à grande quantidade de dados de ausência (aproximadamente 75%), ou seja, com captura igual a zero (Figura 2), avaliou-se a influência dos fatores espaço-temporais, operacionais e ambientais na CPUE de tubarão-azul somente pelas observações positivas.

Para identificar possíveis discontinuidades na distribuição e abundância do tubarão-azul ao longo da costa brasileira, dividiu-se a área de pesca em duas sub-áreas delimitadas pela latitude 15°S (Figura 3). Este limite foi determinado pela análise do número de lançamentos de pesca por área, onde observou-se um melhor balanceamento do número de registros, pelas divergências das características oceanográficas das sub-áreas e pela distribuição espacial do esforço de pesca.

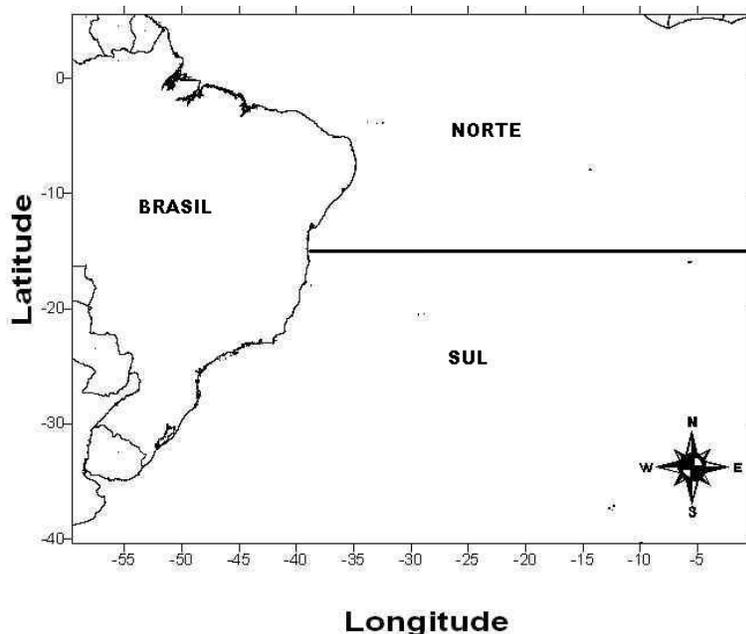


Figura 3 - Divisão adotada para a área de pesca visando a análise comparativa da influência dos fatores espaço-temporais, operacionais e ambientais na CPUE de tubarão-azul.

Para cada sub-área (norte e sul) ajustou-se um GAM com o pressuposto de que a variável resposta (a CPUE, definida em n°. de peixes capturados por mil anzóis) é derivada de uma distribuição log-normal, utilizando a função suavizadora “Loess” (*Locally weighted polynomial scatter plot smoother*, CLEVELAND and DELVIN, 1988). A

função de ligação *log* foi utilizada e, excetuando-se “ano” e “cluster”, todas as variáveis foram incorporadas. O mesmo procedimento de seleção de variáveis descrito no item 3.2.3 foi utilizado no ajuste desses modelos. Adicionalmente, também avaliou-se a influência dos fatores espaço-temporais, operacionais e ambientais na CPUE de tubarão-azul para toda a área de estudo, utilizando os resultados do modelo Log-normal (ver item 3.2.3), definido como modelo área geral.

A influência das variáveis sobre a CPUE foi demonstrada a partir da análise gráfica dos resíduos parciais resultantes dos modelos ajustados. Em cada figura a linha sólida representa o efeito da função “*loess*” de cada variável, enquanto as linhas pontilhadas representam a margem de erro ou incertezas das estimativas (95% de confiança). No eixo das abscissas está representada a densidade de observações dos valores das variáveis. A margem de erro tende a aumentar quando o número de observações de determinados valores das variáveis é baixo. Sendo assim, a descrição se restringiu aos intervalos de valores das variáveis com as margens de erro reduzidas.

Mapas da temperatura da superfície do mar também foram elaborados para viabilizar comparações entre esta variável e a CPUE. A obtenção dos dados de temperatura está descrita no item 3.2.1. Os mapas ilustram os valores médios do período 1985 - 2000.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Espadarte

A Figura 4 apresenta a CPUE nominal média anual. Notam-se valores elevados para os anos 1980 e 1996. AMORIM e ARFELLI (1984) atribuíram o valor elevado da CPUE média em 1980 às alterações no aparelho de pesca. Tradicionalmente, o lançamento do espinhel ocorria entre 24:00 h e 1:00 h utilizando a sardinha (*Sardinella brasiliensis*) como isca, e em 1980 e parte de 1981 a frota atuneira sediada em Santos passou a lançar o espinhel por volta das 21:00 h e a utilizar a lula (*Illex argentinus*) como isca. Essa modificação na arte de pesca resultou em uma elevada captura de espadarte.

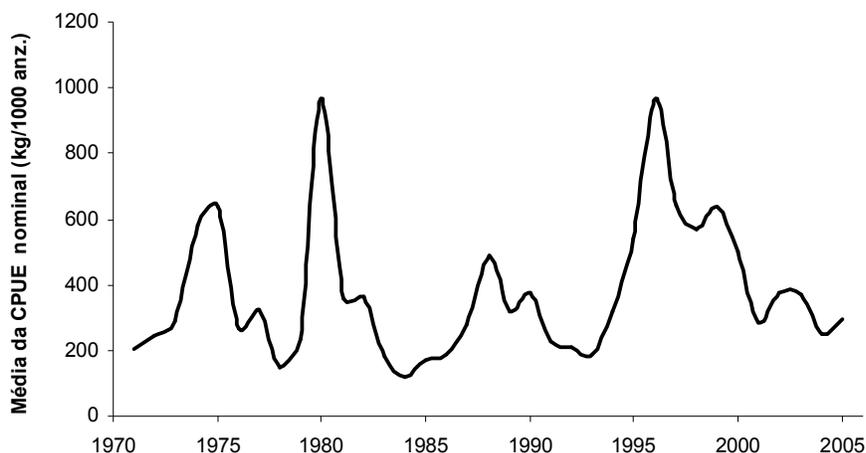


Figura 4 - CPUE nominal média anual de espadarte capturado pela frota atuneira paulista de Santos e Guarujá no Sudeste e Sul do Brasil.

Para o fator “trimestre” observou-se que a CPUE nominal média é usualmente elevada no terceiro trimestre (Figura 5), corroborando os resultados de AMORIM e ARFELLI (1984). O espadarte apresenta um ciclo sazonal bem definido no oeste do oceano Atlântico, distribuindo-se em águas mais quentes de março a maio, migrando para águas mais frias em direção ao sul onde permanecem de julho a outubro (ARFELLI e AMORIM, 1988; HAZIN 1993). WEIDNER and AROCHA (1999) mencionam que muitas espécies oceânicas de importância econômica (eg. atuns e afins) migram dos trópicos em direção ao sul do Brasil durante o terceiro trimestre.

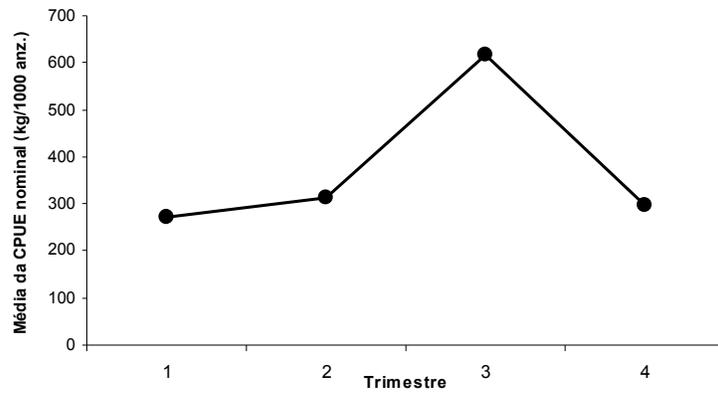


Figura 5 – CPUE nominal média trimestral de espadarte capturado pela frota atuneira paulista de Santos e Guarujá no Sudeste e Sul do Brasil, de 1971 a 2005.

Para o fator “direcionamento”, observaram-se grandes diferenças entre os valores médios da CPUE nominal. Isto significa que a construção deste fator foi apropriada e pode ter um efeito explicativo importante no modelo. A Figura 6 mostra a distribuição dos níveis do fator “direcionamento” por ano. Nota-se que os níveis três e quatro são mais representativos a partir de meados da década de 90, quando a frota atuneira santista direcionava suas capturas ao espadarte (MOURATO *et al.*, 2004).

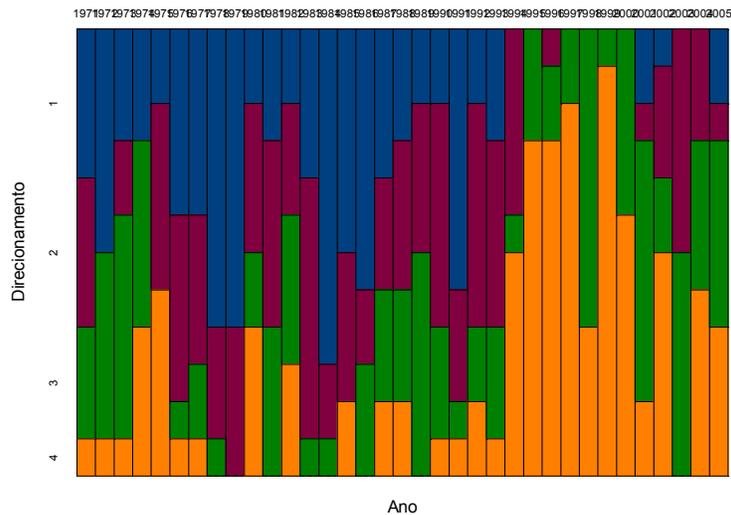


Figura 6 - Distribuição dos níveis do fator “direcionamento” por ano (1971-2005). Os níveis 1, 2, 3 e 4 correspondem aos quartis da proporção de captura de espadarte em relação ao total capturado. Os níveis estão representados respectivamente pelas cores azul, vinho, verde e laranja.

Todos os fatores testados foram significativos e entre as interações de segunda ordem somente aquela entre os fatores “ano” e “trimestre” provou ser significativa. O objetivo principal da padronização de CPUE é a extração dos coeficientes do fator “ano” para construção de um índice de abundância que reflita a biomassa dos recursos ao longo do tempo. No entanto, a estimativa do índice de abundância relativo pode ser complexa, ou até mesmo invalidada, se o fator “ano” for incluído em interações (HINTON and MAUNDER, 2004).

MAUNDER and PUNT (2004) revisaram os métodos recentes para tratar com interações. Uma das alternativas é explicitamente ignorar qualquer interação entre o fator “ano” com outra variável (eg. VIGNAUX, 1994). Assim, na presente análise interações envolvendo o fator “ano” também não foram incluídas no modelo. A Tabela 1 mostra o resultado da análise de deviência do modelo final. O fator “ano” explicou grande parte da variabilidade da CPUE, seguido pelos fatores “direcionamento” e “trimestre”. Todos os fatores incluídos no modelo resultaram em uma redução significativa da deviência.

Tabela 1 – Resultado da análise de deviência das variáveis explicativas do modelo linear generalizado para a padronização de CPUE de espadarte capturado pela frota atuneira paulista de Santos e Guarujá no Sudeste e Sul do Brasil. Para cada termo é apresentado o decréscimo da deviência residual, graus de liberdade e o valor de p do teste F .

Termos	G.L	Deviância	G.L resid.	Deviância residual	Valor de F	Pr(>F)
Nulo			419	250.33		
Ano	34	84.64	385	165.69	16.87	0.00E+00
Trim.	3	50.99	382	114.70	115.16	0.00E+00
Direc.	3	58.77	379	55.94	132.73	0.00E+00

A proporção de deviência explicada pelo modelo é de aproximadamente 0,77 ($pseudo-r^2$). Este valor elevado era esperado porque eliminou-se grande parte da variabilidade devido à agregação dos dados por ano e trimestre. Quando os dados não estão agregados, as análises de padronização de CPUE freqüentemente resultam em valores baixos de coeficiente de determinação (eg. VIGNAUX, 1994, 1996). Por exemplo, PUNT *et al.* (2000) padronizaram a CPUE do cação bico-de-cristal (*Galeorhinus galeus*) capturado no sul da Austrália utilizando informações desagregadas (por lançamento de pesca) e encontraram valores baixos de coeficiente de determinação.

MAUNDER and PUNT (2004) comentam que o agrupamento dos dados resulta em perda de informação, além de gerar incertezas quanto as estimativas do modelo. CAMPBELL (2004) recomenda o uso dos dados em uma escala mais desagregada possível para a padronização da CPUE. BISHOP (2006) explica que, quando existe avanços tecnológicos na frota pesqueira em estudo e o “poder de pesca relativo” das embarcações dessa frota não é homogêneo, então o proceso de padronização da CPUE necessita dos dados agregados em uma escala individual das embarcações, aonde as mudanças tecnológicas são incorporadas como fatores dentro do modelo.

No presente trabalho a opção da utilização de informações agregadas por ano e trimestre foi devido à limitação da base de dados disponível, situação particularmente comum em dados dependentes da pesca comercial (MAUNDER and PUNT, 2004; BISHOP, 2006).

A verificação da adequabilidade do ajuste do modelo demonstrou que a distribuição dos resíduos é homocedástica e aproximadamente normal (Figuras 7 e 8) e o modelo ajustado parece não ser viesado. As discrepâncias entre a distribuição dos resíduos e a distribuição normal padrão são pequenas, aparecendo somente nas extremidades (Figura 7). Portanto, os pressupostos assumidos para a distribuição da variável resposta (erro) e a função de ligação são aceitáveis.

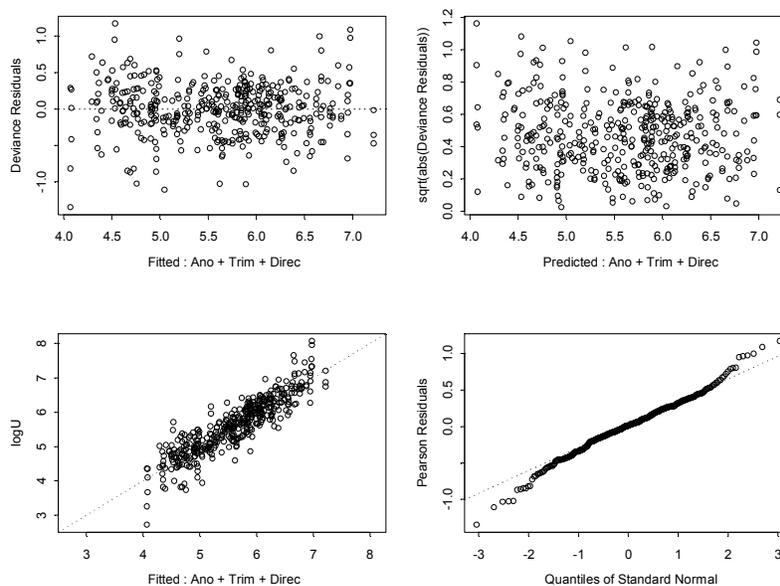


Figura 7 - Análise dos resíduos do modelo linear generalizado para a padronização de CPUE de espadarte capturado pela frota atuneira paulista de Santos e Guarujá no Sudeste e Sul do Brasil.

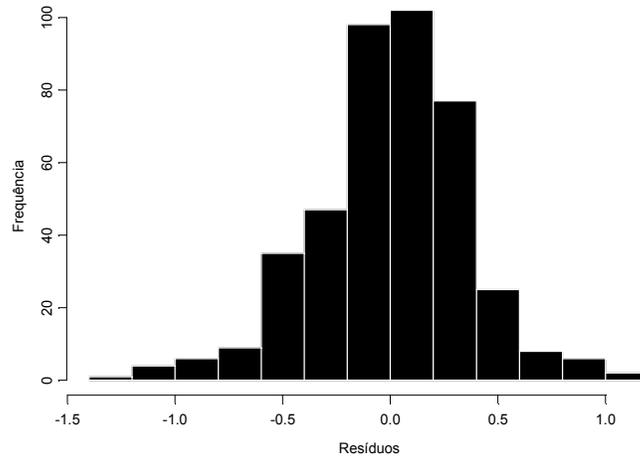


Figura 8 - Histograma dos resíduos do modelo linear generalizado para a padronização de CPUE de espadarte capturado pela frota atuneira paulista de Santos e Guarujá no Sudeste e Sul do Brasil.

As estimativas dos coeficientes são apresentadas na Tabela 2. Os coeficientes para os anos 84, 85, 92, 93, 94 e 2004 são negativos. Muitos dos coeficientes estimados para o fator “ano” não são significativos. No entanto, os valores de desvio padrão, em sua maioria, são menores que os valores dos coeficientes. Todas as estimativas para “trimestre” são positivas e significativas. Observou-se que a estimativa para o terceiro trimestre é maior que para os demais, o que indica que este período é mais produtivo para a captura de espadarte no Atlântico sul ocidental. A Figura 9 apresenta o efeito do fator “trimestre” sobre a CPUE padronizada, indicando também a preponderância da abundância de espadarte no Sudeste e Sul do Brasil durante o terceiro trimestre.

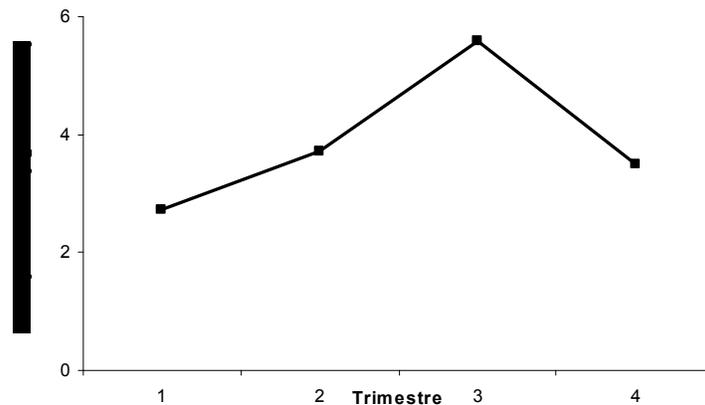


Figura 9 - Efeito do fator “trimestre” do modelo linear generalizado para a padronização de CPUE de espadarte capturado pela frota atuneira paulista de Santos e Guarujá no Sudeste e Sul do Brasil.

Tabela 2 - Estimativa dos coeficientes, desvio padrão, valor de t e o valor de p para o teste t estimado com o modelo linear generalizado para a padronização de CPUE de espadarte capturado pela frota atuneira paulista de Santos e Guarujá no Sudeste e Sul do Brasil.

Termos	Estimativa	Desvio Padrão	Valor de t	Pr(> t)
Intercepto	4.327	0.117	36.963	0.0000
Ano1972	0.206	0.153	1.345	0.1795
Ano1973	0.178	0.153	1.163	0.2456
Ano1974	0.495	0.154	3.217	0.0014
Ano1975	0.658	0.153	4.294	0.0000
Ano1976	0.287	0.153	1.879	0.0611
Ano1977	0.410	0.152	2.692	0.0074
Ano1978	0.095	0.153	0.621	0.5351
Ano1979	0.366	0.154	2.381	0.0178
Ano1980	0.624	0.153	4.073	0.0001
Ano1981	0.590	0.153	3.871	0.0001
Ano1982	0.257	0.153	1.681	0.0935
Ano1983	0.042	0.153	0.273	0.7848
Ano1984	-0.256	0.154	-1.662	0.0973
Ano1985	-0.245	0.153	-1.599	0.1106
Ano1986	0.065	0.153	0.427	0.6697
Ano1987	0.207	0.152	1.360	0.1745
Ano1988	0.598	0.153	3.919	0.0001
Ano1989	0.342	0.153	2.234	0.0261
Ano1990	0.393	0.153	2.572	0.0105
Ano1991	0.174	0.153	1.139	0.2553
Ano1992	-0.085	0.153	-0.556	0.5786
Ano1993	-0.092	0.152	-0.604	0.5461
Ano1994	-0.089	0.155	-0.576	0.5649
Ano1995	0.320	0.158	2.022	0.0439
Ano1996	0.865	0.158	5.484	0.0000
Ano1997	0.482	0.158	3.050	0.0024
Ano1998	0.400	0.157	2.550	0.0112
Ano1999	0.413	0.160	2.576	0.0104
Ano2000	0.267	0.157	1.704	0.0892
Ano2001	0.074	0.154	0.482	0.6303
Ano2002	0.204	0.155	1.317	0.1886
Ano2003	0.465	0.154	3.031	0.0026
Ano2004	-0.270	0.155	-1.750	0.0810
Ano2005	0.031	0.154	0.203	0.8395
Trim2	0.271	0.052	5.235	0.0000
Trim3	0.547	0.055	10.032	0.0000
Trim4	0.219	0.052	4.221	0.0000
Direc2	0.668	0.057	11.756	0.0000
Direc3	0.981	0.062	15.833	0.0000
Direc4	1.483	0.073	20.203	0.0000

Provavelmente a pesca de espadarte nas regiões Sudeste e Sul do Brasil é mais produtiva devido ao deslocamento das embarcações em direção à Convergência Subtropical, que resulta do encontro da Corrente do Brasil, que margeia a costa brasileira em direção ao sul transportando águas quentes e salinas (SILVEIRA *et al.*, 2000), com a Corrente das Malvinas, que flui em direção ao norte transportando águas

frias e ricas em nutrientes (GARCIA, 1997; STRAMMA and ENGLAND, 1999). A porção norte da convergência influencia a costa Sul do Brasil, entre 30°S e 35°S, durante o final do segundo e o terceiro trimestres (OLSON *et al.*, 1988).

A mistura de águas tropicais da Corrente do Brasil com águas frias trazidas pela Corrente das Malvinas gera grandes variações de temperatura e salinidade, promovendo também uma maior disponibilidade de nutrientes (BAKUN, 1983). A presença de águas ricas em nutrientes promove o aumento das produções primária (ODEBRECHT and GARCIA, 1997) e secundária (MONTU *et al.*, 1997) e, conseqüentemente, um aumento na quantidade de potenciais presas do espadarte, como as lulas (*Illex argentinus*) (ZAVALA-CAMIN, 1987; MELLO, 1992) que são abundantes e permanecem na região do final do segundo ao terceiro trimestres (SANTOS and HAIMOVICI, 2002; BAZZINO *et al.*, 2005).

A Tabela 3 mostra o índice de abundância padronizado e os respectivos valores de desvio padrão. Observa-se que os valores de desvio padrão estimados são baixos, indicando que as estimativas são relativamente precisas. A Figura 10 apresenta o índice relativo de abundância padronizado, cujo ponto marcante é o aumento em meados da década de 1990, não havendo uma tendência temporal clara, com o índice oscilando em torno de um patamar estável ao longo do período.

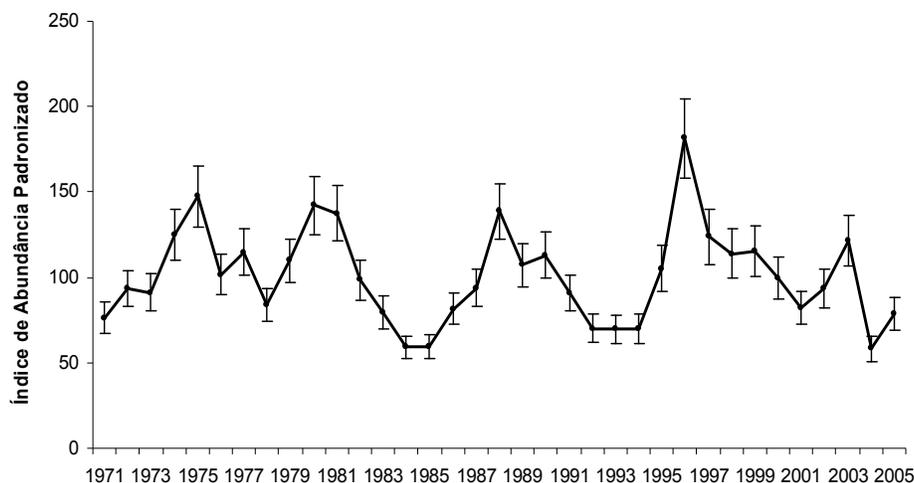


Figura 10 – Índice de abundância padronizado do modelo linear generalizado para a padronização de CPUE de espadarte capturado pela frota atuneira paulista de Santos e Guarujá no Sudeste e Sul do Brasil. As barras representam o intervalo de confiança das estimativas.

Tabela 3 – Índice de abundância e o respectivo desvio padrão estimado com o modelo linear generalizado para a padronização de CPUE de espadarte capturado pela frota atuneira paulista de Santos e Guarujá no Sudeste e Sul do Brasil.

Ano	Índice	Desvio Padrão
1971	76.28	9.09
1972	93.68	10.75
1973	91.12	10.75
1974	125.16	14.92
1975	147.32	17.65
1976	101.57	11.73
1977	114.93	13.24
1978	83.84	9.46
1979	109.91	12.45
1980	142.38	17.04
1981	137.64	16.19
1982	98.65	11.76
1983	79.52	9.32
1984	59.01	6.63
1985	59.70	6.85
1986	81.38	9.23
1987	93.84	10.92
1988	138.64	16.31
1989	107.34	12.79
1990	112.98	13.45
1991	90.75	10.30
1992	70.07	8.35
1993	69.56	8.18
1994	69.81	8.66
1995	105.15	13.45
1996	181.39	23.12
1997	123.72	15.82
1998	113.87	14.36
1999	115.40	15.04
2000	99.74	12.58
2001	82.16	9.87
2002	93.54	11.46
2003	121.53	14.86
2004	58.24	7.19
2005	78.71	9.47

A Figura 11 apresenta a série de CPUE escalonada para a CPUE nominal e padronizada. A tendência temporal do índice padronizado é bastante similar à tendência mostrada pela CPUE nominal, com um padrão estável. O resultado obtido com a padronização foi capaz de reduzir o valor elevado da CPUE nominal em 1980, ainda que o pico do ano 1996 tenha continuado elevado depois da padronização. Sendo assim, o índice de abundância estimado no presente trabalho reflete uma mistura de fatores relacionados com o coeficiente de capturabilidade e a biomassa.

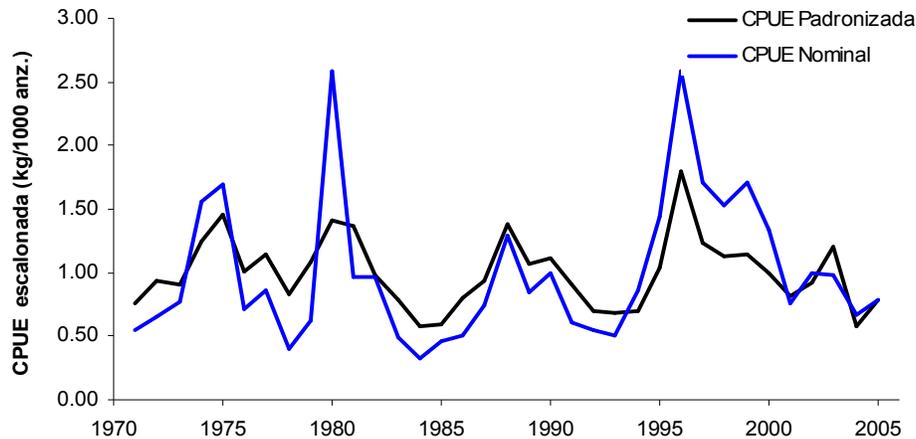


Figura 11 - Índice de abundância padronizado escalonado do modelo linear generalizado para a padronização de CPUE de espadarte capturado pela frota atuneira paulista de Santos e Guarujá no Sudeste e Sul do Brasil.

Especula-se que o aumento da CPUE em meados da década de 1990 pode ser atribuído às mudanças tecnológicas no aparelho de captura e não a um aumento da biomassa do estoque. Em 1996, todas as embarcações da frota atuneira sediada em Santos já operavam com o espinhel de náilon monofilamento com o uso do *light-stick* (fonte luminosa para atração do pescado) objetivando a captura de espadarte (ARFELLI, 1996). BIGELOW *et al.* (1999) mencionam que a utilização de atratores luminosos exerce grande influência na pesca de espadarte no Pacífico norte, promovendo elevadas capturas dessa espécie. Tal fato também foi observado no Atlântico norte (STONE and DIXON, 2001) e nos litorais Nordeste, Sudeste e Sul do Brasil (ARFELLI, 1996; HAZIN *et al.*, 2005).

DAMALAS *et al.* (2007) comentam que as capturas elevadas de espadarte com o espinhel monofilamento podem ser atribuídas a quatro características principais do aparelho de pesca: (1) o uso dos *light-sticks*; (2) a linha do espinhel monofilamento mais espessa e resistente, o que minimiza a possibilidade do peixe cortar a linha e escapar; (3) a profundidade dos anzóis na coluna da água é mais superficial se comparado com o espinhel multifilamento; e (4) o tipo de isca (na pesca com o espinhel monofilamento usualmente se utilizam lulas, em lugar de sardinhas tradicionalmente utilizadas com o espinhel multifilamento).

LØKKEBORG and BJORDAL (1992) afirmam que o tipo de isca é o parâmetro mais importante na seletividade da espécie em pescarias com espinhel. BROADHURST

and HAZIN (2001) compararam os tipos de isca (lulas e sardinhas) na pesca de espinhel de sub-superfície no Nordeste do Brasil, encontrando os melhores rendimentos de captura de espadarte com a utilização de lulas.

A presente análise carece de informações relacionadas com a estratégia de pesca da frota (eg. número de anzóis entre bóias; horário de lançamento do espinhel), sendo que as oscilações da CPUE nem sempre relacionam-se a variações na biomassa do estoque, mas sim ao coeficiente de capturabilidade (HILBORN and WALTERS, 1992). Se informações sobre a dinâmica operacional da pescaria estivessem disponíveis e fossem incorporadas à análise, o aumento da CPUE de meados década de 1990 seria provavelmente minimizado.

HAZIN (2006) comenta que os fatores operacionais exercem grande influência na capturabilidade do espadarte, e que as maiores capturas da espécie associam-se com os lances iniciados no final da tarde (por volta das 17 horas) com um número médio de anzóis entre bóias variando entre sete e 14. CAREY and ROBISON (1981) citam que o espadarte migra para a superfície durante a noite. Em vista disso, os lançamentos de pesca iniciados no final da tarde, e com os anzóis posicionados mais superficialmente na coluna da água, resultam em elevadas capturas da espécie (GUYOMARD *et al.*, 2004; HAZIN, 2006).

ARFELLI *et al.* (1997b) padronizaram a CPUE de espadarte utilizando dados da frota sediada em Santos e atribuíram as oscilações da CPUE em meados dos anos 1990 ao direcionamento da pesca ao espadarte. Recentemente, HAZIN *et al.* (2007) padronizaram a CPUE de espadarte de todas as frotas atuneiras brasileiras, incluindo a frota sediada em Santos e encontraram uma moderada tendência de declínio até 1989, seguida por um aumento de 1995 até 2005, sendo que a tendência geral da CPUE foi de estabilidade (Figura 12).

Durante a última reunião da ICCAT de avaliação do estoque de espadarte capturado no oceano Atlântico, o Comitê de Pesquisa e Estatística (SCRS) concluiu que houve uma melhoria das informações disponíveis. No entanto, as séries de CPUE padronizadas das frotas que atuam na pesca do estoque da espécie no Atlântico sul apresentaram tendências diferentes (Figura 12), como reflexo do distinto padrão de direcionamento das duas frotas (ICCAT, 2006). Ainda que no início da série disponível

tenha havido similaridades nas tendências, a partir da década de 1990 as tendências divergiram entre as frotas. Tradicionalmente, a frota japonesa e taiwanesa direcionam suas capturas aos atuns, enquanto que o espadarte foi o alvo das frotas espanhola e brasileira (ICCAT, 2006).

Os resultados da padronização das CPUEs das frotas japonesa e taiwanesa mostraram uma tendência de queda, indicando um cenário pessimista relativamente à biomassa de espadarte no Atlântico sul. No entanto, os resultados da frota brasileira (HAZIN *et al.*, 2007) e espanhola apresentaram um padrão de estabilidade, indicando que o estoque do Atlântico sul está em boas condições, resultado corroborado pela presente análise.

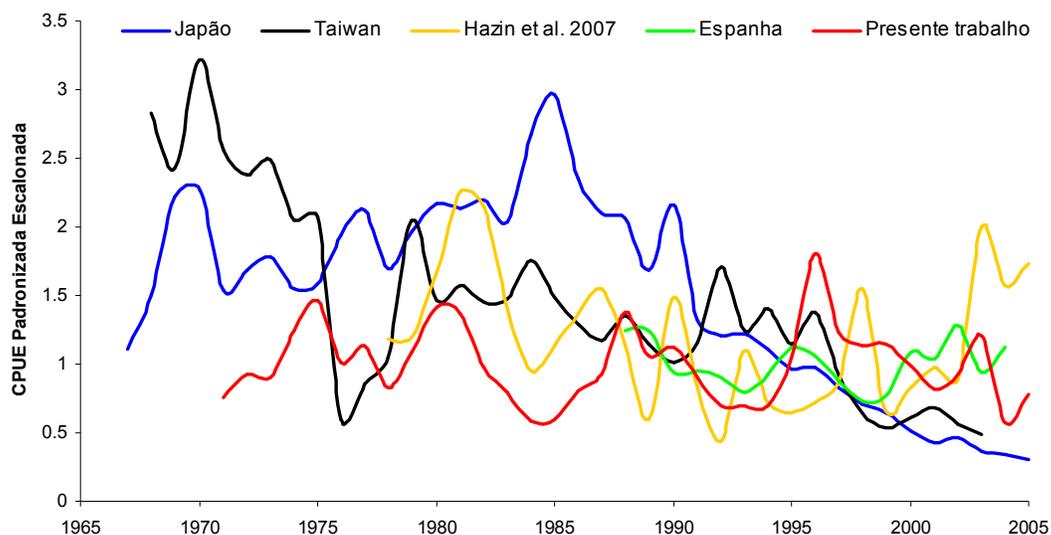


Figura 12 – Comparação entre as CPUEs padronizadas de espadarte capturado no Atlântico sul (ICCAT, 2006).

Para a avaliação do estoque de espadarte no SCRS, os dados das quatro frotas foram utilizados em um modelo logístico de produção geral, com o qual se obteve a estimativa de 17 mil toneladas como “captura máxima sustentável”. Tal estimativa gera uma visão otimista do estado do estoque, pois a captura reportada nos últimos anos está abaixo desse valor. No entanto, o SCRS recomendou, como medida de precaução, que as quotas de captura permaneçam no mesmo nível, assegurando as boas condições de biomassa que o estoque tem apresentado nos últimos anos (ICCAT, 2006).

4.2. Tubarão-azul

4.2.1. Distribuição espacial do esforço de pesca

Nas Figuras 13, 14, 15 e 16 apresenta-se a distribuição do esforço de pesca da frota atuneira brasileira (nacional e arrendada), analisado no presente trabalho para o período 1985 - 2000, agrupado por trimestre. No primeiro trimestre, o esforço de pesca restringiu-se às latitudes 5°N (nordeste do Brasil) e 40°S (Rio da Prata) e às longitudes 0° (próximo a costa africana) e 50°W (frente ao Uruguai) (Figura 13). Na região Nordeste o esforço de pesca concentrou-se na área 5°N-10°S / 20°-35°W, principalmente entre 0°-5°N / 20°-30°W. Nas regiões Sudeste e Sul os lançamentos de pesca se distribuíram homogeneamente na área 15°-35°S / 25°-50°W (Figura 13).

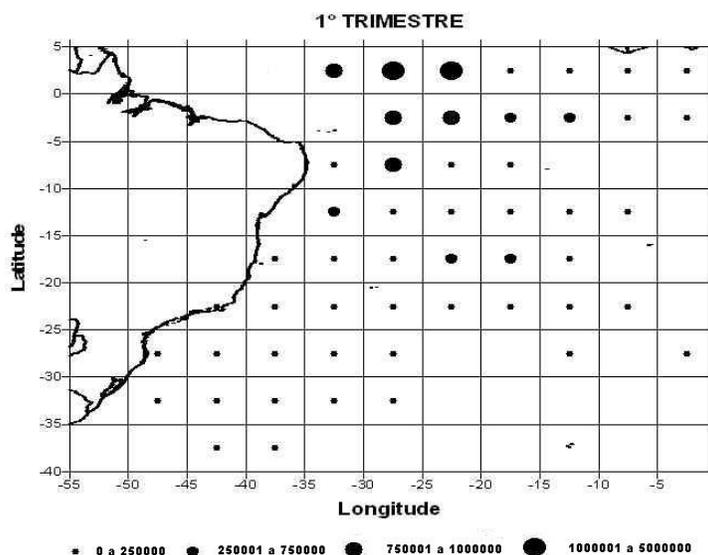


Figura 13 – Distribuição espacial do esforço de pesca da frota atuneira brasileira entre 1985 e 2000, durante o primeiro trimestre.

No segundo trimestre, a frota pescou entre as latitudes 5°N - 40°S e longitudes 0° - 50°W (Figura 14). Na região Nordeste, a maioria das operações de pesca se restringiu ao bloco 0° - 5°N / 25° - 30°W (Figura 14). Nas regiões Sudeste e Sul os lançamentos de pesca se distribuíram principalmente nos blocos compreendidos entre 25° - 35°S / 40° - 45°W (Figura 14).

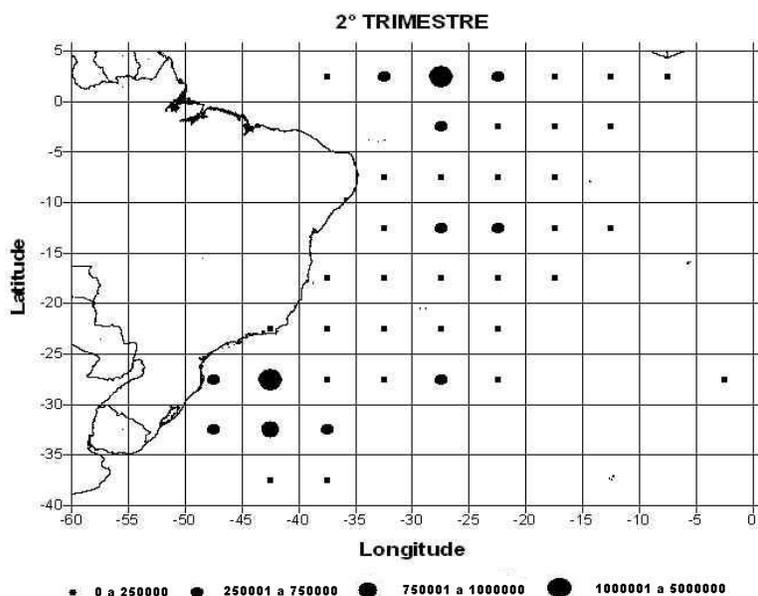


Figura 14 - Distribuição espacial do esforço de pesca (número de anzóis) da frota atuneira brasileira entre 1985 e 2000, durante o segundo trimestre.

No terceiro trimestre, o esforço de pesca se distribuiu na área 5°N - 35°S / 0° - 50°W (Figura 15). Na região Nordeste, a área mais visitada pela frota foram os blocos compreendidos entre 5°N - 5°S / 25° - 30°W (Figura 15). Nas regiões Sudeste e Sul, o esforço de pesca concentrou-se principalmente nos blocos compreendidos entre 25°-30°S / 40°-50°W (Figura 15).

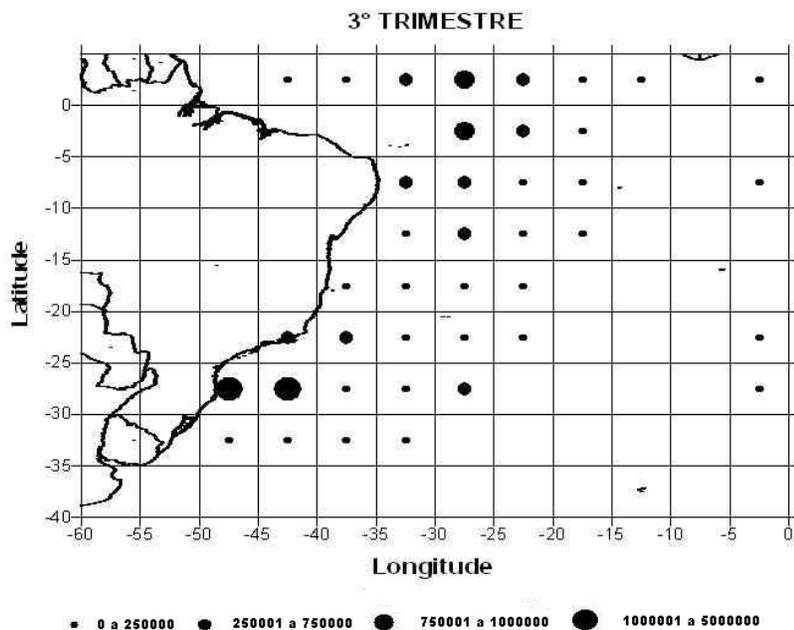


Figura 15 – Distribuição espacial do esforço de pesca (número de anzóis) da frota atuneira brasileira entre 1985 e 2000, durante o terceiro trimestre.

No quarto trimestre, as operações de pesca se restringiram aos blocos compreendidos entre 5°N - 35°S / 0° - 50°W (Figura 16). Na região Nordeste, a área mais visitada pela frota abrangeu os blocos contidos entre 5°N - 10°S / 20° - 35°W (Figura 16). Nas regiões Sudeste e Sul, o esforço de pesca se comportou de maneira uniforme incluindo os blocos compreendidos entre 15° - 35°S / 35° - 50°W (Figura 16).

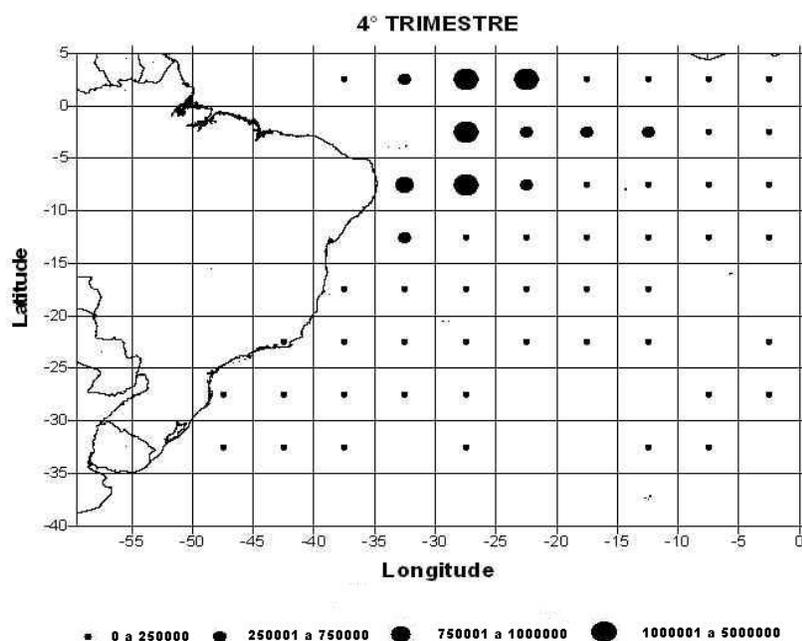


Figura 16 – Distribuição espacial do esforço de pesca (número de anzóis) da frota atuneira brasileira entre 1985 e 2000, durante o quarto trimestre.

A maioria dos lançamentos de pesca analisados neste trabalho se distribuiu em duas áreas principais. A primeira localizada entre 5°N - 5°S / 20° - 35°W (Nordeste do Brasil), uma área caracterizada pela presença de planícies abissais e bancos oceânicos, destacando-se as cadeias Norte-Brasileira e de Fernando de Noronha. Além desses bancos, encontram-se ilhas e rochedos, como o Atol das Rocas, o arquipélago de Fernando de Noronha e os rochedos de São Pedro e São Paulo. HAZIN (1993) comenta que as áreas caracterizadas por estes acidentes topográficos representam os principais locais de captura de espécies pelágicas comercialmente exploradas na costa Nordeste do Brasil.

A segunda área mais visitada pela frota foram os blocos compreendidos entre 25° - 35°S / 35° - 50°W (costa Sudeste e Sul do Brasil). Nota-se que há um aumento do esforço de pesca nesta área, principalmente no bloco 25° - 35°S / 40 - 50°W durante o

segundo e o terceiro trimestres (Figuras 14 e 15). Durante este período a influência da Convergência Subtropical é mais intensa na costa Sul do Brasil (OLSON *et al.*, 1988; GARCIA, 1997), promovendo uma mistura de massas de água e uma diminuição da temperatura da superfície do mar (Figuras 48 e 49). Tais circunstâncias geram um aumento da produtividade primária e secundária em função do aporte de nutrientes (ODEBRECHT and GARCIA, 1997; MONTU *et al.*, 1997) e, conseqüentemente, um aumento da quantidade de presas potenciais das espécies-alvo da frota (*eg.* atuns e afins). Isto faz com que inúmeras espécies de interesse econômico migrem para esta Região por motivos de reprodução e/ou alimentação.

De fato, o conhecimento empírico dos pescadores sobre este fenômeno, influencia a procura de áreas mais produtivas para a pesca, e face aos excelentes resultados obtidos, particularmente para o espadarte (ARFELLI, 1996; HAZIN, 2006), ano após ano a frota atua nesta área durante o segundo e o terceiro trimestres.

Durante o primeiro e quarto trimestre, houve uma expansão das operações de pesca em direção leste, especialmente em longitudes menores que 15°W (Figuras 13 e 16), enquanto que durante o segundo e terceiro trimestre a maioria dos lançamentos de pesca se restringiram a áreas mais próximas da costa (Figuras 14 e 15).

HAZIN (2006) comenta que a distribuição espacial do esforço de pesca da frota atuneira brasileira difere com a espécie-alvo e a época do ano. O mesmo autor menciona que os blocos principais para a captura do tubarão-azul estão compreendidos entre 2° - 7°S / 30° - 38°W e entre 30°S e 35°S, em áreas mais próximas à costa.

MENESES de LIMA *et al.* (2000) e HAZIN (2006) apresentam detalhes sobre a alocação do esforço de pesca da frota atuneira brasileira, bem como uma comparação entre as áreas de pesca da frota nacional e arrendada.

4.2.2. Padronização da CPUE

Todas as variáveis testadas nos modelos Log-normal e Binomial foram significativas e o número de variáveis não foi reduzido com a aplicação do método *step-wise*. As Tabelas 4 e 5 apresentam a análise de deviança detalhada dos modelos, com o decréscimo da deviança residual à medida que são incluídas as variáveis, o valor de p do teste F entre os modelos sucessivos e o respectivo valor de AIC.

Para ambos os modelos o menor valor de AIC foi encontrado quando adicionaram-se todas as variáveis. O modelo Log-normal explicou grande parte da variabilidade da CPUE ($pseudo-r^2 = 0.43$), indicando que a inclusão das variáveis foi apropriada. A variável mais significativa foi “cluster” explicando grande parte da deviança que foi explicada pelo modelo (61% da variabilidade), seguida por ano (17% da variabilidade) (Tabela 4).

O modelo Binomial também explicou grande parte da variabilidade da CPUE, obtendo - se o valor de $pseudo-r^2$ (0.40). Semelhante ao resultado do modelo Log-normal a variável “cluster” foi mais significativa respondendo por 43% da parcela da deviança que foi explicada, seguida por “ano” (34% da variabilidade) (Tabela 5).

Em ambos os modelos houve uma redução significativa da deviança residual e uma estabilização do $pseudo-r^2$ à medida que novas variáveis foram adicionadas nos modelos (Figuras 17 e 18; Tabelas 4 e 5).

Tabela 4 – Análise de deviança do modelo aditivo generalizado referente ao modelo Log-normal. A redução do AIC, deviança residual, graus de liberdade e o valor de p do teste F são apresentados para cada variável.

Modelo Log-normal	Resid.	G.L.	G.L.	Deviança residual	Deviança	Valor de F	Pr(F)	AIC
<i>nulo</i>	9749.00			10216.34				10218.30
+ ano	9734.00	15.00		9497.29	719.06	79.26	0.0000E+00	9528.51
+ CLUSTER	9729.00	5.00		6834.26	2663.03	880.58	0.0000E+00	6863.76
+ lo(mês)	9725.67	3.33		6716.52	117.74	58.53	0.0000E+00	6750.12
+ lo(Lng)	9721.71	3.97		6539.09	177.43	73.94	0.0000E+00	6577.15
+ lo(Lat)	9718.43	3.27		6319.88	219.20	110.73	0.0000E+00	6360.94
+ lo(bath)	9714.09	4.34		6270.43	49.46	18.84	1.1102E-16	6316.79
+ lo(lmersão)	9710.64	3.45		6162.83	107.60	51.57	0.0000E+00	6212.79
+ lo(nazol)	9706.82	3.82		5895.88	266.95	115.53	0.0000E+00	5948.33
+ lo(TSM)	9703.24	3.58		5885.66	10.22	4.72	1.3702E-03	5942.38
+ lo(PT)	9699.67	3.58		5866.67	18.98	8.78	1.5487E-06	5927.56

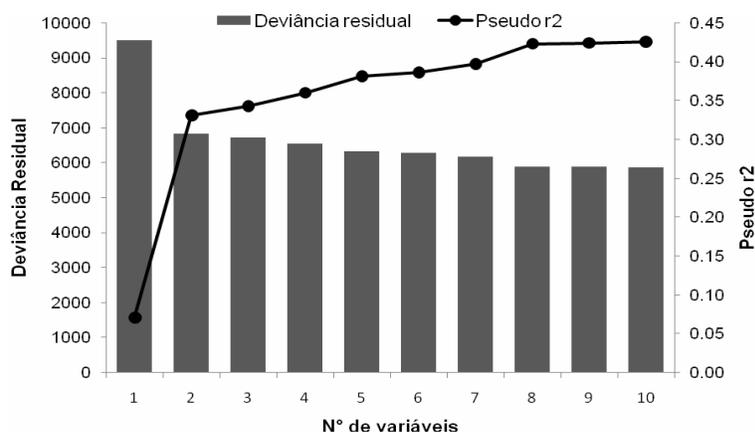


Figura 17 – Relação do número de variáveis com a deviãoça residual e o $pseudo-r^2$ do modelo aditivo generalizado referente ao modelo Log-normal.

Tabela 5 – Análise de deviãoça do modelo aditivo generalizado referente ao modelo Binomial. A redução do AIC, deviãoça residual, graus de liberdade e o valor de p do teste F são apresentados para cada variável.

Modelo Binomial	Resid. G.L.	G.L.	Deviância residual	Deviância	Valor de F	Pr(F)	AIC
<i>nulo</i>	26653.00		35006.39				35008.39
+ <i>ano</i>	26638.00	15.00	30234.75	4771.64	366.66	0.0000E+00	30266.75
+ <i>CLUSTER</i>	26633.00	5.00	24254.16	5980.60	1378.69	0.0000E+00	24296.16
+ <i>lo(mês)</i>	26629.67	3.33	24172.26	81.90	28.33	0.0000E+00	24220.92
+ <i>lo(Lng)</i>	26625.94	3.73	23645.20	527.06	163.02	0.0000E+00	23701.32
+ <i>lo(Lat)</i>	26622.78	3.16	23451.54	193.65	70.61	0.0000E+00	23513.99
+ <i>lo(bath)</i>	26618.34	4.44	23374.46	77.08	20.02	0.0000E+00	23445.78
+ <i>lo(Imersão)</i>	26614.84	3.50	22836.78	537.68	177.11	0.0000E+00	22915.10
+ <i>lo(nazol)</i>	26611.46	3.38	21195.03	1641.75	559.91	0.0000E+00	21280.11
+ <i>lo(TSM)</i>	26607.91	3.55	21118.30	76.73	24.93	0.0000E+00	21210.47
+ <i>lo(PT)</i>	26604.15	3.76	21037.00	81.30	24.91	0.0000E+00	21136.70

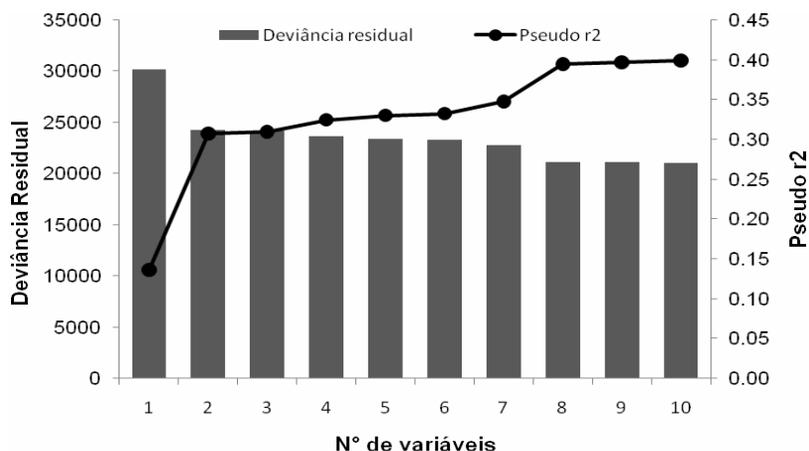


Figura 18 - Relação do número de variáveis com a deviãoça residual e o $pseudo-r^2$ do modelo aditivo generalizado referente ao modelo Binomial.

A análise dos resíduos do modelo Log-normal indicou um bom ajuste e o modelo parece não ser viesado. A Figura 19 sugere que: (a) a variância se mantém praticamente constante com a média em torno de zero, com os resíduos se distribuindo de forma homogênea, e (b) o histograma dos resíduos se assemelha com a distribuição gaussiana, indicando que o pressuposto de log-normalidade da distribuição da variável resposta foi aceitável.

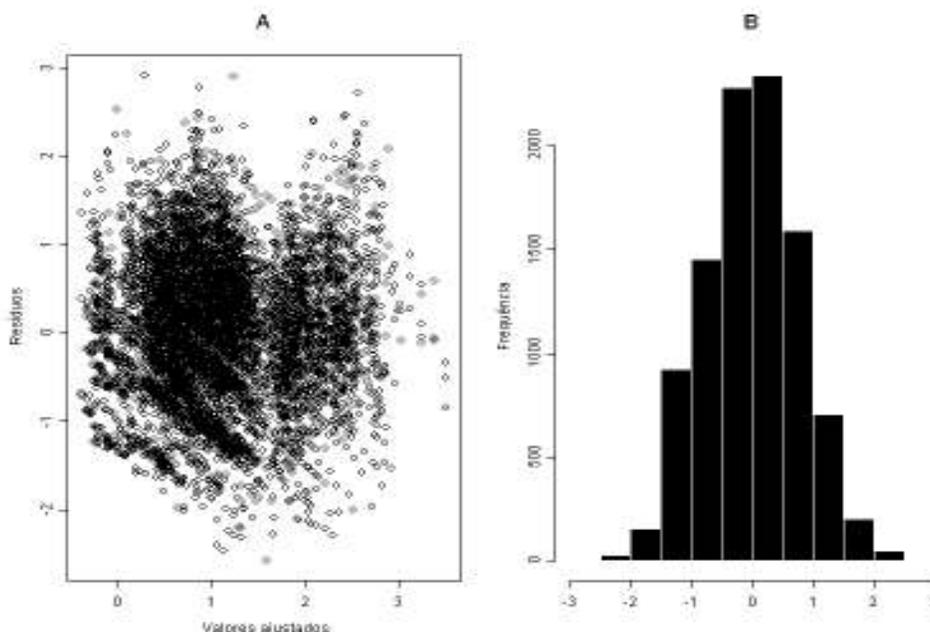


Figura 19 – Análise dos resíduos do modelo aditivo generalizado referente ao modelo Log-normal. A) resíduos vs valores ajustados; e B) histograma dos resíduos.

Já era esperado que a variável “cluster” explicasse grande parte da variabilidade dos modelos, pois ela corresponde às diferentes estratégias de pesca utilizadas pela frota ao longo do período estudado. O uso da análise de “cluster” tem se mostrado eficaz para a categorização do esforço de pesca (HE *et al.*, 1997; HAZIN, 2006), particularmente para a frota atuneira brasileira que é formada por diferentes tipos de embarcação (arrendadas e nacionais), com diferentes estratégias de pesca e diferentes espécies-alvo ao longo de seu histórico (MENESES de LIMA *et al.*, 2000; HAZIN *et al.*, 2002a; MOURATO *et al.*, 2004; HAZIN, 2006).

BIGELOW *et al.* (1999) padronizaram a CPUE de espadarte e tubarão-azul no Pacífico norte utilizando somente os lances de pesca “direcionados” para as duas

espécies, identificados a partir de uma análise de “cluster”. Neste trabalho optou-se por incorporar “cluster” como um fator dentro do modelo, com o objetivo de determinar o direcionamento da frota, minimizando boa parte da variância relacionada com a estratégia e a operacionalização da pesca.

A Figura 20 mostra a CPUE padronizada do modelo Log-normal. Há uma tendência de queda de 1985 até 1993, seguida por uma tendência de aumento até 2000. Os coeficientes estimados da variável “ano” do modelo Binomial indicaram um padrão ascendente de 1985 até 1990, seguido por um forte declínio até 1992, voltando a subir até 2000 (Figura 21).

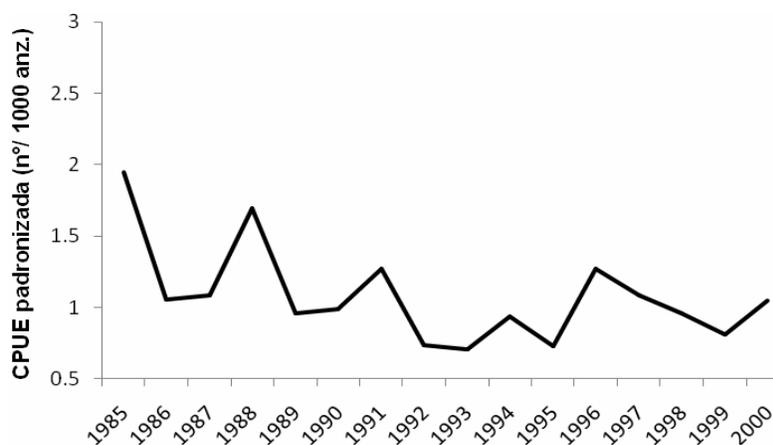


Figura 20 - Índice de abundância padronizado de tubarão-azul capturado no oeste do Atlântico Sul pela frota atuneira brasileira, estimado a partir dos coeficientes da variável “ano” do modelo Log-normal.

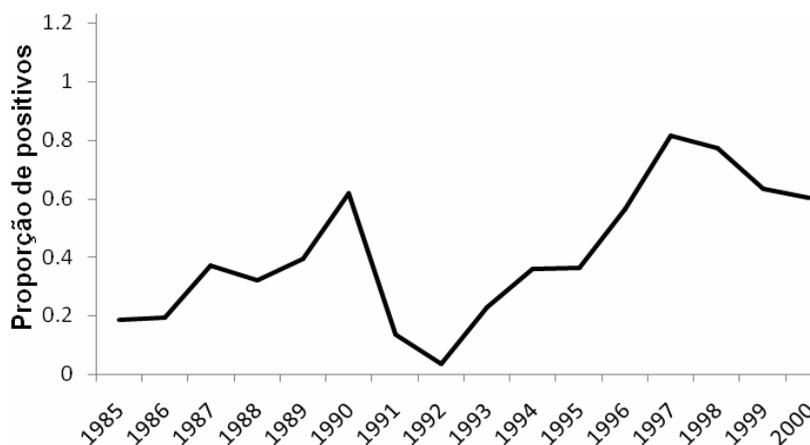


Figura 21 – Índice de abundância padronizado de tubarão-azul capturado no oeste do Atlântico Sul pela frota atuneira brasileira, estimado a partir dos coeficientes da variável “ano” do modelo Binomial.

Quando os valores de ambos os modelos são combinados, o índice de abundância relativo apresentou um padrão de estabilidade para todo o período analisado, destacando-se um valor muito baixo em 1992 (Figura 22). A tendência da CPUE nominal difere moderadamente do índice de abundância padronizado, com as maiores discrepâncias em 1990, onde a CPUE nominal foi bem maior que o índice padronizado (Figura 22). No entanto, a tendência da CPUE nominal não reflete verdadeiramente as mudanças ocorridas na biomassa do estoque de tubarão-azul do Atlântico sul, mas sim uma mistura de fatores relacionados com o coeficiente de capturabilidade e a abundância. A análise desenvolvida neste trabalho foi capaz de reduzir o pico elevado da CPUE nominal de 1990. (Figura 22).

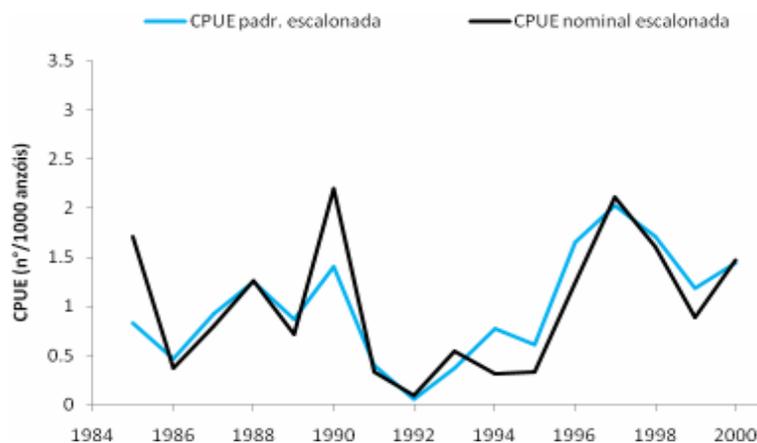


Figura 22 – Índice de abundância padronizado escalonado de tubarão-azul capturado no oeste do Atlântico Sul pela frota atuneira brasileira, estimado a partir de um modelo aditivo generalizado.

HILBORN and WALTERS (1992) comentam que um incremento do poder de pesca ou um direcionamento das capturas para espécies em particular podem mascarar a tendência real da abundância, criando uma falsa aparência de aumento ou diminuição, quando de fato ela não ocorre. Os maiores rendimentos da captura do tubarão-azul têm sido observados, em diversas regiões, quando a frota direciona as capturas ao espadarte (HE *et al.*, 1997; ITO and MACHADO, 1999; HAZIN, 2006). A estratégia de pesca adotada pela frota brasileira quando direciona o esforço para a captura de atuns difere substancialmente daquela utilizada quando o alvo é o espadarte (HAZIN, 2006). Portanto, especula-se que o valor baixo do índice padronizado em 1992, pode estar mascarado pela ausência de alguma variável importante no modelo, ou por um direcionamento para espécies em particular, como por exemplo, os atuns.

Parte do problema de padronizar a CPUE de tubarão-azul com o uso de dados da frota comercial decorre de que esta espécie não é tradicionalmente o alvo das pescarias, ainda que em alguns períodos, particularmente para a frota sediada em Santos, o tubarão-azul tenha sido o alvo das capturas (ARFELLI *et al.*, 1997a; MOURATO *et al.*, 2004). AMORIM *et al.* (1998) comentam que antes do início da década de 1980, o tubarão-azul era freqüentemente descartado após a captura, com o objetivo de manter a capacidade frigorífica das embarcações para as espécies de alto valor comercial (eg. atuns e espadarte), sendo armazenado somente nos últimos dias dos cruzeiros de pesca.

WALSH *et al.* (2002) encontraram discrepâncias entre os dados de captura do tubarão-azul dos mapas de bordo com os de observadores de bordo da frota atuneira havaiana. VOOREN (2000) estimou que a frota atuneira do Sudeste e Sul do Brasil foi responsável pela captura de 186.000 exemplares de tubarão em 1997, dos quais 156.000 foram descartados após o *finning*. Este número indica que 83% dos tubarões capturados não chegaram a ser desembarcados, o que implica que a estatística pesqueira não representou a produção real de 1997. Devido a essas circunstâncias, acredita-se que a CPUE padronizada usualmente baixa em 1992 não deve refletir a real biomassa do estoque do tubarão-azul do Atlântico sul, provavelmente afetada por uma mistura de fatores relacionados com o coeficiente de capturabilidade, ou até mesmo por limitações e incertezas dos dados de captura oriundos dos mapas de bordo.

BIGELOW *et al.* (1999) padronizaram a CPUE de tubarão-azul no Pacífico Norte utilizando dados da frota atuneira comercial sediada no Havaí e encontraram uma tendência de aumento do índice padronizado entre 1991 e 1996. WALSH e KLEIBER (2001), utilizando dados da frota atuneira havaiana, padronizaram a CPUE de tubarão-azul, revelando que não ocorreram mudanças bruscas na biomassa da espécie no Pacífico norte na década de 1990. Estes mesmos autores discorrem sobre o problema das inferências em relação à abundância dos recursos baseando-se em dados de frotas consideradas regionais (eg. Havaí), que operam com um baixo esforço de pesca, em áreas pequenas em relação à distribuição geográfica natural do tubarão-azul.

No oceano Atlântico a biomassa do tubarão-azul parece apresentar um padrão de estabilidade similar ao do oceano Pacífico, como indicado por BIGELOW *et al.* (1999) e WALSH and KLEIBER (2001). De acordo com NAKANO and CLARKE (2005), a

biomassa dos estoques de tubarão-azul do oceano Atlântico não sofreu mudanças drásticas nas últimas três décadas. Esses autores encontraram, baseados nos dados dos atuneiros japoneses, um declínio moderado de 1996 a 2000 para o estoque do Atlântico norte, enquanto que para o estoque do Atlântico sul a biomassa vem se mantendo equilibrada, ainda que apresentando uma ligeira queda a partir de 2000.

HOEY *et al.* (2002) também encontraram um padrão de estabilidade, com uma ligeira tendência de aumento, da biomassa do tubarão-azul no Atlântico norte entre os anos 1970 e 1990. Os autores atribuem isso ao fato de que o tubarão-azul sempre foi capturado em grandes quantidades, mas, devido a regulamentações vigentes nos Estados Unidos e Canadá, muitos tubarões passaram a ser soltos vivos e assim a biomassa foi menos afetada.

LIU *et al.* (2005) padronizaram a CPUE de tubarão-azul capturado pela frota tawainesa no Atlântico sul e também encontraram um padrão de estabilidade. Recentemente MOURATO *et al.* (2007) padronizaram a CPUE de tubarão-azul capturado pela frota atuneira sediada em Santos no Sudeste e Sul do Brasil, encontrando um padrão de estabilidade para o período 1984 - 2005.

Os resultados deste trabalho são corroborados pelas demais análises focadas no estoque do Atlântico sul, revelando o mesmo padrão de estabilidade da biomassa. Assim, a pesca atuneira no Atlântico sul parece não estar afetando fortemente a biomassa do tubarão-azul.

Durante a última Reunião de Avaliação de Estoques de Tubarões da ICCAT (Tóquio, junho de 2004), o Comitê de Pesquisa e Estatística (SCRS) concluiu que a biomassa dos estoques de tubarão-azul do oceano Atlântico norte e Atlântico sul não estão fortemente afetados pela pesca e o nível das capturas atuais estão abaixo do nível aceitável (captura máxima sustentável) (ICCAT, 2005). Apesar de não haverem indícios de sobrepesca do estoque de tubarão-azul do Atlântico, os elasmobrânquios têm crescimento lento, maturação sexual tardia e fecundidade muito baixa em comparação com os peixes ósseos (CAMHI *et al.*, 1998). Estes atributos resultam em baixa resiliência desse grupo zoológico a altas taxas de mortalidade por pesca (HOENIG and GRUBER, 1990; STEVENS *et al.*, 2000). Sendo assim, muitas populações de elasmobrânquios não podem resistir a níveis altos de esforço de pesca sem que ocorra

uma sensível depleção ou mesmo um colapso dos estoques (MUSICK, 1999; CORTÉS, 2000).

WALKER (1998) comenta que se os níveis de esforço de pesca forem excessivamente altos sobre os elasmobrânquios, a taxa de mortalidade total excederá a capacidade reprodutiva e os estoques declinarão até ao ponto de inviabilizar economicamente a pescaria. Conseqüentemente, medidas de manejo devem ser implementadas, o que não tem ocorrido na maioria das pescarias ao redor do mundo em que se captura elasmobrânquios (BONFIL, 1994).

No Brasil, a Sociedade Brasileira para o Estudo de Elasmobrânquios (SBEEL) desenvolveu um plano nacional de ações para o manejo de elasmobrânquios, cujas principais recomendações para o manejo de tubarões oceânicos incluem a consolidação e ampliação dos programas de observadores de bordo para todas as embarcações da frota industrial, objetivando a coleta de dados sobre indivíduos descartados e a fiscalização e acompanhamento da Portaria IBAMA 121, de 24 de agosto de 1998, que proíbe o desembarque de nadadeiras desacompanhadas das respectivas carcaças.

A maioria dos tubarões-azuis chegam vivos a bordo (AZEVEDO, 2003; WARD *et al.*, 2004; DIAZ and SERAFY, 2005) e a soltura de um percentual desses animais íntegros e vivos, minimizariam o impacto da pesca de espinhel sobre o recurso.

Os dados da frota de atuneiros sediada em Santos entre 1971 e 1988, mostraram uma queda de 20 cm nos comprimentos médios anuais, o que pode provavelmente ser atribuído ao aproveitamento de exemplares menores, ao menor tamanho dos anzóis utilizados nos últimos dez anos e ao aumento da pressão pesqueira sobre o estoque (AMORIM, 1992), pois uma diminuição no comprimento médio dos exemplares capturados é um dos indícios de sobrepesca (GULLAND, 1983).

A alta abundância e a ampla distribuição do tubarão-azul oferecem um relativo resguardo contra a situação de sobrepesca da espécie como um todo. Entretanto, alguns estoques de tubarão-azul podem ser ameaçados em futuro próximo se todas as pescarias que capturam a espécie não forem efetivamente monitoradas e controladas. Portanto, medidas de manejo e programas de monitoramento devem ser empregadas em conjunto pelos diferentes países que fazem uso do recurso (FAO, 2007).

4.2.3. Influência dos fatores espaço-temporais, operacionais e ambientais na distribuição, abundância e pesca do tubarão-azul

O modelo área geral (modelo Log-normal) explicou 43% da variabilidade da CPUE de tubarão-azul e todas as variáveis testadas resultaram em um decréscimo da deviança residual, sendo todas significativas (teste F , $p < 0,05$) (Tabela 4). As variáveis “cluster” e “ano” foram responsáveis por 78% do decréscimo da deviança total explicada pelo modelo. Entre as variáveis espaço-temporais, a “latitude” foi a mais significativa respondendo por 5% da variabilidade, “longitude” (4%) e “mês” (3%).

Entre as variáveis operacionais o “número de anzóis entre bóias” se mostrou mais significativo na variação da CPUE (6%), seguido por “tempo de imersão” (2,5%) e “profundidade do local de pesca” (batimetria - 1%). Para as variáveis ambientais a “profundidade da termoclina” foi mais significativa, respondendo por 0,5% da variabilidade, enquanto que a “temperatura da superfície do mar” respondeu por menos de 0,5% da variação da CPUE.

Para o modelo da sub-área norte todas as variáveis foram significativas e com a aplicação do método *step-wise* não houve redução do número de variáveis adicionadas, com o menor valor de AIC encontrado quando todas as variáveis testadas foram adicionadas (Tabela 6). O modelo explicou 25% ($pseudo-r^2 = 0.25$) da variabilidade da CPUE. Na sub-área norte a variável “mês” foi a mais significativa, seguido por “tempo de imersão” e “número de anzóis entre bóias” (Tabela 6).

Tabela 6 - Análise de deviança do modelo aditivo generalizado referente à sub-área norte. A redução do AIC, deviança residual, graus de liberdade e o valor de p do teste F são apresentados para cada variável.

Modelo sub-área Norte	Resid. G.L.	G.L.	Deviança residual	Deviança	Valor de F	Pr(F)	AIC
<i>nulo</i>	6467.00		6012.62				6014.34
+ <i>lo(mês)</i>	6463.64	3.36	5548.34	464.28	196.72	0.0000E+00	5555.82
+ <i>lo(Lng)</i>	6459.79	3.85	5458.85	89.49	33.06	0.0000E+00	5472.72
+ <i>lo(Lat)</i>	6456.20	3.60	5269.21	189.64	75.01	0.0000E+00	5288.48
+ <i>lo(bath)</i>	6451.74	4.45	5204.85	64.37	20.55	0.0000E+00	5231.08
+ <i>lo(Imersão)</i>	6448.28	3.47	4853.08	351.77	144.36	0.0000E+00	4882.77
+ <i>lo(nazol)</i>	6444.52	3.76	4618.23	234.85	88.82	0.0000E+00	4651.88
+ <i>lo(TSM)</i>	6440.85	3.67	4592.74	25.48	9.87	1.7691E-07	4631.47
+ <i>lo(PT)</i>	6437.26	3.59	4526.51	66.23	26.25	0.0000E+00	4569.74

Para a sub-área sul o ajuste do GAM explicou 29% ($pseudo-r^2 = 0.29$) da variação da CPUE, com todas as variáveis adicionadas resultando em um decréscimo da deviança residual, com o modelo cheio resultando no melhor ajuste, ou seja, apresentando o menor valor de AIC (Tabela 7). Para a sub-área sul, o “tempo de imersão” se mostrou mais significativo, seguido por “latitude” e “número de anzóis entre bóias” (Tabela 7).

Tabela 7 - Análise de deviança do modelo aditivo generalizado referente à sub-área sul. A redução do AIC, deviança residual, graus de liberdade e o valor de p do teste F são apresentados para cada variável.

Modelo sub-área Sul	Resid. G.L.	G.L.	Deviança residual	Deviança	Valor de F	Pr(F)	AIC
<i>nulo</i>	3281.00		3901.28				3903.63
+ <i>lo(mês)</i>	3277.63	3.37	3852.98	48.30	16.89	6.0981E-12	3863.26
+ <i>lo(Lng)</i>	3274.34	3.29	3733.38	119.60	42.88	0.0000E+00	3750.85
+ <i>lo(Lat)</i>	3270.73	3.61	3494.30	239.07	78.16	0.0000E+00	3518.38
+ <i>lo(bath)</i>	3266.59	4.14	3465.96	28.34	8.07	1.2554E-06	3498.67
+ <i>lo(Imersão)</i>	3263.01	3.58	2996.41	469.56	154.57	0.0000E+00	3031.29
+ <i>lo(nazol)</i>	3259.26	3.75	2807.76	188.65	59.34	0.0000E+00	2846.94
+ <i>lo(TSM)</i>	3255.75	3.51	2772.91	34.85	11.72	1.4753E-08	2817.62
+ <i>lo(PT)</i>	3252.14	3.61	2757.86	15.05	4.92	9.6709E-04	2808.50

Em ambos os modelos (sub-área norte e sul) houve uma redução significativa da deviança residual e uma estabilização do $pseudo-r^2$ à medida que novas variáveis foram sendo adicionadas (Figuras 23 e 24; Tabelas 6 e 7).

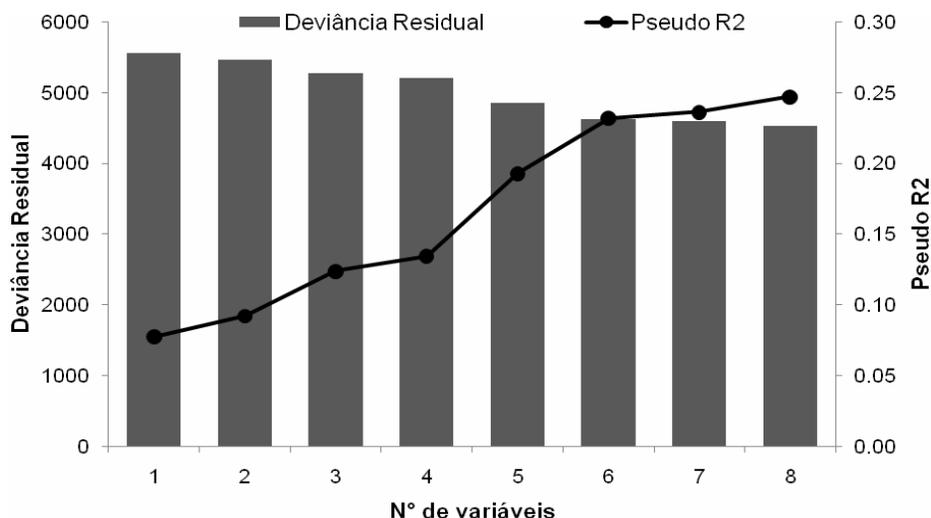


Figura 23 – Relação do número de variáveis com a deviança residual e o $pseudo-r^2$ do modelo aditivo generalizado para a sub-área norte.

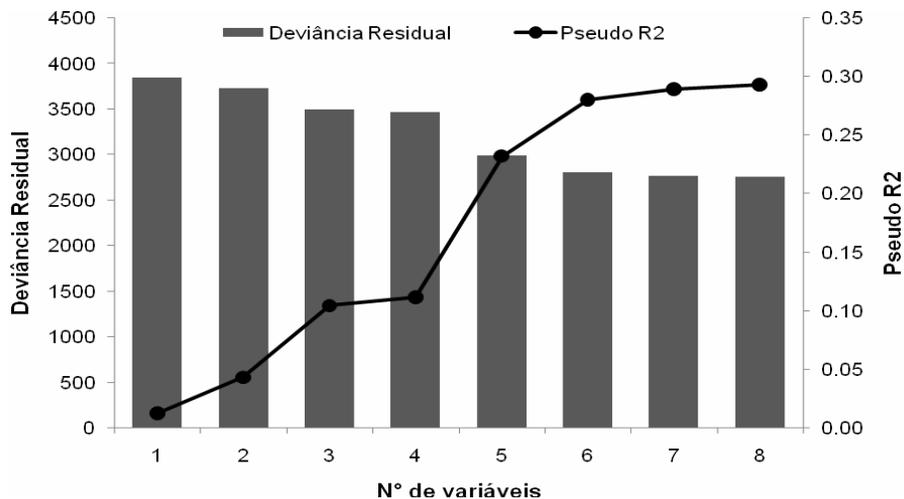


Figura 24 – Relação do número de variáveis com a deviência residual e o $pseudo-r^2$ do modelo aditivo generalizado para a sub-área sul.

Apesar das variáveis operacionais e espaço-temporais, como o tempo de imersão e a área de pesca (latitude e longitude) terem apresentado uma maior influência sobre a CPUE de tubarão-azul, os efeitos dos fatores ambientais também foram significativos ($p < 0,05$) (Tabelas 4, 5, 6 e 7). Resultados que concordam com os de BIGELOW *et al.* (1999) e WALSH and KLEIBER (2001) que encontraram padrões similares para o tubarão-azul no Pacífico norte, com indicações de que os fatores operacionais e espaço-temporais são os principais responsáveis pela variação da CPUE.

BRILL and LUTCAVAGE (2001) comentam que a inclusão das variáveis ambientais nas análises de distribuição e abundância contribui para o melhor ajuste dos modelos. Muitas espécies, em particular os grandes migradores, como o tubarão-azul, possuem um ciclo de vida estritamente relacionado com as condições ambientais o que influencia a disponibilidade e vulnerabilidade dos recursos explorados (SHARP, 1978; LAURS *et al.*, 1984; HINTON and DERISO, 1998).

LINK (2002) discute a importância da inclusão das variáveis ambientais nos modelos de dinâmica populacional, embora não raramente sejam ignorados ou tratados de forma estacionária. A inclusão de variáveis ambientais nas análises nem sempre é uma questão fácil, resultando muitas vezes em baixos níveis de explicação, em razão de a coleta de dados de pesca e dados ambientais não serem simultâneas (SHARP *et al.*, 1983).

Pelo observado neste trabalho, pode-se acreditar que a inclusão das variáveis ambientais, apesar de não altamente correlacionadas com a CPUE (Tabelas 4, 5, 6 e 7), forneceu um ponto de partida para o entendimento da distribuição e abundância do tubarão-azul em relação a tais variáveis. E trabalhos relacionando dados de estatística pesqueira com as variáveis ambientais são particularmente raros para o tubarão-azul no Atlântico sul.

A análise dos resíduos dos modelos sub-área sul e sub-área norte indicaram um bom ajuste e os modelos parecem não serem viesados. A Figura 25 sugere que: (a e c) a variância se mantém praticamente constante com a média em torno de zero, com os resíduos se distribuindo de forma homogênea, e (b e d) o histograma dos resíduos se assemelha com a distribuição gaussiana, indicando que o pressuposto de log-normalidade da distribuição da variável resposta foi aceitável para ambos modelos.

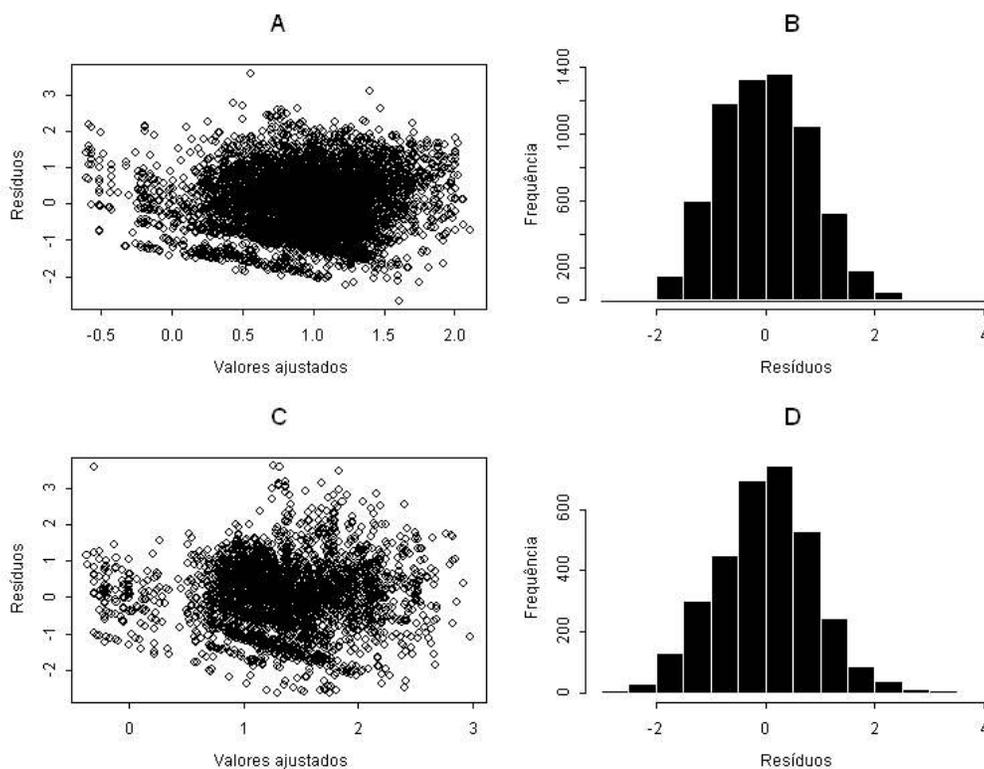


Figura 25 – Análise dos resíduos do modelo aditivo generalizado. A e B: modelo sub-área norte; e C e D: modelo sub-área sul. A e C: resíduos vs valores ajustados; e B e D: histograma dos resíduos.

A Figura 26 mostra o efeito de “mês” sobre a abundância relativa de tubarão-azul. Nota-se que os maiores rendimentos estão associados aos meses entre julho e outubro para toda área de estudo (modelo área geral). No entanto, este padrão diferiu quando

analisamos separadamente o efeito de “mês” entre as sub-áreas. Na sub-área norte o tubarão-azul é mais abundante entre julho e outubro, com os maiores valores em julho, semelhante ao resultado do modelo geral, enquanto que para sub-área sul, a abundância do tubarão-azul é maior entre abril e junho, com um pico em maio (Figura 26).

De fato a abundância do tubarão-azul é marcadamente sazonal nas regiões Sudeste e Sul do Brasil. AMORIM (1992) observou que os maiores rendimentos de captura do tubarão-azul nessas regiões no período de 1983 a 1986, ocorreram entre abril e julho e os menores entre dezembro e abril, com predominância de machos nas capturas no segundo e terceiro trimestres, e uma proporção sexual de 1:1 nos trimestres remanescentes.

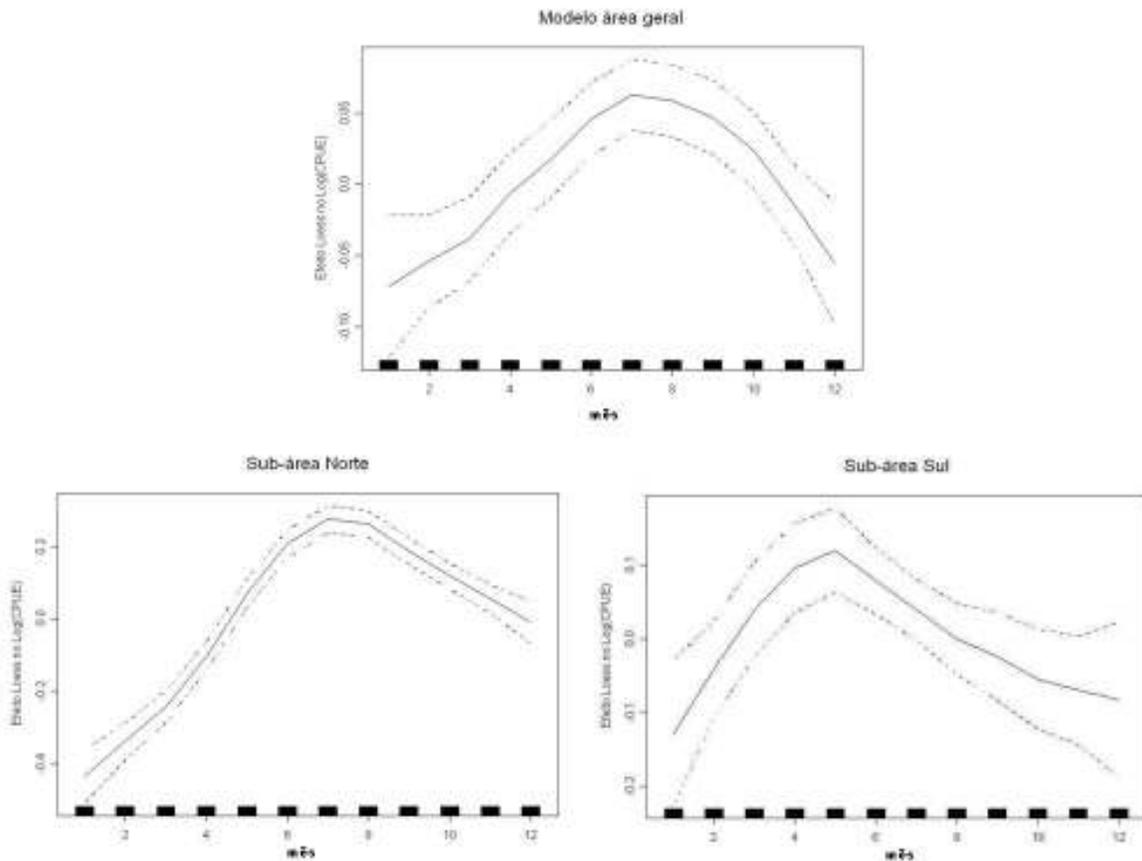


Figura 26 – Efeito de “mês” sobre a abundância relativa de tubarão-azul, derivado de um modelo aditivo generalizado. As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança das estimativas.

KOTAS *et al.* (1999) analisaram dados de prospecção pesqueira de espinhel pelágico e observaram valores altos de CPUE para o tubarão-azul na área 10° - 25°S /

40° - 35° W em junho e julho, seguido por um declínio em setembro e outubro. LEGAT (2001) também observou um caráter sazonal na abundância do tubarão-azul no sul do Brasil (27° - 34°S / 46° - 51°W). Este autor encontrou, utilizando dados de prospecção pesqueira com espinhel pelágico, os maiores valores de CPUE em julho e os menores em agosto.

AZEVEDO (2003) analisando dados da frota atuneira sediada em Itajaí-SC, do período 1997 – 2002, observou os maiores valores de CPUE de tubarão-azul nas regiões Sudeste e Sul do Brasil no segundo e terceiro trimestres, excetuando-se os anos 2001 e 2002, quando os maiores rendimentos ocorreram no primeiro trimestre. Tal fato também foi observado por SCHMIDT *et al.* (2006) para a frota de atuneiros sediada em Santos nos últimos anos, com os maiores rendimentos ocorrendo no primeiro trimestre. Isto pode ser explicado pelo deslocamento das embarcações para áreas mais a leste, onde têm sido observados grandes rendimentos durante o primeiro trimestre, tanto para a frota sediada em Santos (Dr. Carlos A. Arfelli, Instituto de Pesca – SP, Com. pess.) como para a frota sediada em Itajaí (AZEVEDO, 2003).

Para a sub-área norte os maiores rendimentos estão associados aos meses entre julho e outubro (Figura 26). HAZIN *et al.* (1990) analisaram os dados da frota atuneira sediada em Natal-RN e observaram um padrão de abundância sazonal para o tubarão-azul no Nordeste do Brasil, com os maiores valores de CPUE no terceiro e quarto trimestres e os menores durante o primeiro trimestre. HAZIN *et al.* (1994b) mostraram que a flutuação média da CPUE mensal de tubarão-azul no Nordeste do Brasil variou entre os sexos, com os maiores valores de CPUE para as fêmeas no mês de março e proporção sexual de 0,45:1, e os menores valores de CPUE entre julho e dezembro. Para os machos, a maior abundância foi registrada em setembro e outubro, com uma proporção sexual de 54:1 e 25:1, respectivamente.

Os resultados obtidos neste trabalho demonstram concordância com os das outras análises supracitadas, com os maiores rendimentos ocorrendo na sub-área sul, no segundo e início do terceiro trimestres, enquanto que para a sub-área norte, os maiores valores de CPUE foram registrados no terceiro e início do quarto trimestres. No entanto, parece haver uma variação espacial da CPUE ao longo da costa brasileira em função do sexo, com a maior captura de machos coincidindo com os maiores valores de

CPUE em ambas as sub-áreas, de acordo com os trabalhos de AMORIM (1992), AZEVEDO (2003) e HAZIN *et al.* (1994b).

HAZIN (1993) demonstrou que existe um padrão de segregação sexual que varia verticalmente na coluna da água no Nordeste do Brasil. Sendo assim, acredita-se que os picos de abundância estão associados ao comportamento migratório da espécie, com os machos encontrando-se mais superficialmente durante o terceiro e início do quarto trimestres, aumentando a sua capturabilidade pelo espinhel de monofilamento, utilizado mais próximo à superfície.

Para toda a área de estudo o efeito da variável “longitude” na abundância do tubarão-azul apresenta um padrão de descendência de 50° a 40°W, seguido por um aumento até 5°W (Figura 27). Para a sub-área norte o efeito da “longitude” apresenta um padrão ascendente até 30°W, e em seguida um padrão estável até 5°W, enquanto que para a sub-área sul, o tubarão-azul parece ser mais abundante mais próximo à costa, com um padrão decrescente a medida que a longitude diminui (Figura 27).

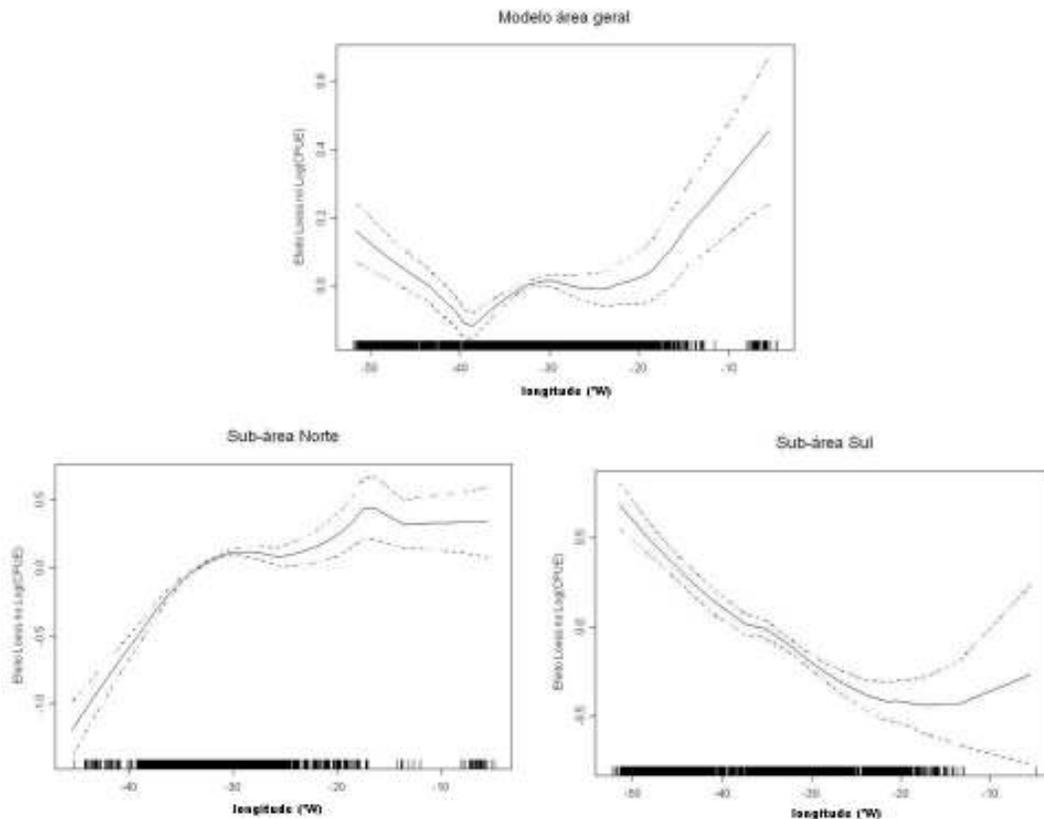


Figura 27 - Efeito da “Longitude” sobre a abundância relativa de tubarão-azul, derivado de um modelo aditivo generalizado. As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança das estimativas.

O efeito da variável “latitude” na abundância relativa de tubarão-azul, segundo o modelo área geral, aumenta à medida que a latitude aumenta (Figura 28). Entretanto, para a sub-área norte o efeito da “latitude” não apresentou uma tendência claramente definida, com os picos de abundância ocorrendo nas latitudes 15°S, 5°S e 5°N (Figura 28). Já para sub-área sul a “latitude” parece ter um efeito similar ao apresentado pelo modelo área geral, com a abundância aumentando à medida que a latitude aumenta (Figura 28).

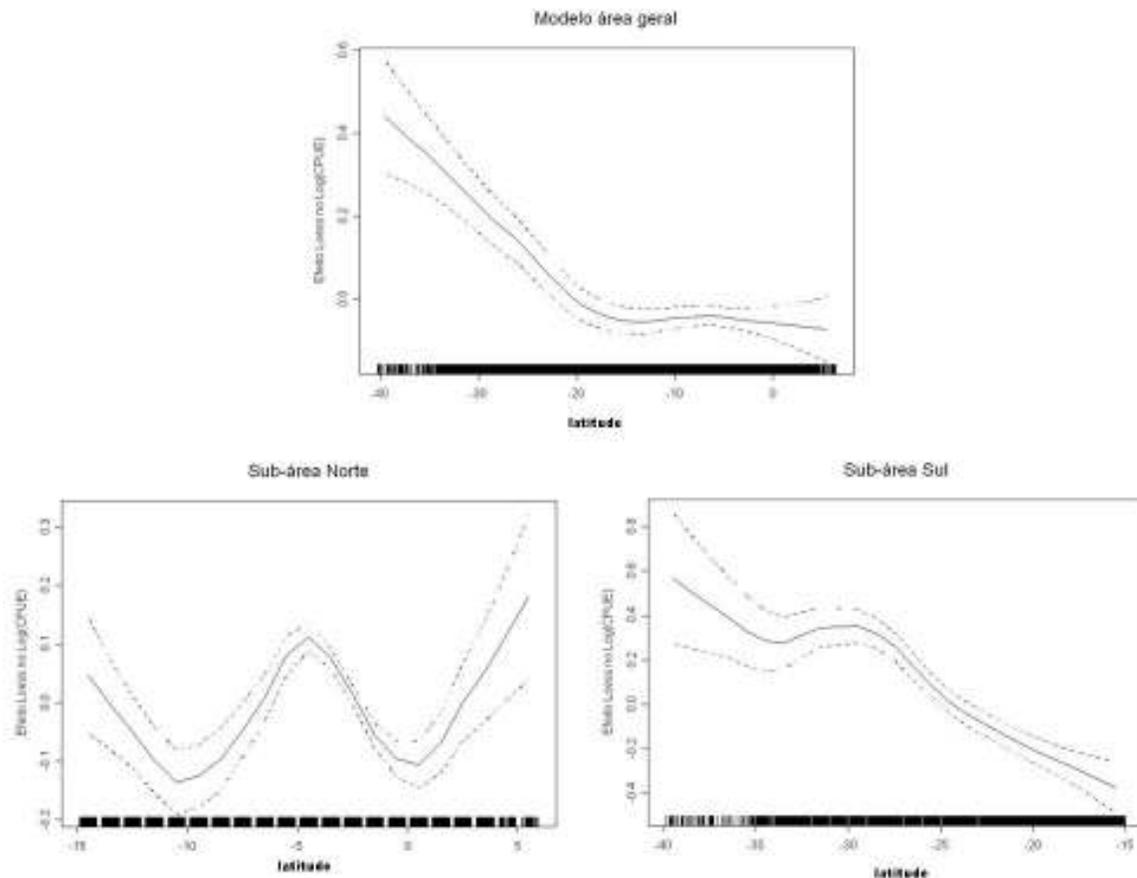


Figura 28 - Efeito da “latitude” sobre a abundância relativa de tubarão-azul, derivado de um modelo aditivo generalizado. As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança das estimativas.

O resultado do presente trabalho indica que o tubarão-azul é mais abundante em áreas mais ao sul e mais a oeste dentro da sub-área sul. Isto pode ser explicado pela influência da Convergência Subtropical ser mais intensa no Sul e Sudeste do Brasil no segundo e terceiro trimestres, proporcionando alto rendimento na captura de tubarão-azul, pois a concentração do esforço de pesca é intensa na referida sub-área durante esses trimestres (Figuras 14 e 15). Para as frotas sediadas no Sudeste e Sul do Brasil

(i.e. Santos e Itajaí), isto é particularmente interessante, pois devido à proximidade entre estas áreas de pesca e os portos base, as viagens são mais curtas e o rendimento econômico das viagens é maior à medida que se gasta menos combustível.

Para sub-área norte, o efeito da “longitude” na abundância do tubarão-azul apresenta correlação positiva, enquanto que a latitude não apresenta um padrão claro. HAZIN *et al.* (1990) estudaram a distribuição e abundância do tubarão-azul no sudoeste equatorial do oceano Atlântico, observando altos valores de CPUE em áreas mais afastadas da costa, com os maiores valores ocorrendo a leste do meridiano 35°W. No entanto, OLAVO *et al.* (2005) observaram CPUEs mais elevadas em regiões mais próximas da costa entre as latitudes 10°S e 15°S. Resultado que difere dos obtidos neste trabalho, bem como dos apresentados em HAZIN *et al.* (1990) e HAZIN *et al.* (1994b). Possivelmente as informações contraditórias apresentadas no trabalho de OLAVO *et al.* (2005) se devem a que estes autores utilizaram dados de prospecção pesqueira, normalmente não realizada nas mesmas áreas em que maioria das embarcações comerciais atua.

Segundo o modelo geral, o efeito da “profundidade do local de pesca” na CPUE de tubarão-azul apresenta uma correlação positiva, com maior abundância obtida em colunas d’água com profundidades entre 3.000 e 4.000 m e acima de 5.000 m (Figura 29).

BIGELOW *et al.* (1999) reportaram um padrão similar no Pacífico norte, com os maiores valores de CPUE de tubarão-azul em áreas com colunas d’água maiores que 3000 m. Para a sub-área norte, a “profundidade do local de pesca” na CPUE de tubarão-azul apresenta uma correlação positiva até 3.500 m de profundidade, havendo em seguida um forte declínio em profundidades maiores que 4000 m (Figura 29).

Na sub-área sul, o efeito da variável “profundidade do local de pesca” não apresenta uma correlação positiva até 6.000 m de profundidade. O ponto mais marcante é um aumento na CPUE nas maiores profundidades, especialmente em colunas d’água maiores que 5000 m (Figura 29).

O efeito da “profundidade do local de pesca” em ambas as sub-áreas confirma a característica marcadamente oceânica do tubarão-azul (COMPAGNO, 1984), ou seja, a

maior abundância da espécie é encontrada em áreas mais afastadas da costa. Para a sub-área norte, o efeito da “profundidade do local de pesca” se assemelha com o efeito da “longitude” (Figura 29), confirmando a relação entre abundância e áreas afastadas da costa.

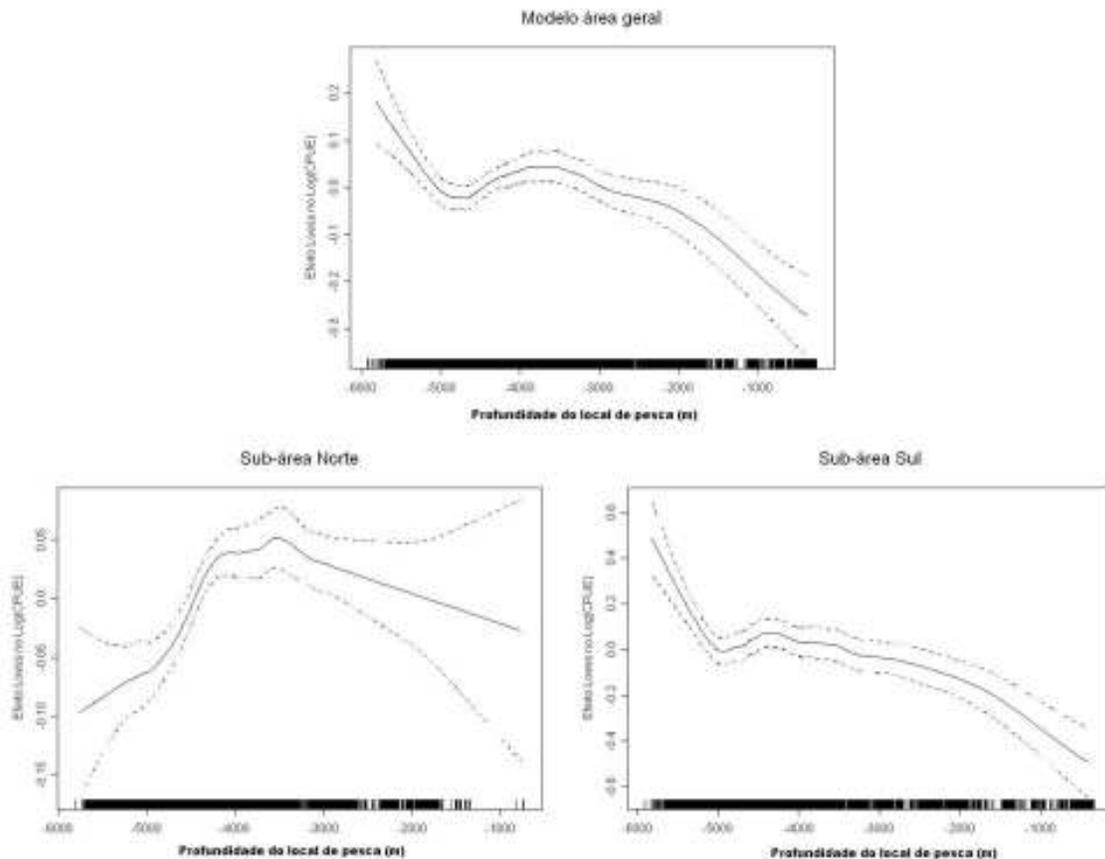


Figura 29 - Efeito da “profundidade do local de pesca” sobre a abundância relativa de tubarão-azul, derivado de um modelo aditivo generalizado. As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança das estimativas.

VELÁZQUEZ (1992) estudou a distribuição dos tubarões oceânicos na costa nordestina, identificando um habitat mais oceânico ao tubarão-azul. HAZIN *et al.* (1994b) também encontraram os maiores valores médios de CPUE de tubarão-azul em águas com profundidades maiores que 1.000 m, em concordância com os resultados deste trabalho.

O efeito do “tempo de imersão” do espínhel na variação da CPUE de tubarão-azul para toda área de estudo não apresentou grande influência no intervalo de 12 a 16h, com as estimativas oscilando próximo a zero com um intervalo de confiança amplo. O

ponto mais marcante é um aumento da CPUE até 19h seguido por um forte declínio a medida que o “tempo de imersão” aumenta (Figura 30).

Para a sub-área norte, o efeito do “tempo de imersão” apresentou um decréscimo da CPUE até aproximadamente 16h. A partir deste ponto o efeito do “tempo de imersão” na CPUE de tubarão-azul apresentou um forte acréscimo com um valor máximo em 20h, tendo em seguida um declínio acentuado após 20h (Figura 30). Na sub-área sul, o efeito do “tempo de imersão” apresentou um padrão similar ao da sub-área norte, com os maiores valores de CPUE em aproximadamente 21h, tendo em seguida um decréscimo acentuado (Figura 30).

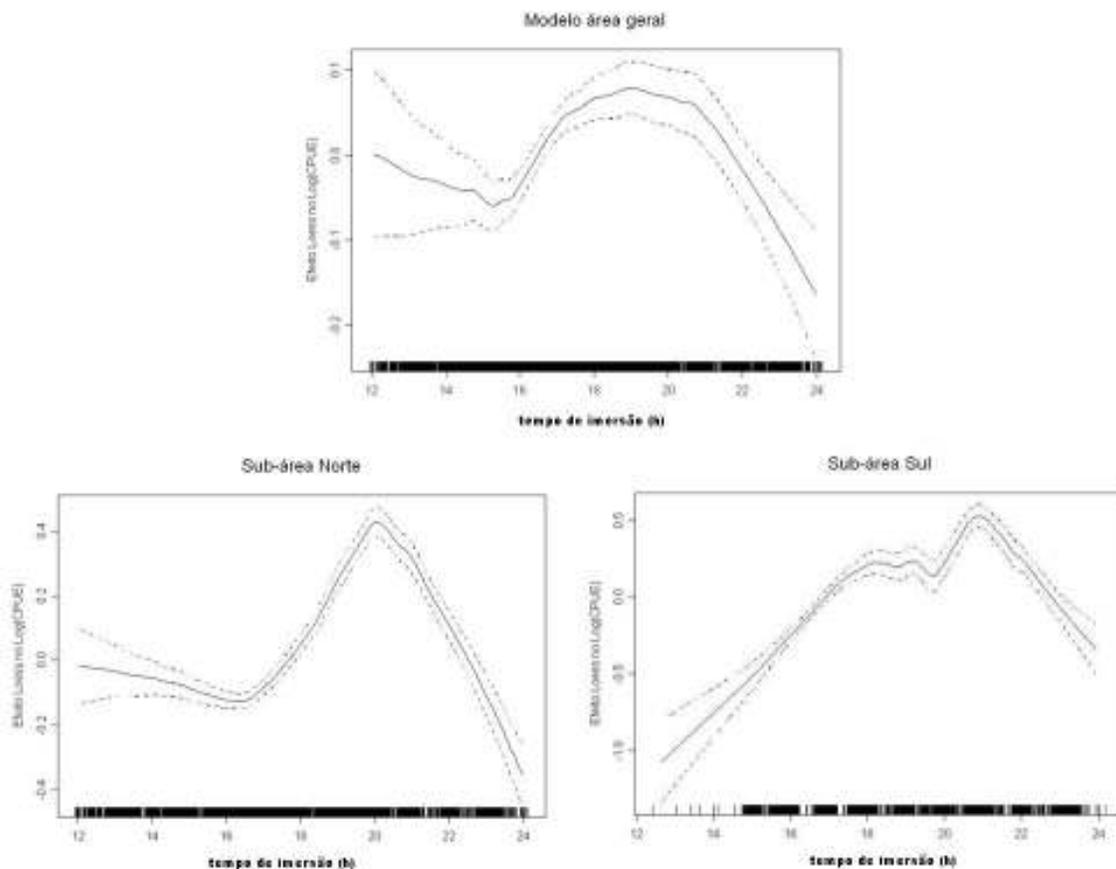


Figura 30 - Efeito do “tempo de imersão” sobre a abundância relativa de tubarão-azul, derivado de um modelo aditivo generalizado. As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança das estimativas.

SIVASUBRAMANIAM (1963) mostrou que as maiores capturas de tubarões pelágicos, incluindo o tubarão-azul, ocorrem aproximadamente com até 17h de tempo de imersão do espelho, havendo um declínio a partir desse tempo. Resultado muito

próximo com o obtido no presente trabalho, uma vez que os valores mais elevados de CPUE foram obtidos quando o petrecho de pesca permaneceu entre 20 e 21h na água, mostrando uma forte tendência de decréscimo a partir desse tempo.

WARD *et al.* (2004) modelaram o efeito do “tempo de imersão” nas capturas de espécies pelágicas com espinhel no oceano Pacífico, reportando que o tempo de imersão tem um efeito positivo na captura do tubarão-azul. DIAZ and SERAFY (2005) também encontraram um padrão similar ao do presente trabalho entre o efeito do tempo de imersão e a captura de tubarão-azul no Atlântico norte.

SIVASUBRAMANIAM (1963) discorre sobre os fatores que causam variação no tempo de imersão de uma operação de pesca, destacando o número de anzóis lançados ao mar, condições de navegação e o número de peixes fígados. O decréscimo da CPUE a partir de aproximadamente 20h de “tempo de imersão” do espinhel, pode ser explicado pela saturação do aparelho de pesca, ou seja, quando não há nenhum anzol iscado disponível, o que inibe a capturabilidade do aparelho (ENGAS and LØKKEBORG, 1994) e impede o aumento da CPUE.

Seções do espinhel onde há grande número de peixes fígados há redução do número de iscas disponíveis (FERNO and HUSE, 1983; SOMERTON and KIKKAWA, 1995). Além disso, quanto maior o tempo de imersão, há também a perda de iscas (SHOMURA, 1955; WARD and MYERS, 2007) e diminuição do estímulo atrativo das iscas sobre os peixes (LØKKEBORG, 1990).

SIVASUBRAMANIAM (1963) também comenta que quanto maior o tempo de imersão do espinhel, maior a probabilidade de captura de espécies indesejadas e o ataque de predadores sobre os exemplares das espécies-alvo da pesca já fígadas. Outro fator importante para a redução das capturas a partir de um certo tempo de imersão (aproximadamente 20 horas neste trabalho) é o corte dos cabos de anzol pelos peixes fígados, permitindo o seu escape (WARD *et al.*, 2004).

O efeito do “número de anzóis entre bóias” na CPUE para toda área de estudo mostrou-se linearmente decrescente até, aproximadamente, nove anzóis, passando a apresentar um comportamento ascendente em espinhéis configurados com 10 até 16 anzóis, voltando a decrescer a partir deste número de anzóis (Figura 31).

Na sub-área norte, o efeito do “número de anzóis entre bóias” na CPUE de tubarão-azul apresentou um padrão semelhante ao do modelo geral, com um efeito negativo até, aproximadamente, 11 anzóis, adquirindo um comportamento levemente ascendente em espinhéis configurados com 12 até 16 anzóis, decrescendo além deste número de anzóis (Figura 31). Para sub-área sul, o efeito dessa variável demonstrou um padrão decrescente à medida que o número de anzóis aumentou (Figura 31).

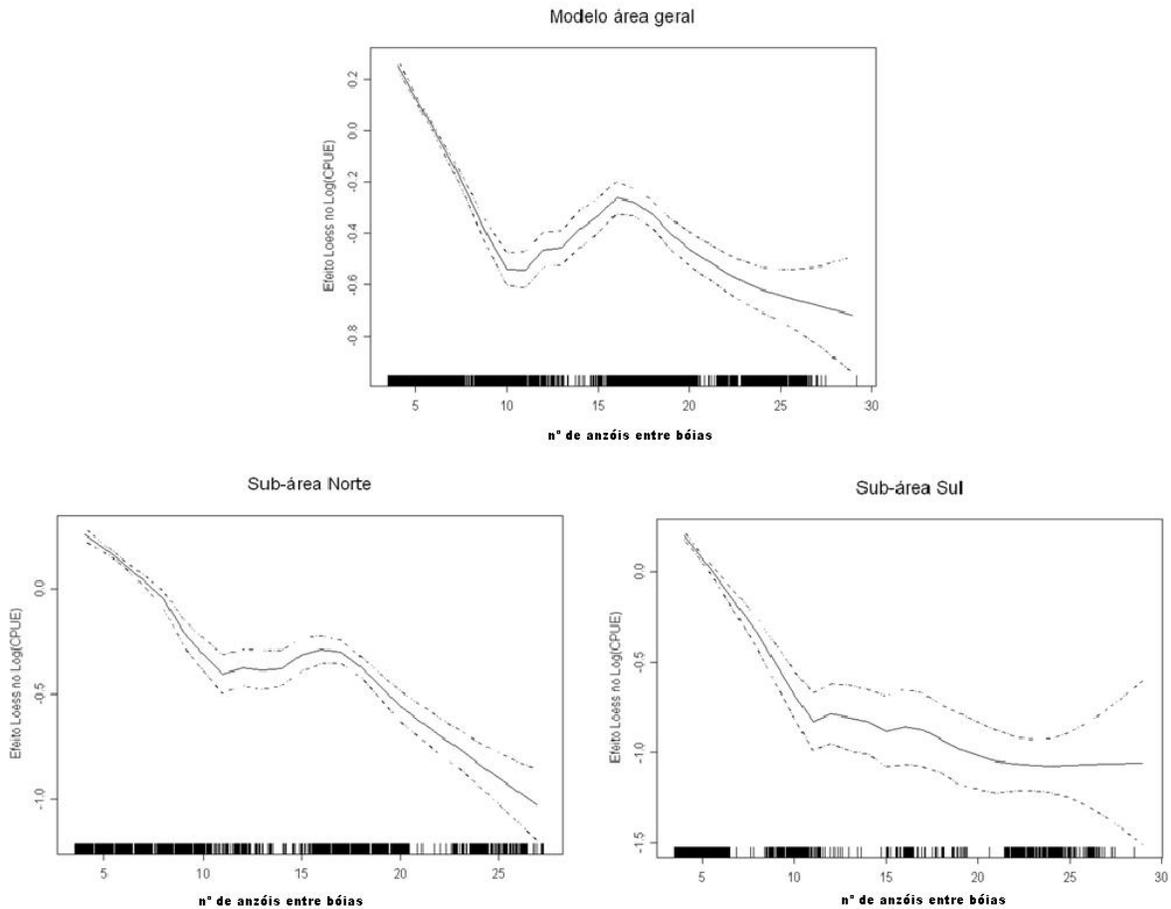


Figura 31 - Efeito do “n°. de anzóis entre bóias” sobre a abundância relativa de tubarão-azul, derivado de um modelo aditivo generalizado. As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança das estimativas.

O número de anzóis entre bóias é um componente importante na acomodação do espinhel na coluna da água, podendo influenciar diretamente a profundidade dos anzóis. Dependendo do direcionamento da frota e do padrão de distribuição vertical da espécie-alvo da pescaria, o espinhel é configurado com um número especialmente definido de anzóis entre bóias (WARD and HINDMARSH, 2007).

Diversos fatores alteram a eficiência de uma operação de pesca, entretanto, um dos principais é a sobreposição entre a distribuição vertical do espinhel e a distribuição vertical das espécies-alvo da pescaria. Sendo assim, a interação entre as espécies-alvo e o espinhel, o que influencia a eficiência das capturas, depende diretamente da distribuição vertical do espinhel na coluna da água (BOGGS, 1992).

Tradicionalmente as frotas que direcionam suas capturas aos atuns (eg. frota japonesa) configuram o espinhel com um elevado número de anzóis entre bóias, ou seja, posicionando os anzóis a maiores profundidades. Já as frotas que direcionam as capturas ao espadarte, como a frota espanhola, utilizam um reduzido número de anzóis entre bóias, ou seja, acomodando o espinhel mais superficialmente na coluna d'água (YANG and GONG, 1987; NAKANO *et al.*, 1997; BIGELOW *et al.*, 2006).

De acordo com HAZIN (2006), no Brasil a pesca dirigida ao espadarte apresenta características semelhantes à pesca dirigida ao tubarão-azul. E, de fato, este tubarão constitui uma parte importante da fauna acompanhante na pesca dirigida ao espadarte (MARÍN *et al.*, 1998). Isto porque as duas espécies possuem hábitos semelhantes no que concerne à distribuição vertical na coluna d'água (CAREY and ROBISON, 1981; CAREY and SCHAROLD, 1990).

Os resultados deste estudo indicam que as melhores capturas de tubarão-azul ocorrem quando o espinhel é acomodado mais superficialmente na coluna d'água, com um número de anzóis entre bóias igual a quatro (Figuras 31). Resultado que concorda com os resultados relativos ao espadarte (GUYOMARD *et al.*, 2004; HAZIN, 2006). Portanto, uma frota orientada para a captura de espadarte tem uma elevada probabilidade de captura de tubarão-azul.

O efeito da “temperatura da superfície do mar” na CPUE de tubarão-azul para toda área de estudo não apresenta estimativas precisas entre 15° e 20°C (Figura 32). Nota-se que as estimativas apresentam margens de erro elevadas. No entanto, há um ponto mais marcante, que é a queda brusca da CPUE entre 20° e 30°C, especialmente a partir de 27°C.

Para a sub-área norte, o ponto mais marcante do efeito da “temperatura da superfície do mar” na CPUE de tubarão-azul é uma tendência positiva entre 23° e 28°C,

seguido por um decréscimo a partir deste ponto (Figura 32). Na sub-área sul, essa variável tem um efeito positivo na CPUE de tubarão-azul entre 15° e 25°C, com os maiores valores ocorrendo entre 24° e 26°C, tendo em seguida um efeito negativo até 29°C (Figura 32).

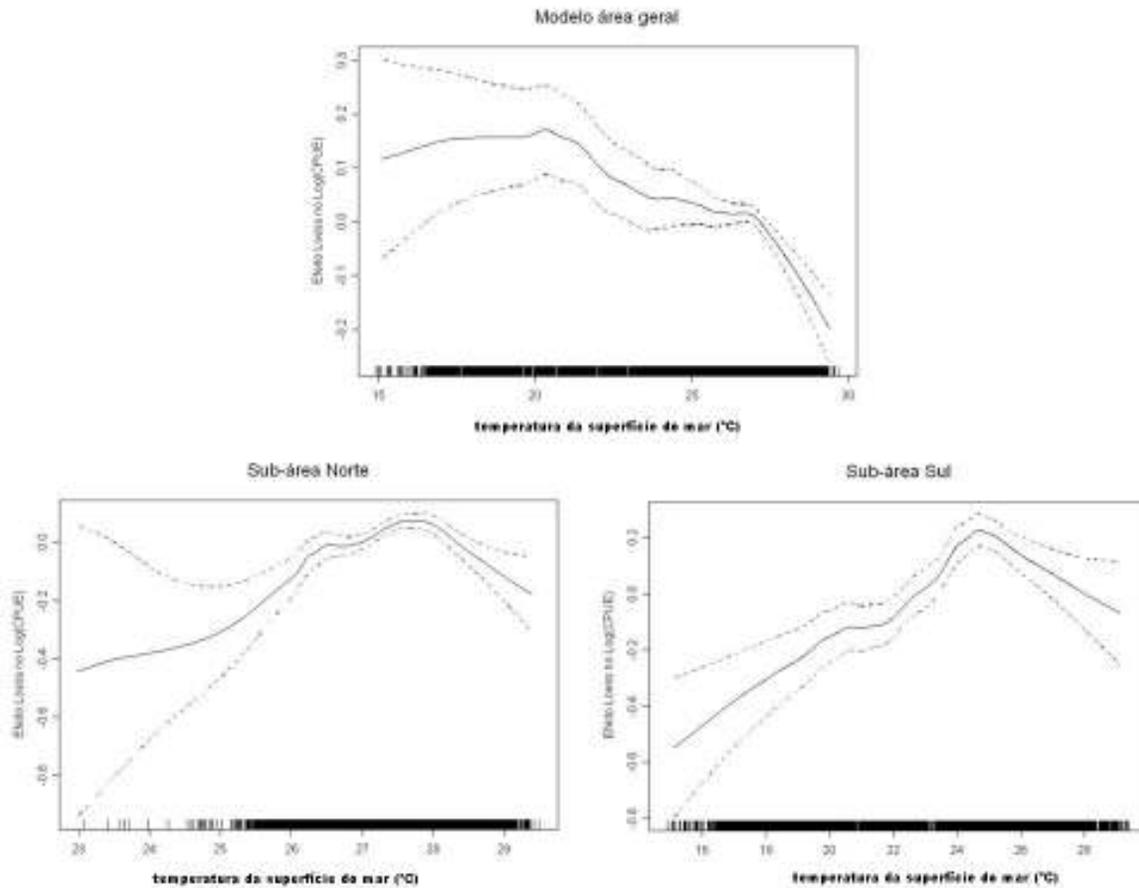


Figura 32 - Efeito da “temperatura da superfície do mar” sobre a abundância relativa de tubarão-azul, derivado de um modelo aditivo generalizado. As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança das estimativas.

Entre os fatores ambientais geralmente usados para descrever o ambiente e a distribuição espacial dos recursos, a temperatura, e mais especificamente a da superfície do mar, têm sido objeto de numerosos estudos que visam definir a preferência termal das diferentes espécies (BARKLEY *et al.*, 1978; SUND *et al.*, 1981; SKUD, 1982; PODESTÁ *et al.*, 1993; BRILL, 1994; ANDRADE and GARCIA, 1999).

A temperatura age diretamente no metabolismo dos peixes, com forte influência na demanda energética. Assim espécies euritérmicas, como o tubarão-azul, possuem uma faixa ótima de temperatura (FRY, 1971). COMPAGNO (1984) afirma que o tubarão-

azul prefere águas relativamente frias, entre 7°C e 16°C, podendo, no entanto, tolerar águas acima de 21°C.

CASEY and HOENIG (1977) reportaram capturas de tubarão-azul no Atlântico norte com temperaturas de superfície do mar variando entre 12° e 27°C. VAS (1990) observou um aumento da CPUE de tubarão-azul com um aumento da temperatura média anual da superfície do mar no leste do Atlântico norte. STEVENS (1990) concluiu que a temperatura da superfície do mar tem um efeito positivo na abundância de fêmeas da espécie no leste do Atlântico norte.

No Pacífico norte, NAKANO and NAGASAWA (1996) registraram a presença do tubarão-azul em áreas com temperatura da superfície do mar variando entre 13° e 22°C. Na mesma área, BIGELOW *et al.* (1999) informaram valores altos de CPUE de tubarão-azul em 16°C. Também no Pacífico norte, WALSH and KLEIBER (2001) reportaram um efeito negativo da temperatura da superfície do mar na CPUE da espécie entre 16° e 25°C, com os maiores valores em 16°C.

KOTAS *et al.* (1999) assinalaram os maiores valores de CPUE para a espécie na região Sudeste e Sul do Brasil entre 21° e 22°C de temperatura da superfície do mar. HAZIN (1993) demonstrou que a abundância de machos dessa espécie no Nordeste do Brasil tende a diminuir com o aumento da temperatura, enquanto que para as fêmeas tende a aumentar.

Neste estudo, a “temperatura da superfície do mar” demonstrou influenciar a pesca do tubarão-azul, registrando-se valores ótimos entre 24° e 26°C na sub-área sul e aproximadamente 28°C na sub-área norte (Figura 32). Entretanto, a relação entre este parâmetro ambiental e a CPUE de tubarão-azul apresentou-se pouco significativa na deviação que foi explicada pelos modelos ajustados (Tabelas 4, 5, 6 e 7) e o resultado indica apenas um padrão geral de distribuição do tubarão-azul em relação à temperatura superficial do mar.

Incertezas quanto à posição geográfica dos lançamentos de pesca reportados nos mapas de bordo e o direcionamento da pesca para outras espécies podem estar mascarando o efeito da temperatura da água superficial na CPUE (BIGELOW *et al.*, 1999). Outro ponto importante é que a temperatura da superfície do mar não reflete

necessariamente a temperatura do ambiente que os tubarões ocupam. Em vista disso, BRILL and LUTCAVAGE (2001) enfatizam que nem sempre os dados de temperatura da superfície do mar são úteis para descrever a preferência termal de espécies pelágicas, sugerindo o uso da temperatura da profundidade de captura como um melhor indicador.

Estudos de telemetria acústica têm mostrado que o tubarão-azul realiza migrações verticais diárias. Durante o dia, passa mais tempo em profundidades superiores a 400 m e, à noite, entre a superfície e a profundidade de 100 m (SCIARROTA and NELSON, 1977; CAREY and SCHAROLD, 1990). Portanto, os dados de temperatura da superfície do mar podem não ser úteis para explicar a variação da CPUE em operações de pesca diurnas, explicando a baixa correlação entre a CPUE e a temperatura da superfície do mar encontrada nos modelos ajustados no presente estudo (Tabelas 4, 5, 6 e 7).

Descontinuidades espaciais na temperatura da superfície do mar indicam a presença de frentes térmicas, podendo ser relevantes para a distribuição de peixes pelágicos (OLSON and PODESTÁ, 1987). A ocorrência de peixes pelágicos associados a frentes térmicas (*eg.* frentes oceânicas) têm sido amplamente documentada (PODESTÁ *et al.*, 1993; ANDRADE, 2003; BIGELOW *et al.*, 1999; ZAGAGLIA, 2003; HAZIN, 2006).

Neste trabalho também observaram-se associações entre as frentes térmicas e as capturas de tubarão-azul, sobretudo quando analisado o efeito da variável “mês” na CPUE da sub-área sul (Figura 26), onde observaram-se capturas elevadas associadas à Convergência Subtropical. Embora, no geral, o efeito da “temperatura da superfície do mar” não ter apresentado evidências claras dessa relação.

A Convergência Subtropical apresenta um padrão sazonal bem definido, localizando-se mais ao norte (região Sul do Brasil) durante o inverno e mais ao sul durante o verão (OLSON *et al.*, 1988; PETERSON and STRAMMA, 1991, GARCIA, 1997). Padrão que fica evidente pela análise das Figuras 33, 34, 35 e 36, onde se registram as médias de temperatura de superfície do mar por trimestre para o período 1985 - 2000. Nota-se que existe uma sazonalidade das isotermas entre 15° e 20°C em função da latitude, havendo um deslocamento para o norte durante os meses frios

(segundo e terceiro trimestres) provocado pela intrusão da Corrente das Malvinas (Figuras 34 e 35).

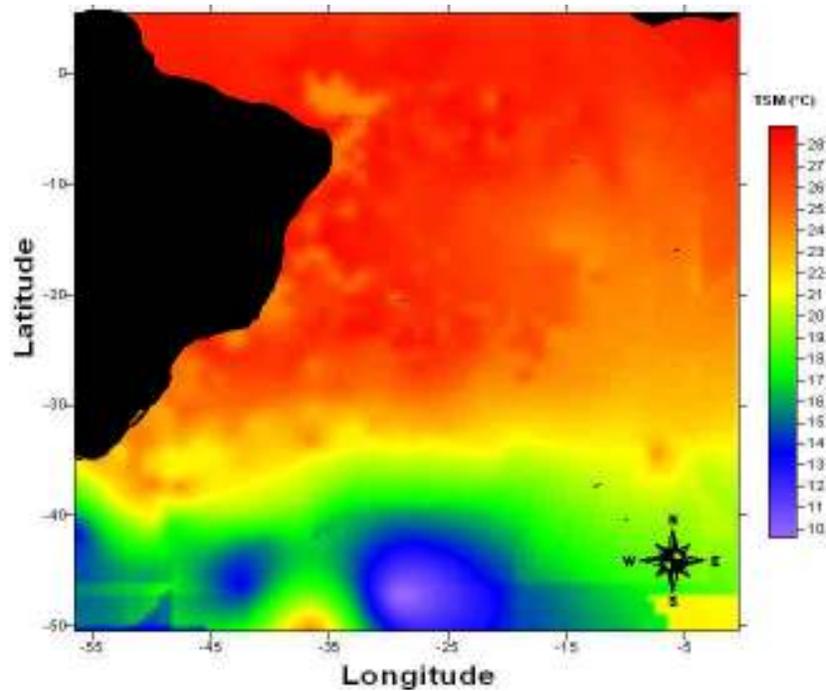


Figura 33 - Distribuição espacial da média de temperatura da superfície do mar no primeiro trimestre do ano, para o período 1985 - 2000.

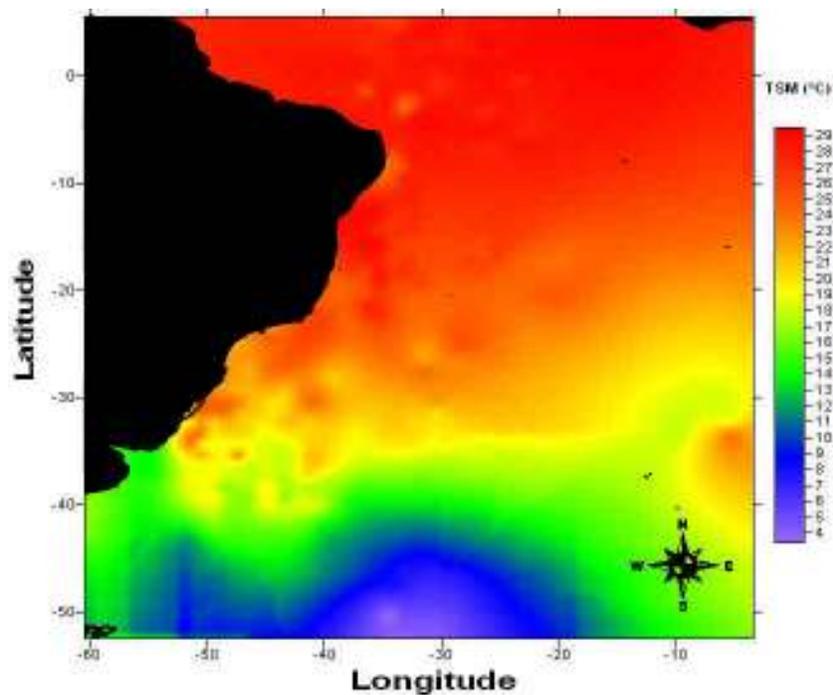


Figura 34 – Distribuição espacial da média de temperatura da superfície do mar no segundo trimestre do ano, para o período 1985 - 2000.

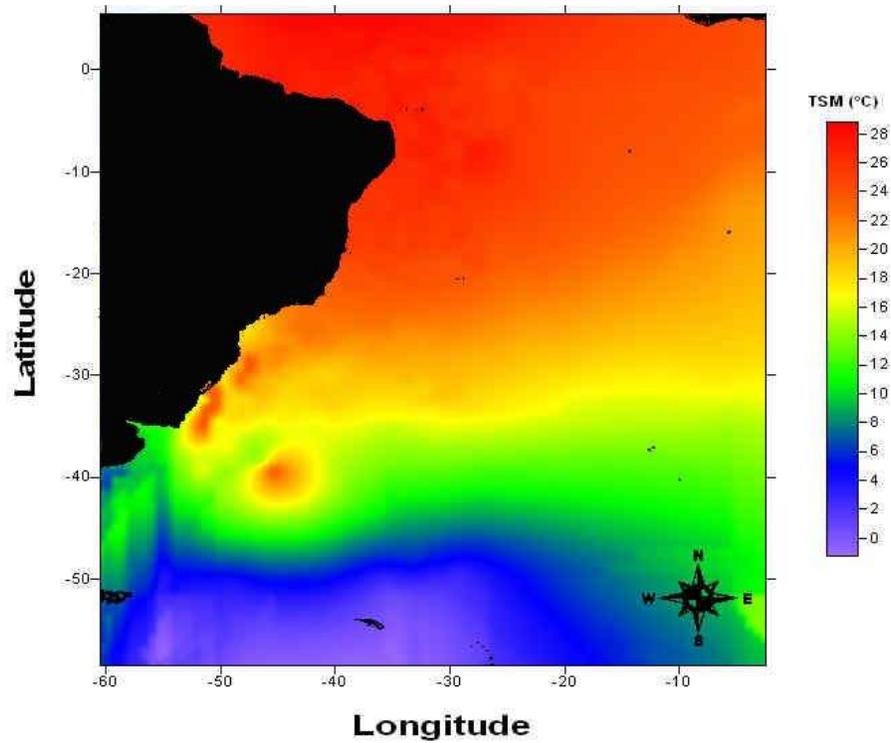


Figura 35 – Distribuição espacial da média de temperatura da superfície do mar no terceiro trimestre do ano, para o período 1985 - 2000.

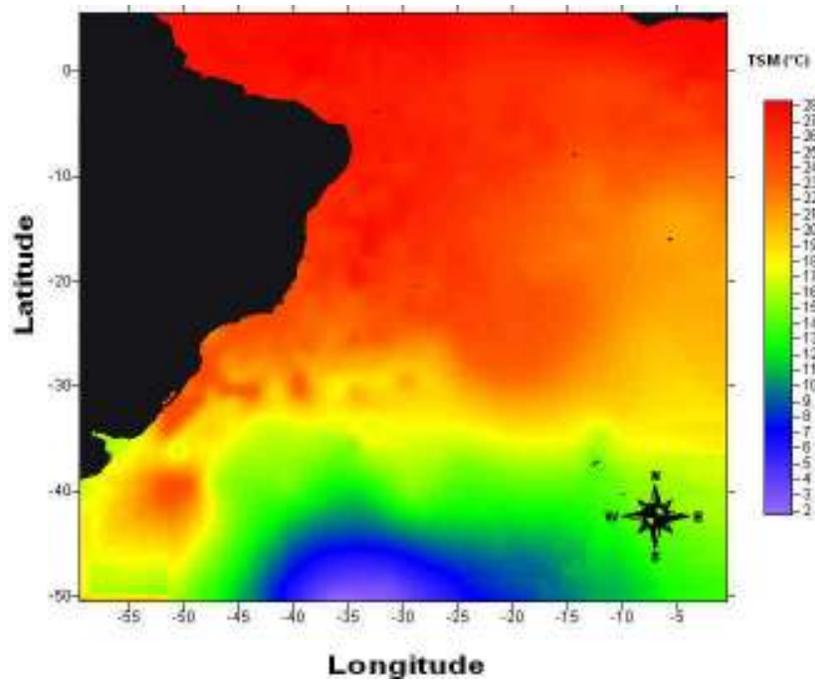


Figura 36 – Distribuição espacial da média de temperatura da superfície do mar no quarto trimestre do ano, para o período 1985 - 2000.

A associação de peixes pelágicos com as frentes oceânicas provavelmente não está diretamente ligada a mudanças na temperatura, mas sim a outros fatores físicos e biológicos associados ao regime dessas frentes. Mudanças na temperatura da superfície do mar freqüentemente acompanham variações nos parâmetros físico-químicos das massas de água, como a salinidade, turbidez e velocidade das correntes (OLSON and PODESTÁ, 1987).

As frentes oceânicas promovem um enriquecimento das águas devido a um elevado aporte de nutrientes, gerando alta produção primária (BAKUN, 1983). Conseqüentemente, toda a biomassa dos organismos que compõem a cadeia trófica nessas regiões amplia-se e muitas presas em potencial do tubarão-azul, como as lulas (VASKE e RINCÓN, 1998), tornam-se abundantes durante o segundo e terceiro trimestres na região Sul do Brasil (SANTOS and HAIMOVINCI, 2002; BAZZINO *et al.*, 2005).

Locais com alta concentração de presas tendem a atrair os exemplares de tubarão-azul, podendo-se acreditar que os picos de abundância na sub-área sul seja fortemente afetada por este fenômeno natural sazonal, fato relacionado com o comportamento alimentar oportunista da espécie. Assim, os picos de abundância do tubarão-azul parecem ser mais dependentes da concentração das presas do que do próprio gradiente termal.

O efeito da “profundidade da termoclina” na CPUE de tubarão-azul para toda área de estudo apresentou os maiores valores com 40m de profundidade, tendo depois uma queda brusca até 48 m. A partir deste ponto, o efeito da “profundidade da termoclina” mostra uma forte tendência ascendente até aproximadamente 57 m de profundidade (Figura 37). Para a sub-área norte, a análise do efeito da “profundidade da termoclina” na CPUE de tubarão-azul revelou um padrão ascendente entre 30 e 43m, seguido por um queda até aproximadamente 48m. A partir deste ponto, o efeito da “profundidade da termoclina” mostra uma forte tendência ascendente até aproximadamente 57 m de profundidade (Figura 37).

Na sub-área sul, o efeito da “profundidade da termoclina” não apresenta um padrão bem definido. As estimativas oscilam ao redor de zero, o que significa “nenhum efeito” (HASTIE and TIBSHIRANI, 1990; CHAMBERS and HASTIE, 1992). Sendo assim,

não há evidências fortes que as estimativas deste trabalho para a sub-área sul apresentem correlação entre esta variável e a CPUE (Figura 37). Nota-se que o efeito da função “loess” desta variável sobre a CPUE apresenta uma pequena amplitude em relação ao eixo das ordenadas (Figura 37), o que também pode explicar sua baixa correlação com a CPUE (HASTIE and TIBSHIRANI, 1990; CHAMBERS and HASTIE, 1992).

Observa-se uma tendência positiva da CPUE quando a termoclina se situa em profundidades maiores que 50 m (Figura 53). Entretanto, este aumento não pode ser conclusivo à medida que nesta faixa de profundidade estão atreladas as menores amostras com as margens de erro mais elevadas. De modo geral, a “profundidade da termoclina” tem pouca influência sobre a CPUE de tubarão-azul na sub-área sul (Tabela 7).

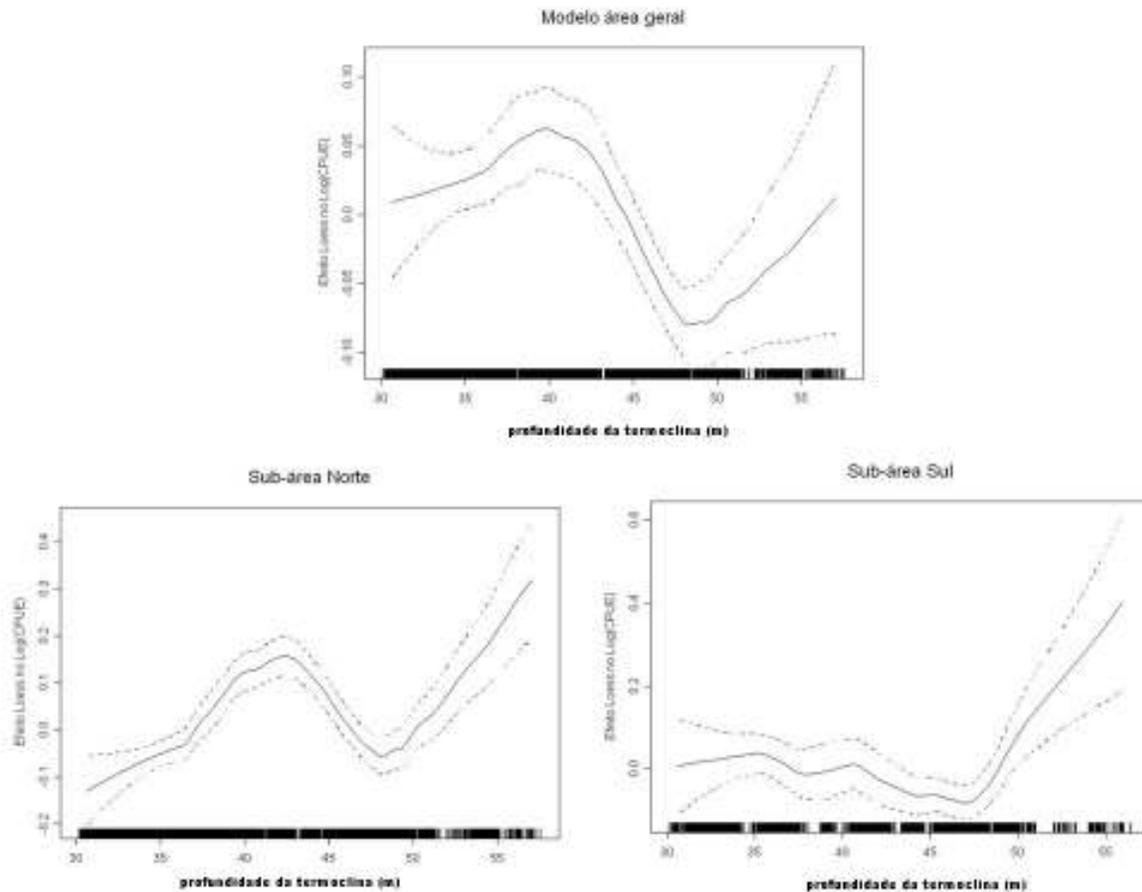


Figura 37 - Efeito da “profundidade da termoclina” sobre a abundância relativa de tubarão-azul, derivado de um modelo aditivo generalizado. As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança das estimativas.

A sub-área sul apresenta um clima predominantemente subtropical. A profundidade da termoclina é mais rasa durante o verão, pois a elevada absorção de calor da atmosfera provoca o aquecimento da temperatura da superfície do mar (Figura 33). No inverno ocorre um resfriamento das águas superficiais (Figura 35) e a ação das ondas é mais intensa, produzindo instabilidade na camada de mistura e, assim, um afundamento da termoclina (PICKARD and EMERGENCY, 1990).

Na área oceânica da sub-área norte, há uma termoclina marcante durante todo o ano. Sua profundidade, contudo, varia com a latitude e com a estação do ano, sendo mais superficial e gradiente no outono, de acordo com o padrão típico das regiões equatoriais tropicais. A camada de mistura foi mais homogênea no verão, de menor espessura no outono, diminuindo em latitudes mais altas (HAZIN, 1993; BECKER, 2001). No Atlântico tropical, o resfriamento de inverno não é suficiente para provocar o afundamento da termoclina, sendo a feição rasa mantida durante todo o ano (HAZIN, 1993).

Muitas espécies possuem faixas ótimas de profundidade, devido à termoclina funcionar como uma barreira para o deslocamento vertical em função da temperatura. Por exemplo, BRILL *et al.* (1998) concluíram que o forte gradiente de temperatura entre a superfície e as massas de água mais profundas representa uma barreira à migração vertical para os agulhões (Istiophoridae) no Pacífico norte.

CAREY and SCHAROLD (1990) demonstraram que o tubarão-azul obedece um complexo padrão de migração vertical. Sua distribuição vertical em relação ao gradiente de temperatura da água decorrente da profundidade é oposta ao citado acima para os agulhões. O tubarão-azul permanece perto da superfície durante a noite, realizando incursões verticais da superfície até centenas de metros de profundidade durante o dia. Um padrão comportamental provavelmente associado à distribuição de suas presas. Sendo assim, o gradiente vertical de temperatura da água parece não ser uma barreira à distribuição vertical do tubarão-azul.

HAZIN (1993) demonstrou que a população de tubarão-azul no sudoeste equatorial do Atlântico apresenta um padrão de segregação sexual que varia em função da profundidade. Segundo este autor a distribuição dos machos é restrita às águas mais profundas com temperatura entre 13° e 16°C, entre fevereiro e junho, estendendo sua

distribuição no segundo semestre para águas superficiais mais quentes com temperatura acima de 28°C. As fêmeas, por sua vez, se distribuem nas camadas de água mais superficiais de fevereiro a junho, período onde são registrados os maiores valores de temperatura.

Os resultados do presente trabalho indicam que o tubarão-azul parece ser mais abundante quando a “profundidade do topo da termoclina” se aloja entre 40 e 45 m em ambas as sub-áreas. Para a sub-área norte as maiores abundâncias foram registradas no outono (Figura 26). Nesta época do ano, a “profundidade da termoclina” é mais rasa (HAZIN, 1993; BECKER, 2001). Aparentemente as termoclinas mais rasas têm um efeito positivo, enquanto que as termoclinas mais profundas têm um efeito negativo na captura de tubarão-azul no oeste do Atlântico sul. Portanto, os altos valores de CPUE devem ser atribuídos em parte às migrações verticais da espécie e a um aumento da vulnerabilidade ao aparelho de pesca quando a termoclina está mais rasa.

5. CONCLUSÕES

Considerando a estimativa de CPUE padronizada de espadarte como um índice de abundância relativo, os resultados sugerem que a biomassa do estoque do Atlântico sul não sofreu mudanças bruscas durante os últimos anos. Entretanto, esta interpretação deve ser tomada com cautela devido ao baixo esforço de pesca empregado pela frota atuneira sediada em São Paulo e sua pequena área de atuação em relação à distribuição do estoque de espadarte no Atlântico sul.

Observou-se similaridade na tendência dos dados de CPUE padronizados neste estudo com os de outras frotas que direcionam as suas capturas ao espadarte (Espanha e Brasil) e uma tendência inversa aos dados das frotas que direcionam suas capturas aos atuns (Japão e Taiwan). O padrão de estabilidade de biomassa do espadarte, observado com a padronização de dados do presente trabalho, concorda com as conclusões e recomendações da última reunião da ICCAT de avaliação de estoque do espadarte.

O modelo aditivo generalizado se mostrou adequado para a padronização de dados de captura e esforço de pesca com elevada porcentagem de ausência de captura nominal, particularmente comum para espécies consideradas acessórias à pesca atuneira.

A tendência da CPUE padronizada de tubarão-azul capturado pela frota atuneira brasileira apresenta um padrão de estabilidade da biomassa para o estoque do Atlântico sul. Sendo assim, a pesca atuneira no Atlântico sul parece não estar afetando fortemente o estoque da espécie. Contudo, tal resultado deve ser considerado com cautela, pois analisaram-se dados relativos apenas ao período 1985 - 2000. Novos estudos incluindo os anos mais recentes são necessários para se obter uma correta interpretação do estado atual do estoque de tubarão-azul do Atlântico sul.

O uso de modelos aditivos generalizados se mostrou adequado para análise dos fatores relacionados à disponibilidade e vulnerabilidade do tubarão-azul ao aparelho de pesca. Também se mostrou importante para mensurar os efeitos não-lineares das diferentes variáveis estudadas sobre a CPUE de tubarão-azul.

Os fatores espaciais, temporais e operacionais se mostraram mais importantes na variação da CPUE de tubarão-azul do que os fatores ambientais. A presente análise demonstrou a complexidade da correlação entre a distribuição do tubarão-azul e os fatores ambientais. As zonas ecologicamente mais produtivas (e.g. Convergência Subtropical) tendem a ser mais produtivas para a pesca. No entanto, correlações entre a CPUE e as variáveis ambientais nem sempre foram evidentes. Outra dificuldade para se estabelecer tais correlações reside no fato de se basearem em dados da pesca comercial em diferentes escalas, que variam no tempo e no espaço.

Os fatores “latitude”, “longitude”, “tempo de imersão” e o “número de anzóis entre bóias” apresentaram grande influência na CPUE de tubarão-azul no Atlântico sul ocidental.

Os dados de tubarão-azul mostraram maior abundância da espécie entre 15°S e 40°S, entre abril e junho, com um pico em maio em áreas mais próximas da costa, e entre 5°N a 15°S, entre julho e outubro, em longitudes mais baixas.

O tempo de imersão do espinhel apresentou uma correlação positiva com a CPUE. Já o número de anzóis entre bóias apresentou uma correlação negativa. Portanto, um espinhel configurado com os anzóis se acomodando mais superficialmente e com um elevado tempo de imersão (aproximadamente 20h no neste estudo) tem um efeito positivo nas capturas de tubarão-azul.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AKAIKE, H. 1974. A new look at the statistical identification model. *IEEE transactions on Automatic Control*, 19: 716-723.
- ALLEY, R. L. and PUNSLEY, R. G. 1984. Catch rates as indices of abundance of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, in the eastern Pacific Ocean. *Bull. Int. Am. Trop. Tuna Commun.*, 18: 301-379.
- ALVARADO-BREMER, J.; BAKER, A.; MEJUTO, J. 1995. Mitochondrial DNA control region sequences indicate extensive mixing of swordfish (*Xiphias gladius*) populations in the Atlantic Ocean. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 52: 17-32.
- AMORIM, A. F. y ARFELLI, C. A. 1980. Reproducción del pez espada, *Xiphias gladius* L. (1758) en el sudeste y sur del Brasil. *Col. Vol. Sci. Pap.*, ICCAT, Madrid, (9) 3: 624-626.
- AMORIM, A. F e ARFELLI, C. A. 1984. Estudo biológico-pesqueiro do espadarte, *Xiphias gladius* Linnaeus, 1758, no sudeste e sul do Brasil (1971 a 1981). *B. Inst. Pesca*, São Paulo, 11(único):35-62.
- AMORIM, A. F.; ARFELLI, C. A.; BRAGA, F. M. S.; ROCHA, P. R. C.; MIGLINO, M. A. 1989. Reproduction in the blue shark, *Prionace glauca*, caught in the South and Southeast of Brazil. In: Abstracts of 13th Federative International Congress of Anatomy. Rio de Janeiro, Brazil, pg. 5.
- AMORIM, A. F. 1992. *Estudo da biologia, pesca e reprodução do cação azul, Prionace glauca, L. 1758, capturado no sudeste e sul do Brasil*. Tese de Doutorado. Universidade Estadual Paulista, Rio Claro, São Paulo, Brasil. 176 p.
- AMORIM, A. F. and ARFELLI, C. A. 1992. The shark fishery in South and Southeastern Brazil. *Chondros*, 3(3):1-4.
- AMORIM, A. F.; ARFELLI, C. A.; FAGUNDES, L. 1998. Pelagic elasmobranchs caught by longliners off southern Brazil during 1974-97: an overview. *Mar. Freshwater Res.*, 49: 621-632.
- ANDRADE, H. A. and GARCIA, C. A. E. 1999. Skipjack tuna fishery in relation to sea surface temperature off the southern Brazilian coast. *Fish. Oceanogr.*, 8(4), 245-254.
- ANDRADE, H. A. 2003. The relationship between the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) fishery and seasonal temperature variability in the south-western Atlantic. *Fish. Oceanogr.*, 12(1): 10-18.
- ANDRADE, H. A. 2007. Estimation of the relative abundance of Atlantic billfish: effects of three approaches to cope with catches equal to zero. *Col. Vol. Sci. Pap.*, ICCAT, Madrid, 60(5): 1707-1719.
- ANDRADE, H. A.; TOZETTO, A. L.; SANTOS, J. A. T. 2005. The effect of environmental factors and of the fishermen strategy on the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) CPUE in the Southwest Atlantic. *Col. Vol. Sci. Pap.*, ICCAT, Madrid, 58(1): 350-358.

- ARFELLI, C. A e AMORIM, A. F. 1981. Estudo biológico-pesqueiro do agulhão-vela, *Istiophorus platypterus* (Shaw and Nodder, 1791), no sudeste e sul do Brasil (1971 a 1980). *B. Inst. Pesca*, São Paulo, 8(único): 9-22.
- ARFELLI, C. A.; AMORIM, A. F.; MAIA, A. L. R. 1985. Análise biológico-pesqueira de cação-azul, *Prionace glauca* desembarcado em Santos (1971-85). 2º Reunião Brasileira de Oceanografia - AOCEANO, Rio Grande, pág. 53.
- ARFELLI, C. A and AMORIM, A. F. 1988. Description of the Brazilian swordfish fishery, in Santos. *Col. Vol. Sci. Pap.*, ICCAT, Madrid, 27: 315-317.
- ARFELLI, C. A. 1996. *Estudo da Pesca e Aspectos da Dinâmica Populacional de Espadarte Xiphias gladius L. 1758, no Atlântico Sul*. Tese de Doutorado. Universidade Estadual Paulista, Rio Claro, São Paulo, Brasil. 175p.
- ARFELLI, C. A.; AMORIM, A. F.; FAGUNDES. L. 1997a. Diagnose das pescarias dos atuneiros de Santos (1971-95). VII Colacmar Congresso Latino-Americano sobre ciências do mar. Santos, SP- Brasil. *Resumos expandidos*, 1: 48-50.
- ARFELLI, C. A.; UOZUMI, Y.; AMORIM, A. F. 1997b. Standardized CPUE for swordfish caught by Santos longliners off Southern Brazil (1986-95). *Col. Vol. Sci. Pap.*, ICCAT, Madrid, 46(3): 386-89.
- AZEVEDO, G. V. 2003. *Aspectos biológicos e dinâmica das capturas do tubarão azul (Prionace glauca) realizadas pela frota espinheleira de Itajaí-SC, Brasil*. Dissertação de Mestrado, Universidade de São Paulo-IOUSP, São Paulo. 160p.
- BAKUN, A. 1983. Report of the working group on environmental studies and monitoring. In: Proceedings of the expert consultation to examine changes in abundance and species composition of neritic fish resources. San Jose, Costa Rica 18–29 april 1983. SHARP, G. D. and CSIRKE, J. (eds). FAO Fish. Rep., n°291.
- BANNEROT, S. P. and AUSTIN, C. B. 1983. Using frequency distributions of catch per unit effort to measure fish-stock abundance. *Trans. Am. Fish. Soc.*, 112: 608–617.
- BARANOV, F.I. 1918. On the question of the biological basis of fisheries. *Nauchnyi issledovatel'skii ikhtologicheskii Institut Ivestia* 1(1):81–128 (Translated).
- BARKLEY, R. A.; NEILL, W. H.; GOODING, R. M. 1978. Skipjack tuna, *Katsuwonus pelamis*, habitat based on temperature and oxygen requirements. U.S. National Marine Fisheries Service Fishery Bulletin, 76: 653–662.
- BARROS, A. C. e AZEVEDO, J. P. 1981. Projeto de ampliação Norte Pesca - Justificativa técnico econômica. SUDENE, Recife, 88p.
- BAZZINO, G; QUIÑONES, R. A.; NORBIS, W. 2005. Environmental associations of shortfin squid *Illex argentinus* (Cephalopoda: Ommastrephidae) in the Northern Patagonian Shelf. *Fish Res.*, 76: 401-416.
- BEARDSLEY, G. L. 1978. Report of the swordfish workshop held at the Miami Laboratory, Southeast Fisheries Center, June 7 - 9, 1977. *Col. Vol. Sci. Pap.*, ICCAT, Madrid, (7)1: 149-158.

- BECKER, H. 2001. *Hidrologia dos bancos e ilhas oceânicas do nordeste brasileiro. Uma contribuição ao Programa REVIZEE*. Tese de Doutorado. Universidade Federal de São Carlos, São Carlos, São Paulo, Brasil. 175p.
- BEVERTON, R. J. and HOLT, S. J. 1957. On the dynamics of exploited fish populations. *Fish. Invest. Ser. II. Mar. Fish. G.B. Minist. Agric. Fish. Food*, 19: 533p.
- BIGELOW, A. K.; BOGGS, C. H.; HE, X. 1999. Environmental effects on swordfish and blue sharks catch rates in the US. North Pacific longline fishery. *Fish. Oceanogr.*, (8): 178-198.
- BIGELOW, A. K.; MUSYL, M. K.; POISSON, F.; KLEIBER, P. 2006. Pelagic longline gear depth and shoaling. *Fish. Res.*, 77: 173–183.
- BISHOP, J. 2006. Standardizing fishery-dependent catch and effort data in complex fisheries with technology change. *Rev. Fish. Biol. Fish.*, 16: 21-38.
- BOGGS C. H. 1992. Depth, capture time, and hooked longevity of longline-caught pelagic fish: timing bites of fish with chips. *Fish Bull.*, (90): 642-658.
- BONFIL, R. 1994. Overview of world elasmobranch fisheries. FAO Fisheries Technical Paper, N° 341.
- BRILL, R. W. 1994. A review of temperature and oxygen tolerance studies of tunas pertinent to fisheries oceanography, movement models and stock assessments. *Fish. Oceanogr.*, 3: 204–216.
- BRILL, R. W and LUTCAVAGE, M. E. 2001. Understanding environmental influences on movements and depth distributions of tunas and billfishes can significantly improve population assessments. *American Fisheries Society Symposium*, 25: 179-198.
- BRILL, R. W.; LOWE, T. E.; COUSINS, K. L. 1998. How water temperature really limits the vertical movements of tuna and billfishes - It's the heart stupid. In: International Congress on Biology of Fish, Towson University, Baltimore: American Fisheries Society.
- BROADHURST, G. M. and HAZIN, F. H. V. 2001. Influences of type and orientation of bait on catches of swordfish (*Xiphias gladius*) and other species in an artisanal sub-surface longline fishery off northeastern Brazil. *Fish. Res.*, 53: 169-179.
- BROMLEY, P. J. 2000. Growth, sexual maturation and spawning in central North Sea plaice (*Pleuronectes platessa* L.), and the generation of maturity ogives from commercial catch data. *J. Sea Res.*, 44: 27–43.
- CAILLIET, G. M.; MARTIN, L. K.; KUSHER, D.; WOLF, P.; WELDEN, B. A. 1983. Preliminary studies on the age and growth of the blue, *Prionace glauca*, common thresher, *Alopias vulpinus*, and short mako, *Isurus oxyrinchus*, sharks from California waters. In: PRINCE, E. D. and PULOS, L. M. (Ed.), Proceedings of the International Workshop on Age Determination of Oceanic Pelagic Fishes: Tunas, Billfishes, and Sharks. NOAA Tech. Rep. NMFS, 8:179-188.

- CLARKE, S.C.; MAGNUSSEN, J.E.; ABERCROMBIE, D.L.; MCALLISTER, M.K.; SHIVJI, M.S. 2006. Identification of Shark Species Composition and Proportion in the Hong Kong Shark Fin Market Based on Molecular Genetics and Trade Records. *Conservation Biology* 20: 201-211.
- CAMHI, M.; FOWLER, S.; MUSICK, J.; BRÄUTIGAM, A.; FORDHAM, S. 1998. Sharks and their relatives: ecology and conservation. Occasional Paper of the IUCN Species Survival Commission Occas. Pap. No. 20.
- CAMPANA, S.; MARKS, L.; JOYCE, W.; KOHLER, N. 2006. Effects of recreational and commercial fishing on blue sharks (*Prionace glauca*) in Atlantic Canada, with inferences on the North Atlantic population. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 63(3): 670-682.
- CAMPBELL, R. A. 2004. CPUE standardization and the construction of indices of stock abundance in a spatially varying fishery using general linear models. *Fish. Res.*, 70: 209-227.
- CAREY, F. G. and ROBISON, B. H. 1981. Daily patterns in the activities of swordfish, *Xiphias gladius*, observed by acoustic telemetry. *Fish. Bull.*, 79, 277-292.
- CAREY, F. G. and SCHAROLD, J. A. 1990. Movements of blue sharks in depth and course. *Mar. Biol.*, 109: 329-342.
- CASEY, J. G. and HOENIG, J. M. 1977. Apex predators in deepwater dumpsite 106. Baseline Report of Environmental Conditions in Deepwater Dumpsite 106. Vol. II. Biological Characteristics. NOAA Dumpsite Evaluation Report, 77: 309-376.
- CASTRO, J. A. and MEJUTO, J. 1995. Reproductive parameters of blue shark, *Prionace glauca*, and other sharks in the Gulf of Guinea. *Marine and Freshwater Res.*, 46 (6): 967-973.
- CHAMBERS J. M. and HASTIE, T. J. 1992. Statistical models in S. S. Wadsworth & Brooks/Cole Computer Science Series, Pacific Grove, CA, 608p.
- CLARKE, M. R. and STEVENS, J. D. 1974. Cephalopods, blue sharks and migration. *J. Mar. Biol. Ass. U. K.*, 54: 949-957.
- CLARKE, S. C.; MAGNUSSEN, J. E.; ABERCROMBIE, D. L.; MCALLISTER, M. K.; SHIVJI, M. S. 2006. Identification of Shark Species Composition and Proportion in the Hong Kong Shark Fin Market Based on Molecular Genetics and Trade Records. *Cons. Biol.*, 20: 201-211.
- CLEVELAND, W. S. and DELVIN, S. J. 1988. Locally weighted regression: an approach to regression analysis by local fitting. *J. Am. Stat. Ass.*, 83: 596-610.
- COMPAGNO, L. J. V. 1984. FAO species catalogue, Vol. 4, Part 2. Sharks of the world. An annotated and illustrated catalogue of shark species known to date. FAO Fish. Synop., (125)4, 655p.

- COOKE, J. G and BEDDINGTON, J. R. 1984. The relationship between catch rates and abundance in fisheries. *IMA Journal of Mathematics Applied Medicine and Biology*, 1:391–405.
- CORTÉS, E. 2000. Life History Patterns and Correlations in Sharks. *Rev. Fish. Sci.*, 8(4): 299-344.
- DAMALAS, D.; MEGALOFONO, P.; APOSTOLOPOULOU, M. 2007. Environmental, spatial, temporal and operational effects on swordfish (*Xiphias gladius*) catch rates of eastern Mediterranean Sea longline fisheries. *Fish. Res.*, 84(2): 233-246.
- DASKALOV, G. 1999. Relating fish recruitment to stock biomass and physical environment in the Black Sea using generalized additive models. *Fish. Res.*, 41:1-23.
- DFO, 2002. Catch, Bycatch and Landings of Blue Shark in the Canadian Atlantic. DFO Science Fisheries Status Report 2002/02E.
- DIAZ, G. A. and SERAFY, J. E. 2005. Longline-caught blue shark (*Prionace glauca*) factors affecting the numbers available for live release. *Fish Bull.*, 103: 720-724.
- DICKSON, W. 1993. Estimation of the capture efficiency of trawl gear. 2: testing a theoretical model. *Fish. Res.*, 16: 255-272.
- ENGAS, A. and LØKKEBORG, S. 1994. Abundance estimation using bottom gillnet and longline: the role of fish behavior. In: FERNO, A and OLSEN, E. (Eds.). *Marine fish behaviour in capture and abundance estimation*. Oxford, Fishing News Books, p. 134-165.
- FAO. 1957. Report to the Government of Brazil on tuna fisheries development (northeastern coast of Brazil). FAO Report, Rome, 739: 1-29.
- FAO. 2007. Food and Agriculture Organization of the United Nations. Disponível em <<http://www.fao.org/fi>> Acesso em: 14 de jan, 2007.
- SEAP. 2006. Secretaria Especial de Aquicultura e Pesca. Disponível em <http://www.presidencia.gov.br/estrutura_presidencia/seap/estatistica/> Acesso em: 14 de dez, 2006.
- FERNO, A. and HUSE, I. 1983. The effect of experience on the behaviour of cod (*Gadus morhua* L.) towards a baited hook. *Fish. Res.* (Amst.), 2: 19–28.
- FORNEY, K. A. 2000. Environmental models of cetacean abundance: reducing uncertainty in population trends. *Cons. Biol.* 14: 1271-1286.
- FRY, F. E. J. 1971. The effect of environmental factors on the physiology of fish. In: HOAR, W. S. and RANDALL, D. J. (eds.) *Fish physiology*, Vol. 6. Academic Press, New York, London, 98p.
- GARCIA, C. A. E. 1997. Hydrographic Characteristics. In: SEELIGER, U; ODEBRECHT, C. and CASTELLO, J. P. (eds.). 1997. *Subtropical Convergence environments. The coast and sea in the southwestern Atlantic*. Springer: Germany. 308p.

- GARSTANG, W. 1900. The impoverishment of the sea. *J. Mar. Biol. Assoc.*, 6: 1-69.
- GAVARIS, S. 1980. Use of a multiplicative model to estimate catch rate and effort from commercial data. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 37:2272-2275.
- GORBUNOVA, N. N. 1969. Breeding grounds and food of the larvae of the swordfish [*Xiphias gladius* Linné (Pisces, Xiphilidae)]. *Probl. Ichthyol.*, (9): 375-385.
- GULLAND, J. A. 1956. On the fishing effort in English demersal fisheries. *Fish. Invest. Lond. Ser. 2*, 20(5): 1-41.
- GULLAND, J. A. 1974. Catch per unit effort as measure of abundance. *Col.Vol.Sci.Pap.*, ICCAT, Madrid, 3: 1-11.
- GULLAND, J. A. 1983. Fish stock assessment: a manual of basic methods, New York.
- GUYOMARD, D. ; DESRUISSEAU, M. ; POISSON, F. ; TAQUET, M. ; PETIT, M. 2004. GAM analysis of operational and environmental factors affecting swordfish (*Xiphias gladius*) catch and CPUE of the Reunion Island longline fishery, in the South Western Indian Ocean. *IOTC-WPB-08*, 38p.
- HASTIE, T. and TIBSHIRANI, R. 1990. Generalized additive models. UK: Chapman and Hall, London.
- HAYASI, S. 1974. Effort and CPUE as measure of abundance. *Col.Vol.Sci.Pap.*, ICCAT, Madrid, 3: 32-50.
- HAZIN, F. H. V. 1986. *Pesca de atuns e afins com embarcação de pequeno porte no nordeste brasileiro*. Monografia de Graduação. Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife. 107 pp.
- HAZIN, F. H. V.; COUTO, A. A.; KIHARA, K.; OTSUKA, K; ISHINO, M. 1990. Distribution and abundance of pelagic sharks in the south-western equatorial Atlantic. *Journal of Tokyo University of Fisheries*, 77(1): 51-64.
- HAZIN, F. H. V. 1991. *Ecology of the blue shark, Prionace glauca, in the southwestern equatorial Atlantic*. Dissertação de Mestrado. Universidade de Pesca de Tóquio, Tóquio, Japão. 163 pp.
- HAZIN, F. H. V. 1993. *Fisheries-oceanographical study on tunas, billfishes and sharks in the Soutwestern Equatorial Atlantic Ocean*. Tese de Doutorado. Universidade de Pesca de Tóquio, Tóquio, Japão. 286p.
- HAZIN, F. H. V.; LESSA, R. P. T.; CHAMMAS, M. 1994a. First observations on stomach contents of the blue shark, *Prionace glauca*, from southwestern equatorial Atlantic. *Rev. Brasil. Biol.*, 54(2): 195-198.
- HAZIN, F. H. V.; BOECKMAN, C. E.; LEAL, E. C.; LESSA, R. P. T.; KIHARA, K. E.; OTSUKA, K. 1994b. Distribution and relative abundance of the blue shark, *Prionace glauca*, in the southwestern equatorial Atlantic Ocean. *Fish. Bull.*, 92:474-480.

- HAZIN, F. H. V. 1998. Análise / Refinamento dos dados pretéritos sobre prospecção pesqueira – grandes peixes pelágicos do nordeste (atuns, agulhões e tubarões). Avaliação do Potencial Sustentável de Recursos Vivos na Zona Econômica Exclusiva MMA – REVIZEE. Recife, 46p.
- HAZIN, F. H. V.; HAZIN, H. G.; BOECKMANN, E. C.; TRAVASSOS, P. 2001. La reproduction de l'espardon (*Xiphias gladius*) dans l'Atlantique sud-ouest équatorial: la ponte et la fécondité. *Col. Vol. Sci. Pap.*, ICCAT, Madrid, 52: 1233-1240.
- HAZIN, F. H. V.; BROADHURST, M. K.; HAZIN, H. G.; TRAVASSOS, P. 2002a. Historic trends in catches of the Brazilian longline fishery in the southwestern equatorial Atlantic ocean. Newsletter of the IUCN Shark Specialist Group. Shark News 14, March 2002. p. 14-15.
- HAZIN, F. H. V.; HAZIN, H. G.; TRAVASSOS, P. 2002b. Influence of the type of longline on the catch rate and size composition of swordfish, *Xiphias gladius* (LINNAEUS, 1758), in the southwestern equatorial Atlantic ocean. *Col. Vol. Sci. Pap.* ICCAT, Madrid, 54(5): 1555-1559.
- HAZIN, H. G. 2001. *Distribuição, abundância relativa e biologia reprodutiva do espadarte, Xiphias gladius (Linnaeus 1758), capturado no atlântico sudoeste equatorial*. Monografia de Graduação, Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife, p. 63p.
- HAZIN, H. G.; HAZIN, F. H. V.; TRAVASSOS, P.; ERZINI, K. 2005. Effect of light-sticks and electrolume attractors on surface-longline catches of swordfish (*Xiphias gladius*, Linnaeus, 1959) in the southwest equatorial Atlantic. *Fish. Res.*, 72: 271-277.
- HAZIN, H. G. 2006. *Influência das variáveis oceanográficas na dinâmica populacional e pesca do espadarte, Xiphias gladius Linnaeus 1758, capturados pela frota brasileira*. Tese de Doutorado. Faculdade de Ciências do Mar e do Ambiente, Universidade do Algarve, Portugal, 216p.
- HAZIN, H. G.; HAZIN, F. H. V.; TRAVASSOS, P.; CARVALHO, F. C.; ERZINI, K. 2007. Standardization of Swordfish CPUE series caught by Brazilian longliners in the Atlantic Ocean, by GLM, using the targeting strategy inferred by cluster analysis. *Col. Vol. Sci. Pap.*, ICCAT, Madrid, 60(6): 2039-2047.
- HE, X.; BIGELOW, K. A.; BOGGS, C. H., 1997. Cluster analysis of longline sets and fishing strategies within the hawaii-based fishery. *Fish. Res.*, 31, 147-158.
- HENDERSON, A. C.; FLANNERY, K.; DUNNE, J. 2001. Observation on the biology and ecology of the blue shark in the North-east Atlantic. *Journal of Fish Biology*, 58: 1347–1358.
- HILBORN, R. and WALTERS, C. J. 1992. Quantitative Fisheries Stock Assessment: Choice, Dynamics and Uncertainty. Chapman and Hall, Inc., London, New York: 570p.
- HILTON-TAYLOR, C. 2000. IUCN Red List of Threatened Species. IUCN, Gland, Switzerland and Cambridge, UK. 61p.

- HINTON, M. G. and DERISO, R. B. 1998. Distribution and stock assessment of swordfish, *Xiphias gladius*, in the eastern Pacific Ocean from catch and effort data standardized on biological and environmental parameters. In: Biology and fisheries of swordfish, *Xiphias gladius* BARRETT, I.; SOSA-NISHIZAKI, O.; BARTOO, N. (eds.), NOAA Technical Report NMFS, 142p.
- HINTON, M. G. and MAUNDER, M. N. 2004. Methods for standardising CPUE and how to select among them. *Col. Vol. Sci. Pap.*, ICCAT, Madrid, 56: 169-177.
- HOENIG, J. M. and GRUBER, S. H. 1990. Life-history patterns in the elasmobranchs: implications for fisheries management, p. 1-16. In: Elasmobranchs as living resources: advances in the biology, ecology, systematics, and the status of the fisheries. H.L. PRATT, H. L.; GRUBER, S. H.; TANIUCHI, T. (eds.). U.S. Dept. of Commerce, NOAA Technical Report, NMFS 90.
- HOEY, J. J.; PRITCHARD, E.; BROWN, C.; SHOWELL, M. 2002. Pelagic shark abundance indices based on fishery-dependent and fishery-independent data from the western north Atlantic. *Col. Vol. Sci. Pap.*, ICCAT, Madrid, 54(4): 1199-1211.
- HOFF, T. B. and MUSICK, J. A. 1990. Western North Atlantic shark fishery management problems and informational requirements, p. 455-472. In: Elasmobranchs as living resources: advances in the biology, ecology, systematics, and the status of the fisheries. PRATT, H. L.; GRUBER, S. H.; TANIUCHI, T. (eds.). U.S. Dept. of Commerce, NOAA Technical Report, NMFS 90.
- ICCAT. 2000. Report of the ICCAT data preparatory meeting for south Atlantic swordfish. Tamandaré, Brasil - 8 to 13 de abril, 1999. *Col. Vol. Sci. Pap.*, ICCAT, Madrid, 51(4): 1210-1280.
- ICCAT. 2005. Report of the 2004 inter-sessional meeting of the ICCAT subcommittee on by-catches: shark stock assessment. Tokyo, Japan, 14-18 de junho, 2004. *Col. Vol. Sci. Pap.*, ICCAT, Madrid, 58(3): 799-890.
- ICCAT. 2006. Report of the 2006 Atlantic Swordfish Stock Assessment Session. Madrid, Espanha, 4-8 de setembro, 2006. SCRS/2006/015.
- ITO, R. Y. and MACHADO, W. A. 1999. Annual report of the Hawaii- based longline fishery for 1998. Administrative Report H- 99-06. Honolulu laboratory, Southwest Fisheries Science Center, National Marine Fisheries Service, NOAA, Honolulu, HI.
- IUCN. 2007. International Union for Conservation of Nature e Natural Resources. Disponível em <<http://www.iucnredlist.org> site> Acesso em: 24 de jan, 2007.
- JACOBSON, L. D. and MACCALL, A. D. 1995. Stock-recruitment models for Pacific sardine (*Sardinops sagax*). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 52: 566-577.
- KIMURA, D. K. 1981. Standardized measures of relative abundance based on modeling log(CPUE) and their application to Pacific ocean perch (*Sebastes alutus*). *J. Cons. Int. Explor. Mer.*, 39: 211-218.
- KLEIBER, P. and BARTOO, N. 1998. Standardizing swordfish, *Xiphias gladius*, Longline catch per unit of effort using General Additive Models. In: Biology and Fisheries of

- Swordfish *Xiphias gladius*. Papers from the International Symposium on Pacific swordfish, Ensenada, Mexico, Dec. 1994. NOAA Tech. Rep. NMFS 142, 181-193:
- KOTAS, J. E.; AZEVEDO, V. G.; SANTOS, S. 1999. A pesca de espinhel de superfície (“longline”) na região sudeste-sul do Brasil. Ano – 1998. Relatório Anual Técnico-Científico. Sub-Projeto – Avaliação e Estatística de Elasmobrânquios. Programa REVIZEE – Score Sul. 183p.
- LAURS, M. R.; FIEDLER, P. C.; MONTGOMERY, D. R. 1984. Albacore tuna catch distributions relative to environmental features observed from satellites. *Deep-Sea Res.*, 31: 1085-1099.
- LEGAT, J. F. A. 2001. *Distribuição, abundância, reprodução e morfometria de Prionace glauca no Sul do Brasil*. Dissertação de Mestrado. Fundação Universidade Federal do Rio Grande, Rio Grande-RS.
- LESSA, R. P. T.; SANTANA, F. M.; HAZIN, F. H. V. 2004. Age and growth of the blue shark *Prionace glauca* (Linnaeus, 1758) off northeastern Brazil. *Fish. Res.*, 66: 19-30.
- LIMA, F. R. and WISE, J. P. 1963. A first examination of the abundance and distribution of yellowfin and albacore tuna in western tropical Atlantic 1957-61. *FAO Fish. Rep.* 3 (6): 1515 - 1521.
- LINK, J. S. 2002. Ecological considerations in fisheries management: When does it matter? *Fisheries*, 27(4): 10-17.
- LIU, K. M.; TSAI, W. P.; JOUNG, S. J. 2005. Standardized CPUE for sharks and blue sharks caught by the chinese taipei longline fishery in the south Atlantic. *Col. Vol. Sci. Pap.*, ICCAT, Madrid, 58(3): 1188-1196.
- LO, N. C.; JACOBSON, L. D.; SQUIRE, J. L. 1992. Indices of relative abundance from fish spotter data based on delta-lognormal models. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 49: 2515-2526.
- LØKKEBORG, S. 1990. Rate of release of potential feeding attractants from natural and artificial baits. *Fish. Res.*, 8: 253-261.
- LØKKEBORG, S. and BJORDAL, Á. 1992. Species and size selectivity in longline fishing: a review. *Fish. Res.*, 13: 311-322.
- MACNEIL, M. A. and CAMPANA, S. E. 2002. Comparison of whole and sectioned vertebrae for determining the age of young blue shark (*Prionace glauca*). *Journal of Northwestern Atlantic Fisheries Science*, 30: 77 – 82.
- MARÍN, Y.; BRUM, F.; BAREA, L. F.; CHOCCA, J. F. 1998. Incidental catch associated with swordfish longline fisheries on the South-West Atlantic Ocean. *Mar. Freshwater Res.*, 49: 633-639.
- MARR, J. C. 1953. On the use of the terms abundance, availability, and apparent abundance in fishery biology. *Copeia*, 2:163–169.

- MAUNDER, M. N. and PUNT, A. E. 2004. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. *Fish. Res.* 70: 141-159.
- MAURY, O.; GASCUEL, D.; MARSAC, F.; FONTENEAU, A.; De ROSA, A. L. 2001. Hierarchical interpretation of nonlinear relationships linking yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) distribution to the environment in the Atlantic Ocean. *Can. J. Fish. Aquatic Sci.*, 58: 458-469.
- McCULLAGH, P. and NELDER, J.A., 1989. Generalized Linear Models, 2nd edition. Chapman & Hall, London.
- MEGALOFONOU, P.; YANNOPOULOS, C.; DAMALAS, D.; De METRIO, G.; DEFLORIO, M.; De la SERNA, J. M.; MACIAS, D. 2005. Incidental catch and estimated discards of pelagic sharks from the swordfish and tuna fisheries in the Mediterranean Sea. *Fish. Bull.*, 103: 620-634.
- MELLO, R.M. 1992. *Análise de conteúdos estomacais, intensidade de alimentação, idade e crescimento do espadarte, Xiphias gladius (Xiphiidae: Xiphiidae), no sul do Brasil*. Rio Grande: FURG, 1992. Dissertação (Mestrado em Ciências - Oceanografia Biológica) - Fundação Universidade de Rio Grande, 105 p.
- MENESES de LIMA, J. H.; KOTAS, J. E.; LIN, C. F. 2000. A historical review of the brazilian long-line fishery and catch of swordfish. *Col. Vol. Sci. Pap.*, ICCAT, Madrid, 51(36): 1329-1358.
- MENNI, R. C.; RINGUELET, R. A.; ARAMBURU, R. H. 1984. Peces marinos de la Argentina y Uruguay: reseña histórica, clave de familias, géneros y especies, catálogo crítico. Buenos Aires: Editorial Hemisferio Sur S.A., 359p.
- MIYAKE, M. and HAYASI, S. 1972. Field manual for statistics and sampling of Atlantic tunas and tuna-like fishes. Madrid: International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas, 99p.
- MONTU, M.; DUARTE, A. K.; GLOEDEN, I. M. Zooplankton. In: SEELIGER, U; ODEBRECHT, C. and CASTELLO, J. P. (eds.). 1997. Subtropical Convergence environments. The coast and sea in the southwestern Atlantic. Springer: Germany. 308p.
- MORAES, M.N. 1962. Development of the tuna fishery of Brazil and preliminary analysis of the first three year's data. *Arq. est. Biol. Mar. Univ. Ceará, Fortaleza*, 2(2):35 - 57.
- MORAIS, M.N. 1966. Que teria acontecido às pescarias de atuns? *Revista Nacional da Pesca*, (51): 7-8.
- MORA, O.; ARFELLI, C. A.; AMORIM, A. F.; GREGORIO, C. 1991. Comparacion de pesquerias de pez espada (*Xiphias gladius*) en el Atlantico sudoccidental. ICCAT. *Col. Vol. Sci. Pap.*, (35)2: 437-444.
- MOURATO, B. L.; ARFELLI, C. A.; AMORIM, A. F. 2004. Análise da captura de anequim, *Isurus oxyrinchus*, pelos atuneiros santistas, em função do

- direcionamento da pesca. *Anais do IV CBPAS – Congr. Bras. de Pesq. Amb. e Saúde*. Santos, SP. p. 206-209.
- MOURATO, B. L.; AMORIM, A. F.; ARFELLI, C. A. 2007. Standardized catch rate blue shark (*Prionace glauca*) caught by Santos longliners off southern Brazil (1984-2005). *Col. Vol. Sci. Pap.*, ICCAT, Madrid, 60(2): 577-587.
- MUSICK, J. A. 1999. Ecology and conservation of long-lived marine animals, p. 1-10. In: Life in the slow lane: ecology and conservation of long-lived marine animals. J. A. MUSICK (ed.). Am. Fish. Soc. Symp. 23. Bethesda, Maryland.
- MYERS, R. A. and HOENIG, J. M. 1997. Direct estimates of gear selectivity from multiple tagging experiments. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 54: 1–9.
- NAKAMURA, I. 1974. Some aspects of sistematic and distribution of billfishes. In: SHOMURA, R.S., WILLIAMS, F. (ed.) Proceedings of the International Billfish Symposium, Kailua-Kona, Hawaii, 9-12 Aug. 1972. Part 2. Review and contributed papers. NOAA Tech. Rep. NMFS SSRF, Seattle, n.675, p.45-53.
- NAKAMURA, I. 1985. FAO species catalogue. Vol. 5: Billfishes of the world. An annotated and illustrated catalogue of marlins, sailfishes, spearfishes and swordfishes known to date. FAO Fish. Synop., Rome, n.125, 65p.
- NAKANO, H. and NAGASAWA, K. 1996. Distribution of pelagic elasmobranchs caught by salmon research gillnets in the north Pacific. *Fish. Sci.*, 62: 860-865.
- NAKANO, H.; OKAZAKI, M.; OKAMOTO, H. 1997. Analysis of catch depth by species for tuna longline fishery based on catch by branch lines. *Bull. Far Seas Fish. Res. Lab.* 34: 43-62.
- NAKANO, H. and CLARKE, S. 2005. Standardized CPUE for Blue shark caught by Japanese longline fishery in the Atlantic Ocean, 1971-2003. *Col. Vol. Sci. Pap.*, ICCAT, Madrid, 58(3): 1127-1134.
- ODEBRECHT, C. and GARCIA, V. M. T. 1997. Phytoplankton. In: SEELIGER, U; ODEBRECHT, C. and CASTELLO, J. P. (eds.). 1997. Subtropical Convergence environments. The coast and sea in the southwestern Atlantic. Springer: Germany. 308p.
- OLAVO, G.; COSTA, P. A. S.; MARTINS, A. S., 2005. Prospecção de grandes peixes pelágicos na região central da ZEE brasileira entre o Rio Real-BA e o Cabo de São Tomé-RJ. In: COSTA, P. A. S.; MARTINS, A. S.; OLAVO, G. (eds.) Pesca e potenciais de exploração de recursos vivos na região central da Zona Econômica Exclusiva brasileira. Rio de Janeiro: Museu Nacional. p.167-202 (Série Livros n.13).
- OLSON, D. B. and PODESTÁ, G. P. 1987. Oceanic fronts as pathways in the sea. In: Signposts in the sea. HERNKIND, W. F. and THISTLE, A. B. (eds). Florida State University, Tallahassee FL, USA, 15p.

- OLSON, D. B.; PODESTÁ, G. P.; EVANS, R. H.; BROWN, O. B. 1988. Temporal variations in the separation of Brazil and Malvinas currents. *Deep-Sea Research*, (35)12: 1971-1990.
- ORTIZ, M. and AROCHA, F. 2004. Alternative error distributions models for standardization of catch rates of non-target species from a pelagic longline-fishery: billfish species in the Venezuelan tuna longline fishery. *Fish. Res.*, 70: 275-294.
- OVCHINNIKOV, V. V. 1971. Swordfishes and billfishes in the Atlantic Ocean. Trad. H. Mills. Jerusalém, *Israel Prog. for Sci. Transl.* 77 p.
- QUINN, T. J. and DERISO, R. B. 1999. Quantitative Fish Dynamics. OXFORD University Press, New York. 542p.
- PAIVA, M. P. 1961. Sobre a pesca dos atuns e afins nas áreas em exploração do Atlântico Tropical. *Arq. est. Biol. Mar. Univ. Ceará*, Fortaleza, v.1, n.1, p.1-20.
- PALOHEIMO, J. E. and DICKIE, L. M. 1964. Abundance and fishing success. Rapports et Proces- verbaux des Reunions, Conseil Permanent International pour L'Exploration de la Mer, 155(28): 152-163.
- PALKO, B. J.; BEARDSLEY, G. L.; RICHARDS, W. J. 1981. Synopsis of the biology of the swordfish, *Xiphias gladius* Linnaeus. NOAA Technical Report MNFS Circular, n.441, 21 p.
- PENNINGTON, M. 1983. Efficient estimators of abundance, for fish and plankton surveys. *Biometrics*, 39(1): 281-286.
- PETERSON, R. G. and STRAMMA, L. 1991. Upper-level circulation in the South Atlantic Ocean. *Progr. Oceanogr.*, 26(1): 1-73.
- PICKARD, G. L. and EMERGY, W. J. 1990. Descriptive physical oceanography: An introduction. 2nd edition, Butterworth – Heinemann, 320p.
- PODESTÁ, G. P.; BROWDER, J. A.; HOEY, J. J. 1993. Exploring the association between swordfish catch and thermal fronts on the U.S. longline grounds in the western North Atlantic. *Continental Shelf Research*, 13:252–277.
- PUNT, A. E.; WALKER, T. I.; TAYLOR, B. L.; PRIBAC, F. 2000. Standardization of catch and effort data in a spatially-structured shark fishery. *Fish. Res.*, 45: 129–145.
- RICKER, W. E. 1940. Relation of “catch per unit effort” to abundance and rate of exploitation. *Journal of the Fisheries Research Board of Canada*, 5: 43–70.
- RICKER, W. E. 1975. Computation and interpretation of biological statistics of fish population. *Bull. Fish. Res. Bd Can.*, 191, 1-382.
- RICHARDS, L. J. and SCHNUTE, J. T. 1986. An experimental and statistical approach to the question: is CPUE an index of abundance? *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 43: 1214–1227.

- ROBSON, D. S. 1966. Estimation of the relative fishing power of individual ships. *ICNAF Res. Bull.*, 3: 5–14.
- ROSE, D. A. 1996. Shark Fisheries and Trade in the Americas, Volume 1: North America. TRAFFIC. Cambridge U.K.
- SALAS, S. and GAERTNER, D. 2004. The behavior dynamics of fishers: management implications. *Fish and Fisheries*. 5:153-167.
- SALTHAUG, A., and GODØ, O. R. 2001. Standardisation of commercial CPUE. *Fish. Res.*, 49: 271–281.
- SALTHAUG, A. and AANES, S. 2003. Catchability and the spatial distribution of fishing vessels. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 60: 259–268.
- SANTOS, R. A. and HAIMOVICI, M. 2002. Cephalopods in the trophic relations off southern Brazil. *Bulletin of Marine Science*, 71(2): 753–770.
- SCHMIDT, R. F.; AMORIM, A. F.; ARFELLI, C. A. 2006. Análise da pesca de tubarões pela frota atuneira de Santos/Guarujá (2002-2005). In: Resumos da V Reunião da Sociedade Brasileira para o Estudo de Elasmobrânquios - SBEEL, Itajaí-SC, pág. 8.
- SCIARROTTA, T. C. and NELSON, D. R. 1977. Diel behaviour of the blue shark, *Prionace glauca*, near Santa Catalina Island, California. *Fish Bull.*, 75(3): 519-528.
- SCOTT, W. B. and TIBBO, S. N. 1968. Food and feeding habits of sword-fish, *Xiphias gladius*, in the western North Atlantic. *J. Fish. Res. Board Can.*, (25)5: 903-919.
- SEAP. 2006. Secretaria Especial de Aquicultura e Pesca. Disponível em < http://www.presidencia.gov.br/estrutura_presidencia/seap/estatistica/> Acesso em: 14 de dez, 2006.
- SHARP, G. D. 1978. Behavioural and physiological properties of tunas and their effects on vulnerability to fishing gear. In: The physiological ecology of tunas. SHARP, G. D. and DIZON, A. E. (eds.), Academic Press, New York, p. 397–440.
- SHARP, G. D.; CSIRKE, J.; GARCIA, S. 1983. Modeling fisheries: what was the question? In: Proceedings of the expert consultation to examine changes in abundance and species composition of neritic fish resources. San Jose, Costa Rica 18–29 april 1983. SHARP, G. D. and CSIRKE, J. (eds). FAO Fish. Rep., n°291.
- SHOMURA, R. S., 1955. A Comparative Study of Longline Baits. U.S. Fish and Wildlife Service. Special Scientific Report: Fisheries, Washington.
- SILVA, J. N. A.; AMORIM, A. F.; LESSA, R. P. T.; HAZIN, F. H. V.; ARFELLI, C. A. 1994. White marlin (*Tetrapturus albidus*) fisheries off Brazilian coast from national and leased longliners fleet. *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, Madrid, 41: 189-198.
- SILVEIRA, I. C. A.; SCHMIDT, A. C. K.; CAMPOS, E. J. D.; GODOI, S. S.; IKEDA, Y. 2000. A Corrente do Brasil ao largo da costa leste brasileira. *Rev. bras. Oceanogr.*, 48(2): 171-183.

- SIMPFENDORFER, C. A.; HUETER, R. E.; BERGMAN, U.; CONNETT, S. M. H. 2002. Results of a fishery-independent survey for pelagic sharks in the western North Atlantic, 1977-1994. *Fish. Res.*, 55: 175-192.
- SIVASUBRAMANIAM, K. 1963. On the sharks and other undesirable species caught by tuna longline. *Records of Oceanographic Works in Japan*, (7)1: 73-83.
- SKOMAL, G. B. and NATANSON, L. J. 2003. Age and growth of the blue shark (*Prionace glauca*) in the North Atlantic Ocean. *Fish. Bull.*, 101: 627-639.
- SKUD, B. E. 1982. Dominance in Fishes. The relation between environment and abundance. *Science*, 216:144-149.
- SOMERTON, D. A. and KIKKAWA, B. S. 1995. A stock survey technique using the time to capture individual fish on longlines. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 52: 260-267.
- SPARRE, P. e VENEMA, S. C. 1997. Introdução à avaliação de mananciais de peixes tropicais. Parte 1: Manual. FAO Documento Técnico sobre pescas. N° 306/1, Rev. 2. Roma, FAO. 404p.
- STENFÁNSSON, G. 1996. Analysis of groundfish survey abundance data: combing the GLM and delta approaches. *ICES J. Mar. Sci.*, 53: 577-588.
- STEVENS, J. D. 1973. Stomach contents of the blue shark (*Prionace glauca*) off south-west England. *J. Mar. Biol. Ass. U. K.*, 53: 357-361.
- STEVENS, J. D. 1975. Vertebral rings as a means of age determination in the blue shark (*Prionace glauca*). *J. Mar. Biol. Ass. U. K.*, 55: 657-665.
- STEVENS, J. D. 1990. Further results from a tagging study of pelagic sharks in the north-east Atlantic. *J. Mar. Biol. Ass. U. K.*, 70: 707-720.
- STEVENS, J. D.; BONFIL, R.; DULVY, N.; WALKER, P. 2000. The effects of fishing on sharks, rays, and chimaeras (chondrichthyans), and the implications for marine ecosystems. *ICES J. Mar. Sci.*, 57: 476-494.
- STONER, A. W.; MANDERSON, J. P.; PESSUTTI, J. P. 2001. Spatially explicit analysis of estuarine habitat for juvenile winter flounder: combining generalized additive models and geographic information systems. *Mar. Ecol. Prog. Ser.*, 213: 253-271.
- STONE, H. H. and DIXON, L. K. 2001. A comparison of catches of swordfish, *Xiphias gladius*, and other pelagic species from Canadian longline gear with alternating monofilament and multifilament nylon gangions. *Fish. Bull.*, 99: 210-216.
- STRAMMA, L. and ENGLAND, M. 1999. On the water masses and mean circulation of the South Atlantic Ocean. *J. Geophys. Res.*, 104(9): 20863-20883.
- STRASBURG, D. W. 1958. Distribution, abundance and habits of pelagic sharks in the central Pacific ocean. *U.S. Fish Wildl. Serv., Fish Bull.*, 58: 335-361.
- SUND, P. N.; BLACKBURN, M.; WILLIAMS, F. 1981. Tunas and their environment in the Pacific Ocean: a review. *Oceanography and Marine Biology*, 19: 443-512.

- SWAIN, D. P. and SINCLAIR, A. F. 1994. Fish distribution and catchability: what is the appropriate measure of distribution? *Can J. Fish. Aquat. Sci.*, 51: 1046-1054.
- SWARTZMAN, G.; HUANG, C.; KALUZNY, S. 1992. Spatial analysis of Bering Sea groundfish survey data using generalized additive models. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 49: 1366-1378.
- SWARTZMAN, G.; STUETZLE, W.; KULMAN, K.; POWOJOWSKI, M. 1994. Relating the distribution of pollock schools in the Bering Sea to environmental factors. *ICES J. Mar. Sci.*, 51: 481–492.
- TIBBO, S.; DAY, L. R.; DOUCET, W. F. 1961. The swordfish (*Xiphias gladius* L.), its life history and economic importance in the Northwest Atlantic. *Fish. Res. Board Can.*, Bull., Ottawa, n.130, 47 p.
- UCHIYAMA, J. H. and SHOMURA, R. S. 1974. Maturation and fecundity of swordfish, *Xiphias gladius*, from Hawaiian waters. In: SHOMURA, R.S., WILLIAMS, F. (ed.) Proceedings of the International Billfish Symposium, Kailua-Kona, Hawaii, 9-12 Aug. 1972. Part 2. Review and contributed papers. NOAA Tech. Rep. NMFS SSRF, Seattle, n.675, p.142-148.
- UEYANAGI, S.; KIKAWA, S.; UTO, M.; NISHIKAWA, Y. 1970. Distribution, spawning, and relative abundance of billfishes in the Atlantic Ocean. *Bull. Far. Seas. Fish. Res.*, 3: 15-55.
- VAS, P. 1990. The abundance of the blue shark, *Prionace glauca*, in the western English Channel. *Environ. Biol.*, 29: 209-225.
- VASKE, T. J. e RINCÓN, G. 1998. Conteúdo estomacal dos tubarões azul (*Prionace glauca*) e anequim (*Isurus oxyrinchus*) em águas oceânicas no sul do Brasil. *Revista Brasileira de Biologia*, 58 (3): 445 – 452.
- VELÁZQUEZ, G. A. M. 1992. *Distribuição e abundância relativa de tubarões no Atlântico sudoeste equatorial*. Monografia de Graduação. Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife. 57p.
- VENABLES, W. N. and RIPLEY, B. D. 2002. Modern Applied Statistics with S. 4th ed. Springer – Verlag, New York.
- VENABLES, W. N. and DICHMONT, C. M. 2004. GLMs, GAMs and GLMMs: an overview of the theory for applications in fisheries research. *Fish. Res.*, 70: 319-337.
- VIGNAUX, M. 1994. Catch per unit effort (CPUE) analysis of west coast South Island Cook Strait spawning hoki fisheries, 1987-93. NZ Fisheries Association Research Document No.94/11.
- VIGNAUX, M. 1996. Analysis of spatial structure in fish distribution using commercial catch and effort data from the New Zealand hoki fishery. *Can. J. Fish. Aquatic. Sci.*, 53: 963-973.

- VOOREN, C. M. 2000. A frota espinheira do sudeste-sul descartou 156.000 tubarões no ano de 1997. In: Resumos da II Reunião da Sociedade Brasileira para o Estudo de Elasmobrânquios - SBEEL, Santos-SP, pág. 3.
- WALKER, T. I. 1998. Can shark resources be harvested sustainably?: a question revisited with a review of shark fisheries. *Mar. Freshwat. Res.* 49(7):553-572.
- WALSH, W. A. and KLEIBER, P. 2001. Generalized additive model and regression tree analyses of blue shark (*Prionace glauca*) catch rates by the Hawaii-based commercial longline fishery. *Fish. Res.*, 53: 115-131.
- WALSH, W. A.; KLEIBER, P.; McCracken, M. 2002. Comparison of logbook reports of incidental blue shark catch rates by Hawaii-based longline vessels to fishery observer data by application of a generalized additive model. *Fish. Res.*, 58: 79-94.
- WARD, P.; PORTER, J. M.; ELSCOT, S. 2000. Broadbill swordfish: Status of established fisheries and lessons for developing fisheries. *Fish and Fisheries*, 1(4): 317–337.
- WARD, P.; MYERS, R. A.; BLANCHARD, W. 2004. Fish lost at sea: the effect of soak time on pelagic longline catches. *Fish. Bull.*, 102: 179–195.
- WARD, P. and MYERS, R. A. 2007. Bait loss its potential effects on fishing power in pelagic longline fisheries. *Fish. Res.*, 86: 69-76.
- WARD, P. and HINDMARSH, S. 2007. An overview of historical changes in the fishing gear and practices of pelagic longliners, with particular reference to Japan's Pacific fleet. *Rev. Fish. Biol. Fish.*, 17(4): 501-516.
- WEIDNER, D. M. and AROCHA, F. 1999. World swordfish fisheries. Part A, South America. NOAA Tech. Memo. NMFS-F, SPO-35. 628p.
- WISE, J. P. and DAVIS, C. W. 1973. Seasonal distribution of tunas and billfishes in the Atlantic. NOAA Technical Report MNFS SSRF, Seattle, n.662, 24 p.
- WISE, B. and BROMHEAD, D. 2004. Striped marlin abundance: Standardization of CPUE In: BROMHEAD, D.; PEPPERELL, J.; WISE, B.; FINDLAY, J. Striped marlin: biology and fisheries. Canberra: Bureau of Rural Sciences. cap.8. p.171-194.
- YANG, W. S. and GONG, Y. 1987. The vertical distribution of tunas and billfishes and fishing efficiency between Korean regular and deep longlines in the Atlantic Ocean. *Col. Vol. Sci. Pap.* ICCAT 26(1): 184-187.
- ZAGAGLIA, C. R. 2003. *Técnicas de sensoriamento remoto aplicadas à pesca de atuns no Atlântico Oeste Equatorial*. Tese de Mestrado. INPE, São José dos Campos, São Paulo, 183p.
- ZAVALA-CAMIN, L. A. 1982. Distribución vertical y estacional de túnidos y otras especies pelágicas en el sudeste y sur del Brasil, obtenida por medio de contenido estomacal. *Col. Vol. Sci. Pap.*, ICCAT, Madrid, (17)2: 439-443.

ZAVALA-CAMIN, L. A. 1987. Ocorrência de peixes, cefalópodos e crustáceos em estômagos de atuns e espécies afins, capturadas com espinhel no Brasil (23°S – 34°S) 1972-1985. *B. Inst. Pesca*, 14: 93-102.