



As capturas do tubarão-azul, *Prionace glauca* Linnaeus (Elasmobranchii, Carcharhinidae), na pescaria de espinhel-de-superfície (monofilamento), sediada em Itajaí (SC), Brasil

ANA LIA C. QUAGGIO¹, JORGE E. KOTAS² & MAURÍCIO HOSTIM³

¹Universidade do Vale do Itajaí, Rua Uruguai 458, CP 360, 88302-202, Itajaí, SC, Brasil, analiacq@gmail.com;

²Centro de Pesquisa e Gestão de Recursos Pesqueiros do Litoral Sudeste e Sul - CEPSUL/ICMBio, Av. Ministro Victor Konder S/Nº, CEP - 88301-280, Itajaí, SC, Brasil, jekotas@gmail.com;

³Universidade do Vale do Itajaí, Rua Uruguai 458, CP 360, 88302-202, Itajaí, SC, Brasil, hostim@univali.br

Abstract. Blue shark, *Prionace glauca* Linnaeus (Elasmobranchii, Carcharhinidae), catches by the surface longline fishery based in Itajaí, Santa Catarina State, Brazil. This paper analysed the length structure and the spatial-temporal distribution of blue shark, *Prionace glauca* (Linnaeus, 1758) catches by the pelagic longline fleet based in Itajaí, Santa Catarina State, Brazil, from 1997 to 2005. The fishing area was the southwest Atlantic Ocean, between 15° and 40°S and 25° and 55°W. Most of the blue sharks caught were below the first maturation size. Fishing recruitment use to occur throughout the year with approximately 70 cm total length. On the other hand, smaller sharks, between 70 and 100 cm enter the fishery with higher intensity during winter months. The exploitation pattern, with respect the length classes caught, seems to be constant throughout the year. Multiple linear regressions showed that the interaction between fishing effort and area represented a significant effect ($P < 0,01$) on the value and distribution of blue shark catches. From 2002 to 2005, the highest CPUE values (blue sharks/1000 hooks), were mainly concentrated along the southern Brazil slope, Rio Grande Plateau, and Trindade-Vitória Seamounts.

Key words: Length composition, generalized linear models, south Atlantic.

Resumo. O presente estudo analisou a estrutura de tamanhos e a distribuição espaço-temporal das capturas do tubarão-azul, *Prionace glauca* (Linnaeus, 1758), pela frota espinheira de superfície (monofilamento), sediada em Itajaí (SC), entre os anos de 1997 a 2005, que operou no Atlântico SO, entre -15° a -40° de latitude e -25° a -55° de longitude. A frota capturou ao longo de todo o ano essencialmente tubarões-azuis com tamanhos abaixo do comprimento total médio de primeira maturação sexual. O recrutamento à pesca de indivíduos de aproximadamente 70 cm ocorre o ano todo, porém a intensidade da entrada de indivíduos de menor tamanho (entre 70 e 100 cm) é maior durante os meses de inverno. O padrão de exploração, em termos de classes de tamanhos, se manteve praticamente constante ao longo dos meses do ano. Modelos de regressão linear múltipla mostraram que a interação esforço*área de pesca foi significativa ($P < 0,01$) na distribuição e no valor de capturas. Entre os anos de 2002 e 2005, os melhores rendimentos (em número de indivíduos/1000 anzóis), estiveram concentrados na zona de talude da região Sul do Brasil, Elevação de Rio Grande e cadeia Trindade-Vitória.

Palavras-chave: Composição de tamanhos, modelos lineares generalizados, Atlântico sul.

Introdução

O espinhel-de-superfície do tipo “americano” é o mais utilizado no sul do Brasil, tendo como espécies-alvo os tubarões, principalmente *Prionace glauca* (Linnaeus, 1758), *Thunnus obesus* (Lowe, 1839), *Thunnus alalunga* (Bonnaterre, 1788), *Thunnus albacares* (Bonnaterre, 1788) e o espadarte, *Xiphias gladius* (Linnaeus, 1758). Embora as capturas de albacoras, espadartes e *Isurus oxyrinchus* (Rafinesque, 1810), as albacoras, barbatanas de tubarões destinem-se ao mercado

externo, a carne dos tubarões é comercializada no mercado doméstico (Azevedo 2003).

A principal área de pesca da frota espinheleira sediada em Itajaí-SC é o ponto de encontro das correntes do Brasil e das Malvinas, gerando a convergência Subtropical do Atlântico Sudoeste, caracterizada por fortes gradientes termohalinos (Castello & Möller 1977, Ciotti *et al.* 1995, Zavialov *et al.* 1999, Azevedo 2003). Durante o inverno as águas superficiais são dominadas pelas águas subantárticas, que empurram a corrente do Brasil para fora da costa. Já no verão, a região é influenciada pelas águas tropicais, transportadas pela corrente do Brasil. Ocorrem ressurgências no local, aumentando a produtividade primária, resultando no aumento da biomassa de anchoita, *Engraulis anchoita* (Hubbs & Marini 1935), cavalinha, *Scomber japonicus* (Houttuyn 1782) e lulas, que é o principal alimento de atuns, espadarte e tubarões, principalmente entre os meses de maio e outubro (Weidner & Arocha 1999).

O tubarão-azul, *Prionace glauca*, é o Chondrichthyes mais amplamente distribuído nos oceanos do mundo, sendo o mais abundante nas capturas do espinhel pelágico. De acordo com Hazin *et al.* (2000), anualmente no Atlântico são capturados dois milhões de indivíduos. Conhecer a distribuição espaço-temporal e os aspectos biológicos do tubarão-azul é de extrema importância para a conservação deste importante recurso pesqueiro explorado por diversas frotas de espinhel de diversos países.

A estatística pesqueira para o Estado de Santa Catarina entre os anos de 2000 e 2005 (Univali 2001, 2002, 2003, 2004, 2007) mostrou que *Prionace glauca* é a espécie de tubarão que mais se destacou no volume desembarcado pela frota de espinhel-de-superfície industrial, representando em média 33,8 % da produção mensal dessa pescaria. O pico de produção ocorreu no mês de maio, sendo considerados períodos de “safra” os meses de dezembro a agosto. No período de setembro a novembro a produção de tubarão-azul diminuiu, estando a pescaria mais direcionada ao espadarte, *Xiphias gladius*.

O presente estudo teve como objetivo avaliar a estrutura de tamanhos e a distribuição espaço-temporal das capturas do tubarão-azul, *Prionace glauca*, pela frota espinheleira de superfície (monofilamento), sediada em Itajaí (SC), entre os anos de 1997 a 2005, e que operou no Atlântico SO. Os resultados destas análises serviram para mostrar o padrão de exploração sobre as classes de tamanhos considerados, a significância ou não dos efeitos ano, trimestre e área (e suas interações

com o esforço de pesca) sobre as capturas em peso (kg), bem como a estreita relação entre a captura e o esforço de pesca. Também foi possível de se analisar o comportamento dessas capturas nas diferentes áreas e tendências nos níveis de CPUE ao longo dos anos, fornecendo subsídios técnicos ao manejo e conservação desta espécie-chave no ambiente pelágico do sul do Brasil.

Material e Métodos

Os dados de captura e esforço de pesca, utilizados no presente estudo foram extraídos dos mapas de bordo fornecidos pelo Centro de Pesquisa e Gestão de Recursos Pesqueiros do Litoral Sudeste e Sul – CEPESUL (IBAMA) e pelo Grupo de Estudos Pesqueiros (GEP) da Universidade do Vale de Itajaí (UNIVALI) para os anos de 2002 a 2005. Foi analisado um total de 1788 lances de pesca, estes dados foram agrupados (n=112), para posteriormente ser feita a análise de covariância. As posições dos lances (latitude e longitude) e os dados de captura e esforço foram agrupados em blocos de 5° de latitude por 5° de longitude, e temporalmente separados por trimestres (Figura 1).

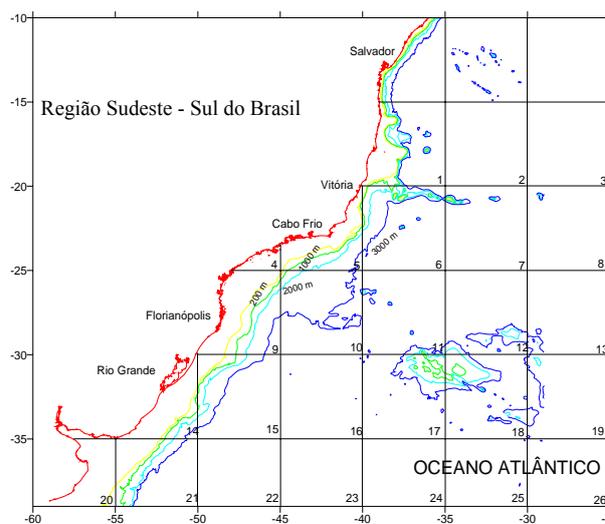


Figura 1. Divisão da área de estudo em blocos de 5° de latitude por 5° de longitude.

Aplicaram-se modelos de regressão linear e análise de covariância (ANCOVA) aos dados de captura e esforço (Huitema 1980, Zar 1999). Os rendimentos de pesca (CPUE em número de indivíduos/1000 anzóis e em kg/1000 anzóis) foram plotados trimestralmente em mapas. Para os modelos de regressão linear, foi aplicado o teste de normalidade Lilliefors (1967) nos resíduos, cujos gráficos foram visualmente inspecionados para verificar se havia tendências à não-linearidade e heterogeneidade de variâncias.

Uma análise de covariância múltipla, com três fatores: ano, trimestre e área de captura (Petrere

1978, Huitema 1980, Abuabara 1996), foi aplicada com o objetivo de averiguar a influência desses fatores sobre as capturas de tubarões-azuis (em peso, kg) na pesca de espinhel-de-superfície. As covariáveis testadas foram o esforço de pesca (em número de anzóis) e a temperatura da água da superfície (em °C). Neste caso, o modelo é o seguinte:

Equação 1.

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \pi_j + \gamma_k + \beta_1(X_{1ijk} - \bar{X}_{1...}) + \beta_2(X_{2ijk} - \bar{X}_{2...}) + \text{interações} + \varepsilon_{ijk}$$

Onde,

Y_{ijk} = captura em peso (kg) no ano i , trimestre j e área k .

μ = média populacional

α_i = efeito do i -ésimo nível do fator ano ($i = 1, \dots, 4$).

π_j = efeito do j -ésimo nível do fator trimestre ($j = 1, 2, 3, 4$).

γ_k = efeito do k -ésimo nível do fator área ($k = 1, 2, 3, \dots, 26$).

β_1 = coeficiente angular da covariável temperatura

X_{1ijk} = valor médio da covariável temperatura no ano i , trimestre j e área k

$\bar{X}_{1...}$ = média da temperatura para todas as observações, ou seja, lances de pesca

β_2 = coeficiente angular da covariável esforço de pesca

X_{2ijk} = valor da covariável esforço de pesca no ano i , trimestre j e área k

$\bar{X}_{2...}$ = média do esforço de pesca para todas as observações, ou seja, lances de pesca

ε_{ijk} = componente de erro aleatório, suposto $N(0; \sigma^2)$

Com relação aos registros de temperatura da água de superfície para cada lance, estes foram obtidos das leituras das ecosondas das embarcações espinheleiras em °F e convertidos em °C, pela seguinte relação $^{\circ}\text{C} = (^{\circ}\text{F} - 32) * (5/9)$. Com relação à ANCOVA, é importante esclarecer que todas as variáveis foram embasadas na operação de pesca (lance).

Uma condição do modelo de análise de regressão é a de os erros e_i e e_j , associados com as respectivas i e j observações devem ser independentes entre si. Quando isto não ocorre, dá-

se o nome ao fenômeno de autocorrelação. Esta sugere que outra(s) variável (eis) exploratórias podem ter sido omitidas do modelo. Uma das formas de determinar a presença ou não de autocorrelação, é a aplicação do teste de Durbin-Watson (1951), utilizado no presente estudo. O teste é baseado na condição de que os erros constituem uma série autorregressiva de primeira ordem, ou seja:

Equação 2.

$$e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t \text{ sendo que } |\rho| < 1$$

Onde, e_t = resíduo no intervalo de tempo t ;

e_{t-1} = resíduo no intervalo de tempo $t-1$;

ρ = autocorrelação de primeira ordem;

ε_t = normalmente distribuídos com média zero e variância constante.

Desta forma a estatística d é definida como:

Equação 3.

$$d = \frac{\sum_1^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_1^n e_t^2}$$

Esta estatística d é utilizada para testar a hipótese nula H_0 ($\rho = 0$) contra uma hipótese alternativa H_1 ($\rho > 0$). Os erros não são correlacionados quando $\rho = 0$.

O parâmetro ρ é estimado através de r , onde:

Equação 4.

$$r = \frac{\sum_1^n e_t e_{t-1}}{\sum_2^n e_{t-1}^2}$$

Uma relação aproximada entre d e r existe, ou seja:

Equação 5.

$$d = 2(1-r)$$

Considerando que r é uma estimativa de ρ , fica claro que d está próximo de 2 quando $\rho = 0$ e próximo de 0 quando $\rho = 1$. Quanto mais próximo o valor de d estiver de 2 mais forte é a evidência de que não existe autocorrelação presente na estrutura de erros. O teste formal para autocorrelação positiva é baseado na estatística d que é comparada com valores (d_L , d_U) obtidos para diferentes níveis de significância (1 e 5%) em uma tabela (Chatterjee & Price 1990, página 273), sendo que na mesma os

valores de d_L , d_U são obtidos através do tamanho amostral n e do número de variáveis k na regressão. Neste caso:

1. $d < d_L$, rejeita H_0
2. $d > d_U$, aceita H_0
3. $d_L < d < d_U$, o teste é inconclusivo

Para a análise das composições de tamanhos, fichas de desembarques das carcaças para o período de 1997 a 2003, foram obtidas da firma Comércio e Indústria de Pescado Kowalsky Ltda., sediada no município de Itajaí, SC. Um total de 35.585 carcaças de tubarões-azuis foram utilizadas na análise. Os pesos individuais das carcaças (kg) foram convertidos em comprimentos totais (cm), através da seguinte equação matemática (Azevedo 2003):

Equação 6.

$$CT = 12,49 (PC)^{0,28}$$

Onde,

CT = comprimento total em cm;

PC = peso da carcaça em kg;

Após a conversão, foram elaborados histogramas anuais, mensais e sazonais, e feita análise de variância.

Resultados

Composição de tamanhos

A frota de espinhel-de-superfície capturou ao longo de todo o ano essencialmente tubarões-azuis com tamanhos abaixo do comprimento médio de primeira maturação sexual, tanto para machos como fêmeas. O comprimento total médio dos tubarões-azuis amostrados foi de 112,86 cm ($n = 35585$; $s = 13,53$ cm) e mediana igual a 112,47 cm (Figura 2).

Nas águas oceânicas que banham o Brasil, a maturidade sexual das fêmeas é atingida em torno de 228 cm de comprimento total, com idade de aproximadamente 5 anos. Os machos por sua vez maturam com aproximadamente 225 cm de comprimento total (Hazin *et al.* 1994, Hazin *et al.* 2000). Portanto, as capturas eram compostas, em sua maioria, de indivíduos que ainda não haviam ingressado na sua fase reprodutiva. Os histogramas mensais das frequências de comprimentos totais mostraram não haver fortes alterações no padrão de exploração da espécie ao longo do ano, ou seja, os indivíduos estariam sendo recrutados à pesca em torno dos 70 cm de comprimento total, sendo que a mortalidade por pesca incidiria principalmente sobre os animais com comprimentos totais de até aproximadamente 150 cm (Figura 3).

A comparação entre as médias mensais de comprimento total, para o período de 1997 a 2003,

através de um modelo de análise de variância (Tabela I e Figura 4), confirma esse padrão constante de exploração, já que a amplitude das médias mensais foi pequena, de apenas 9 cm, ou seja, entre 109 a aproximadamente 118 cm de comprimento total.

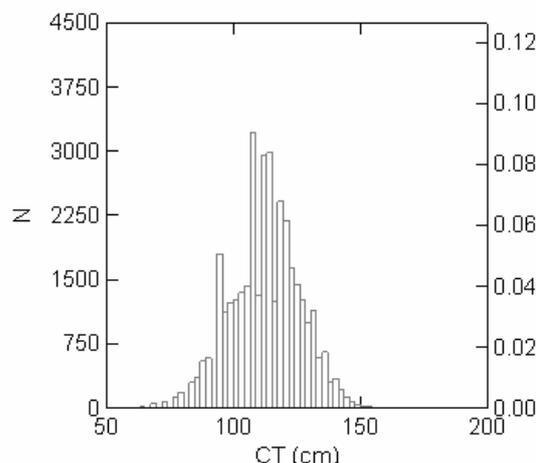


Figura 2. Composição de tamanhos das capturas dos tubarões-azuis (*Prionace glauca*) na pesca de espinhel de superfície (monofilamento) sediada em Itajaí e Navegantes (SC), durante o período de 1997 a 2003. CT – comprimento total em cm.; N - nº de indivíduos. O comprimento total médio amostrado foi de 112,86 cm ($n = 35.585$; $s = 13,53$) e mediana 112,47.

Alguns adultos (≥ 225 cm para machos e ≥ 228 cm para as fêmeas) ocorreram nas capturas, porém em quantidades muito pequenas se comparado ao total da biomassa capturada durante o período considerado. O maior indivíduo capturado apresentou um comprimento total de 242,48 cm. Em termos sazonais se observa que o recrutamento à pesca de indivíduos de aproximadamente 70 cm ocorre o ano todo, porém a intensidade da entrada de indivíduos de menor tamanho (entre 70 e 100 cm) é maior durante os meses de inverno (Figuras 5 e 6).

Análise das capturas

Foi elaborado o diagrama de dispersão das capturas cumulativas (em kg) versus o esforço de pesca cumulativo (em números de anzóis), para verificar a existência de uma relação linear entre as variáveis, condição esta essencial para a aplicação de modelos de análise de covariância (Huitema 1980) (Figura 7a). É importante entender que cada valor cumulativo de “anzóis” é o somatório x_s do número x_i de anzóis em cada uma das sucessivas viagens de pesca, de modo que para a n -ésima viagem de pesca, $x_{s,n} = \sum x_i$, onde i vai de 1 a n . Da mesma forma, para o valor cumulativo da captura na n -ésima viagem de pesca $y_{s,n} = \sum y_i$, onde i vai de 1 a n . Desta forma, cada uma das sucessivas viagens de pesca tem um valor de y_s e x_s e cada ponto no gráfico representa

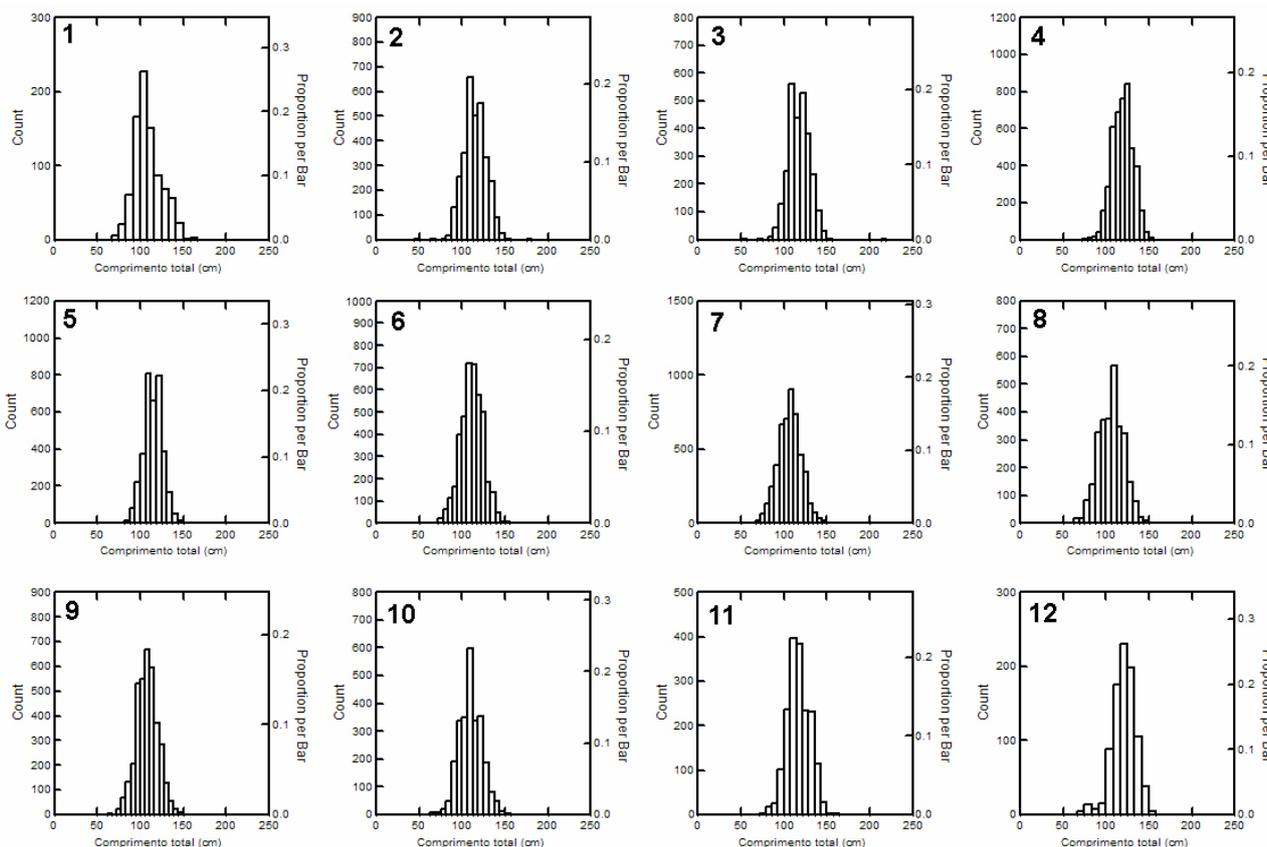


Figura 3. Histogramas das distribuições mensais das frequências das classes de comprimento total (cm), nas capturas de tubarões-azuis, *Prionace glauca*, para a pesca de espinhel de superfície (monofilamento) sediada em Itajaí e Navegantes (SC), durante o período de 1997 a 2003. Os números acima dos gráficos, se referem aos meses do ano. Count – número de indivíduos; Proportion per Bar – proporção em cada classe de comprimento total.

uma viagem de pesca. A dispersão dos pontos seguiu uma tendência linear positiva, porém sem homogeneidade na variância. Houve, portanto a necessidade de logaritmização das variáveis (Zar 1999). Feita a transformação matemática, visualizou-se a relação linear positiva entre as variáveis (Figura 7b).

O modelo de regressão linear mostrou uma elevada correlação, ou seja, $r^2 = 0,87$. Os coeficientes do modelo, interseção ($a = -1,01$) e inclinação da reta ($b = 1,01$) foram significativos ($P < 0,01$). A análise de variância indicou que a variação explicada pela linha de regressão ($MS = 182,85$) foi bem maior do que a residual ($MS = 0,25$), sendo a inclinação da reta significativamente diferente de zero. O teste estatístico de Durbin-Watson (1956), ficou bem próximo de 2 ($d = 1,94$), não havendo sinais de autocorrelação nos resíduos. O teste de Lilliefors (1967) foi aplicado sobre os resíduos do modelo e o resultado ($D_{obs} (0,18) > D_{critico} (0,08)$) não mostrou uma distribuição normal, com tendência à não-linearidade e heterogeneidade de variâncias. Como o ajuste do modelo de regressão linear aos dados foi linear positivo, isto possibilitou a utilização do esforço de pesca (logaritmizado)

como covariável em modelos ANCOVA.

Devido à agregação dos dados, ficou a alternativa de fazer modelos, considerando um fator de cada vez, visto que não é possível testar a interação entre eles por falta de replicação.

Inicialmente foi testado um modelo linear considerando o fator ano e a interação ano vs. $\ln(\text{anzóis})$, ou seja:

Equação 7.

$$\ln(\text{captura, kg}) = \text{constante} + \text{ano} + \ln(n^\circ \text{ anzóis}) + \text{ano} * \ln(\text{anzóis})$$

Apesar de o modelo apresentar uma elevada correlação, $r^2 = 0,88$, o fator ano e a interação ano* $\ln(n^\circ \text{ de anzóis})$ não foram significativos ($P > 0,05$) (Tabela II).

O teste estatístico de Durbin-Watson (1956), ficou próximo a 2 ($d = 1,89$), não havendo sinais de autocorrelação nos resíduos. O teste de Lilliefors (1967) foi aplicado sobre os resíduos do modelo e o resultado ($D_{obs} (0,19) > D_{critico} (0,08)$), não mostrou uma distribuição normal, com tendência à não-linearidade e heterogeneidade de variâncias. Portanto, foi eliminada a interação

Tabela I. Resultados da análise de variância (ANOVA) aplicada aos dados de comprimento total (cm) para o tubarão-azul, *Prionace glauca*, tendo como fator os meses dos anos. Pesca de espinhel-de-superfície (monofilamento). Período de 1997 a 2003. O efeito mês foi significativo ($P < 0,01$).

Fonte	Soma dos quadrados	Graus de liberdade	Quadrados Médios	F	P
MES	786595,58	11	71508,69	444,50	0,000
Error	5722738,96	35573	160,87		

Estatística D de Durbin-Watson = 1,52. N: 35585. R^2 : 0.12. Análise de Variância

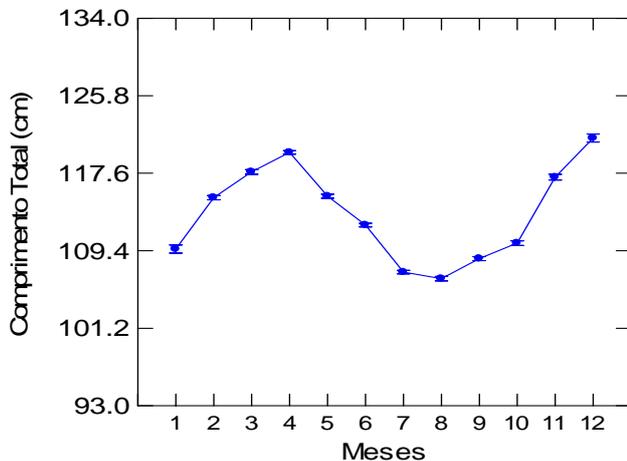


Figura 4. Evolução mensal no comprimento total médio do tubarão-azul, *Prionace glauca* capturado na pesca de espinhel-de-superfície (monofilamento) sediada em Itajaí e Navegantes (SC), durante o período de 1997 a 2003.

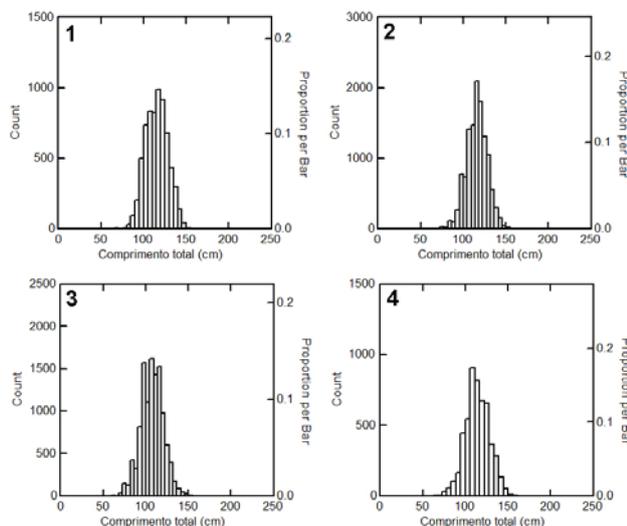


Figura 5. Comportamento sazonal dos histogramas das distribuições das freqüências das classes de comprimentos totais (cm), para o tubarão-azul, *Prionace glauca*, capturado na pesca de espinhel de superfície (monofilamento) sediada em Itajaí e Navegantes (SC), durante o período de 1997 a 2003. 1 – verão; 2 – outono; 3 – inverno; 4 – primavera. Count – número de indivíduos; Proportion per Bar – proporção em cada classe de comprimento total.

ano*ln (n° de anzóis) do modelo, sendo testado um novo modelo ANCOVA considerando apenas o fator ano, ou seja:

Equação 8.

$$\ln(\text{captura, kg}) = \text{constante} + \text{ano} + \ln(n^\circ \text{ anzóis})$$

O modelo apresentou elevada correlação, $r^2 = 0,88$, porém o fator ano não foi significativo ($P > 0,05$) (Tabela III).

O teste estatístico de Durbin-Watson (1956), ficou bem próximo de 2 ($d = 1,96$), não havendo sinais de autocorrelação nos resíduos. O teste de Lilliefors (1967) foi aplicado sobre os resíduos do modelo e o resultado ($D_{\text{obs}}(0,18) > D_{\text{critico}}(0,08)$), não mostrou uma distribuição normal, com tendência à não-linearidade e heterogeneidade de variâncias. Portanto, o efeito ano não foi responsável pela variação das capturas e este último modelo foi descartado da análise.

Passou-se então a outro modelo ANCOVA, onde foi avaliada a interação do fator trimestre vs. ln(anzóis):

Equação 9.

$$\ln(\text{captura, kg}) = \text{constante} + \text{trimestre} + \ln(n^\circ \text{ anzóis}) + \text{trimestre} * \ln(\text{anzóis})$$

Este modelo também apresentou uma alta correlação, $r^2 = 0,88$, porém a interação trimestre*ln(anzóis) não foi significativa ($P < 0,05$) (Tabela IV).

O teste estatístico de Durbin-Watson (1956), ficou bem próximo de 2 ($d = 1,97$), não havendo sinais de autocorrelação nos resíduos. O teste de Lilliefors (1967) foi aplicado sobre os resíduos do

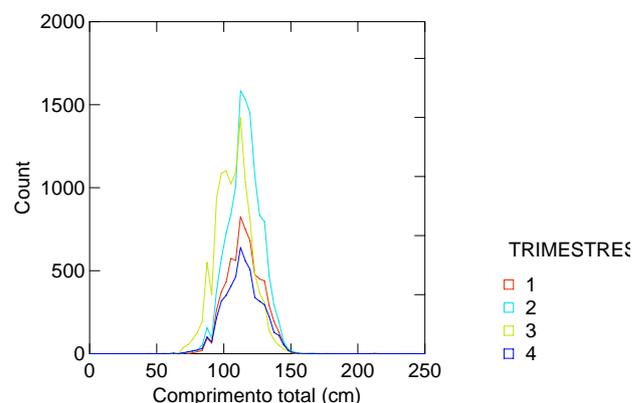


Figura 6. Comportamento sazonal dos polígonos de freqüências das classes de comprimentos totais (cm), para o tubarão-azul, *Prionace glauca*, capturado na pesca de espinhel de superfície (monofilamento) sediada em Itajaí e Navegantes (SC), durante o período de 1997 a 2003. 1 - verão; 2 - outono; 3 - inverno; 4 - primavera. Count - número de indivíduos; Proportion per Bar – proporção em cada classe de comprimento total.

modelo e o resultado ($D_{obs}(0,18) > D_{critico}(0,09)$), não mostrou uma distribuição normal, com tendência à não-linearidade e heterogeneidade de variâncias. Pelo fato do efeito trimestre não exercer nenhum efeito sobre a variabilidade das capturas este modelo também foi descartado da análise.

O próximo modelo ANCOVA a ser testado, utilizou o efeito área e a sua interação com esforço de pesca da seguinte forma:

Equação 10.

$$\ln(\text{captura, kg}) = \text{constante} + \text{trimestre} + \ln(n^{\circ}\text{anzóis})$$

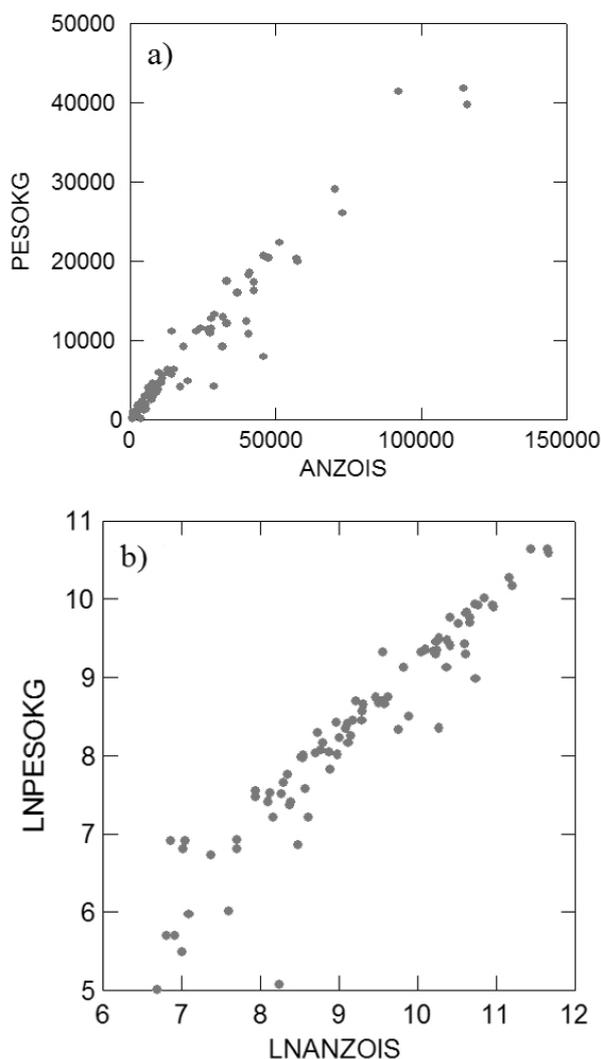


Figura 7. Relações (a) entre as capturas cumulativas em peso (kg) e do esforço de pesca (em número de anzóis), (b) entre os logaritmos (base e) das capturas cumulativas em peso e do esforço de pesca do tubarão-azul, *Prionace glauca*, na pescaria de espinhel-de-superfície (monofilamento), sediada em Itajaí e Navegantes (SC). Período: 2002 - 2005. PESOKG – Peso das capturas cumulativas (kg); ANZOIS – Esforço de pesca cumulativo, em número de anzóis; LNPESOKG – Logaritmo (base e) da captura cumulativa em kg; LNANZOIS – Logaritmo (base e) do esforço de pesca cumulativo (em número de anzóis).

O modelo apresentou elevada correlação, $r^2 = 0,88$, porém o fator trimestre não foi significativo ($P < 0,05$) (Tabela V).

O teste estatístico de Durbin-Watson (1956), ficou bem próximo de 2 ($d = 1,97$), não havendo sinais de autocorrelação nos resíduos. O teste de Lilliefors (1967) foi aplicado sobre os resíduos do modelo e o resultado ($D_{obs}(0,18) > D_{critico}(0,08)$), não mostrou uma distribuição normal, com tendência à não-linearidade e heterogeneidade de variâncias.

O próximo modelo ANCOVA a ser testado, utilizou o efeito área e a sua interação com esforço de pesca da seguinte forma:

Equação 11.

$$\ln(\text{captura, kg}) = \text{constante} + \text{área} + \ln(n^{\circ}\text{anzóis}) + \text{área} * \ln(n^{\circ}\text{anzóis})$$

Este modelo mostrou uma correlação alta, $r^2 = 0,95$, sendo que a interação entre a área e o esforço de pesca foi significativa ($P < 0,05$) (Tabela VI).

A covariável esforço de pesca foi a responsável pela maior parte da variação no modelo, com $MS = 6,37$. O teste de Durbin-Watson (1951), indicou a presença de autocorrelação temporal nos resíduos, pois $D < dL$ ($D = 0,03$; $dL = 1,63$) e portanto foi rejeitada a hipótese nula ($H_0: \rho = 0$) (Chatterjee & Price 1991). Foi também aplicado o teste de Lilliefors (1967) sobre os resíduos do modelo e o resultado ($D_{obs}(0,19) > D_{critico}(0,08)$) não mostrou uma distribuição normal, com tendência à não-linearidade e heterogeneidade de variâncias. As áreas onde ocorreram as maiores capturas em peso foram próximas a Cadeia Vitória-Trindade e ao Canal Hunter (Figura 8).

Finalmente, um modelo ANCOVA, considerando os três fatores simultaneamente, foi também testado, ou seja:

Equação 12.

$$\ln(\text{captura, kg}) = \text{constante} + \text{área} + \text{trimestre} + \text{ano} + \ln(n^{\circ}\text{anzóis})$$

Neste caso, os efeitos área, trimestre e ano não foram significativos ($P < 0,05$), ficando a covariável esforço de pesca responsável pela variabilidade nas capturas (Tabela VII).

O teste estatístico de Durbin-Watson (1956), ficou bem próximo de 2 ($d = 1,97$), não havendo sinais de autocorrelação nos resíduos. O teste de Lilliefors (1967) foi aplicado sobre os resíduos do modelo e o resultado ($D_{obs}(0,18) > D_{critico}(0,08)$), não mostrou uma distribuição normal, com tendência à não-linearidade e heterogeneidade de variâncias.

Tabela II. Resultados da análise de covariância (ANCOVA) aplicada aos dados de captura (em peso, kg) para o tubarão-azul, *Prionace glauca*, na pesca de espinhel-de-superfície (monofilamento). Modelo: $\ln(\text{peso, em kg}) = \text{constante} + \text{ano} + \ln(\text{número de anzóis}) + \text{ano} * \ln(\text{número de anzóis})$. $\ln =$ logaritmo base e.

Fonte	Soma dos quadrados	Graus de liberdade	Quadrados Médios	F	P
ano	0,92	3	0,31	1,17	0,33
lnanzóis	48,49	1	48,49	184,51	0,00
ano*lnanzóis	0,91	3	0,30	1,16	0,33
Resíduos	24,70	94	0,26		

Estatística D de Durbin-Watson = 1,89. N: 102. R²: 0,88. Análise de Variância.

Tabela III. Resultados da análise de covariância (ANCOVA) aplicada aos dados de captura (em peso, kg) do tubarão-azul, *Prionace glauca*, na pesca de espinhel-de-superfície (monofilamento). Modelo: $\ln(\text{peso, em kg}) = \text{constante} + \text{ano} + \ln(\text{número de anzóis})$. $\ln =$ logaritmo base e.

Fonte	Soma dos quadrados	Graus de liberdade	Quadrados Médios	F	P
ano	0,04	3	0,02	0,06	0,98
ln anzois	179,07	1	179,07	678,08	0,00
Resíduo	25,62	97	0,26		

N: 102. R²: 0,88. Análise de covariância. Estatística D de Durbin-Watson = 1,96.

Tabela IV. Resultados da análise de covariância (ANCOVA) aplicada aos dados de captura (em peso, kg), para o tubarão-azul, *Prionace glauca*, na pesca de espinhel-de-superfície (monofilamento). Modelo: $\ln(\text{peso, em kg}) = \text{constante} + \text{trimestre} + \ln(\text{número de anzóis}) + \text{trimestre} * \ln(\text{número de anzóis})$. $\ln =$ logaritmo base e.

Fonte	Soma dos quadrados	Graus de liberdade	Quadrados Médios	F	P
trimestre	0,60	3	0,20	0,76	0,52
lnanzóis	162,87	1	162,87	613,74	0,00
trimestre*lnanzóis	0,54	3	0,18	0,68	0,57
Resíduos	24,95	94	0,27		

N: 102. R²: 0,88. Análise de covariância. Estatística D de Durbin-Watson = 1,93.

Tabela V. Resultados da análise de covariância (ANCOVA) aplicada aos dados de captura (em peso, kg) para o tubarão-azul, *Prionace glauca*, na pesca de espinhel-de-superfície (monofilamento). Modelo: $\ln(\text{peso em kg}) = \text{constante} + \text{trimestre} + \ln(\text{número de anzóis})$. $\ln =$ logaritmo base e.

Fonte	Soma dos quadrados	Graus de liberdade	Quadrados médios	F	P
Trimestre	0,17	3	0,06	0,22	0,88
Lnanzóis	175,05	1	175,05	666,21	0,00
Residuo	25,49	97	0,26		

N: 102. R²: 0,88. Análise de covariância. Estatística D de Durbin-Watson = 1,97

Tabela VI. Resultados da análise de covariância (ANCOVA) aplicada aos dados de captura (peso em kg) para o tubarão-azul, *Prionace glauca*, na pesca de espinhel-de-superfície (monofilamento) de sediada em Itajaí e Navegantes. Modelo: $\ln(\text{peso em kg}) = \text{constante} + \text{área} + \ln(\text{número de anzóis}) + \text{área} * \ln(\text{número de anzóis})$. Os efeitos área e esforço (em número de anzóis, logaritmizado) e a interação entre área e esforço foram significativos ($P < 0,05$). $\ln =$ logaritmo base e.

Fonte	Soma dos quadrados	Graus de liberdade	Quadrados médios	F	P
area	10,40	19	0,55	3,51	0,00
lnanzóis	6,37	1	6,37	40,83	0,00
area*lnanzóis	10,06	18	0,56	3,59	0,00
Resíduo	9,82	63	0,16		

Estatística D de Durbin-Watson = 0,03. N: 102. R²: 0,95. Análise de Variância. Estatística D de Durbin-Watson = 0,03.

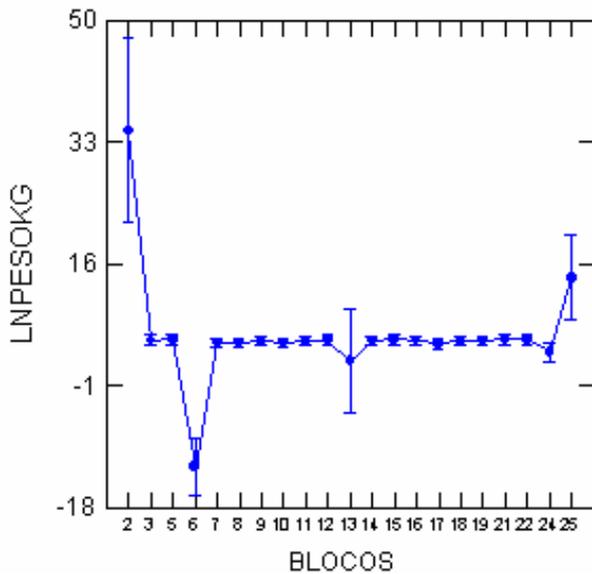


Figura 8. Distribuição das médias ajustadas das capturas logaritmizadas em peso (kg), por área de pesca, do tubarão-azul (*Prionace glauca*), na pescaria de espinhel-de-superfície (monofilamento), sediada em Itajaí e Navegantes (SC). O ajuste das médias foi feito através de um modelo de análise de covariância do tipo $\ln(\text{captura em kg}) = \text{CONSTANTE} + \text{ÁREA} + \ln(\text{anzóis}) + \text{ÁREA} * \ln(\text{anzóis})$. Dados de capturas cumulativas para o período: 2002- 2005. LNPESOKG – Logaritmo (base e) das capturas cumulativas em peso (kg); BLOCOS – áreas de pesca. Círculos – médias; barras verticais – erros padrões.

Foi também avaliada a existência ou não de relação linear entre as capturas cumulativas de tubarões-azuis (em peso) e a temperatura da água de superfície (°C). Neste caso, trabalhou-se com médias de temperaturas para o ano *i*, trimestre *j* e área *k*. Os diagramas de dispersão das capturas se apresentaram sem tendência alguma, e com pontos muito dispersos, mesmo após a logaritmização das variáveis (Figura 9). Portanto, neste caso, a temperatura não pode ser utilizada como covariável em modelos de análise de covariância (ANCOVA).

Distribuição dos rendimentos (CPUE'S)

Entre os anos de 2002 e 2005, os melhores rendimentos (nº de indivíduos/1000 anzóis) foram observados sobre o talude sul do Brasil, nas profundidades de 200 até 3.000m (Tabela VIII).

O verão e outono foram as épocas onde ocorreram os maiores índices de CPUE chegando a um pico de 53,7 indivíduos/1000 anzóis no outono, na zona de talude do Rio Grande do Sul. Por sua vez no inverno e primavera os rendimentos foram menores chegando a um máximo de 9,3 indivíduos/1000 anzóis no inverno, na zona de talude do sul do Brasil.

Os resultados dos rendimentos em peso (kg/1000 anzóis) foram semelhantes aos anteriores (Tabela IX).

As épocas do ano com maiores CPUE's foram o verão e outono, na zona de talude do Rio Grande do Sul, com um máximo de 3363,6 kg/1000 anzóis no outono. Já no inverno e primavera os rendimentos foram inferiores, atingindo um máximo de 163,7 kg/1000 anzóis no inverno, no talude sul do Brasil (Figura 10).

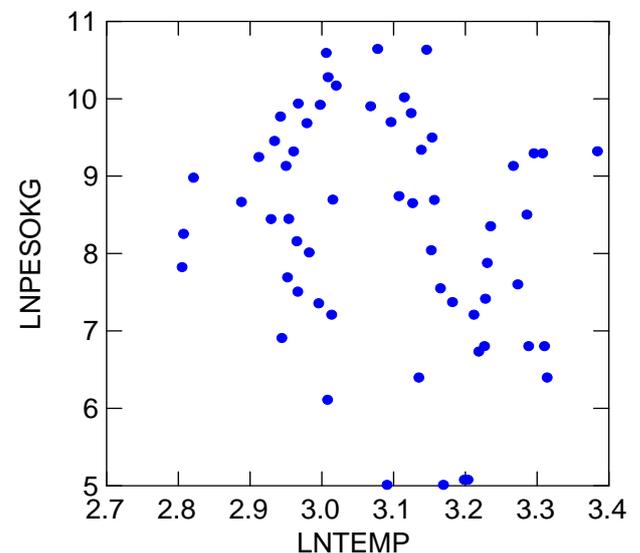
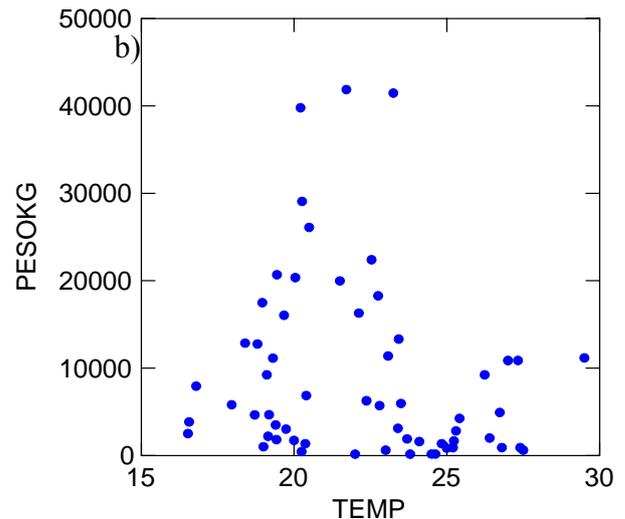


Figura 9. Relações: (a) entre as capturas cumulativas em peso (kg) e as temperaturas da água de superfície (°C), (b) logaritmo das capturas cumulativas em peso (kg) e as temperaturas da água de superfície (°C). Tubarão-azul, *Prionace glauca*, na pesca de espinhel-de-superfície (monofilamento), sediada em Itajaí e Navegantes (SC). Período: 2002 - 2005. PESOKG – capturas (kg); TEMP – temperatura média da água de superfície (°C), para cada ano *i*, trimestre *j*, e área *k*; LNPESOKG – logaritmo (base e) da captura em kg; LNTEMP – logaritmo (base e) da temperatura (°C).

Tabela VII. Resultados da análise de covariância (ANCOVA) aplicada aos dados de captura (peso em kg) para o tubarão-azul, *Prionace glauca*, na pesca de espinhel-de-superfície (monofilamento), sediada em Itajaí e Navegantes. Modelo: $\ln(\text{peso em kg}) = \text{constante} + \text{ano} + \text{trimestre} + \text{área} + \ln(\text{número de anzóis})$. Os efeitos ano, trimestre e área, não foram significativos ($P > 0,05$). \ln = logaritmo base e.

Efeito	Coefficiente	Erro padrão	t	P
Constante	-30,83	116,57	-0,26	0,79
Ano	0,02	0,06	0,25	0,80
Trimestre	0,01	0,04	0,23	0,82
Área	0,02	0,01	1,60	0,11
Lnanzóis	1,01	0,04	25,31	0,00

N: 99 R2: 0,87.

Fonte	Soma dos quadrados	Graus de liberdade	Quadrados médios	F	P
Regressão	169,55	4	42,39	162,37	0,00
Residuo	24,54	94	0,26		

Estatística D de Durbin-Watson = 1,97

Tabela VIII. Amplitudes de CPUE (número de indivíduos/1000 anzóis), por época do ano e áreas de pesca, para o tubarão-azul, *Prionace glauca*, capturado pela frota espinheira de superfície sediada em Itajaí e Navegantes. Período de 2002 a 2005. CPUE = captura por unidade de esforço.

ÉPOCA	CPUE (ind./1000 anzóis)	ÁREA
Verão	9,6 – 14,5	Zona de Talude de SC
Outono	35,8 – 53,7	Zona de Talude de RS
Inverno	7,0 – 9,3	Zona de Talude de SC e RS
Primavera	4,8 – 7,2	Zona de Talude de SC e RS e Elevação de Rio Grande

Tabela IX. Amplitudes de CPUE (kg/1000 anzóis), por época do ano e áreas de pesca, para o tubarão-azul, *Prionace glauca*, capturado pela frota espinheira de superfície sediada em Itajaí e Navegantes. Período de 2002 a 2005. CPUE = captura por unidade de esforço.

ÉPOCA	CPUE (kg/1000 anzóis)	ÁREA
Verão	148,2 – 222,3	Zona de Talude de SC
Outono	545,5 – 3363,6	Zona de Talude de RS
Inverno	109,1 – 163,7	Zona de Talude de SC e RS
Primavera	75,0 – 112,6	Zona de Talude de SC e RS e Elevação de Rio Grande

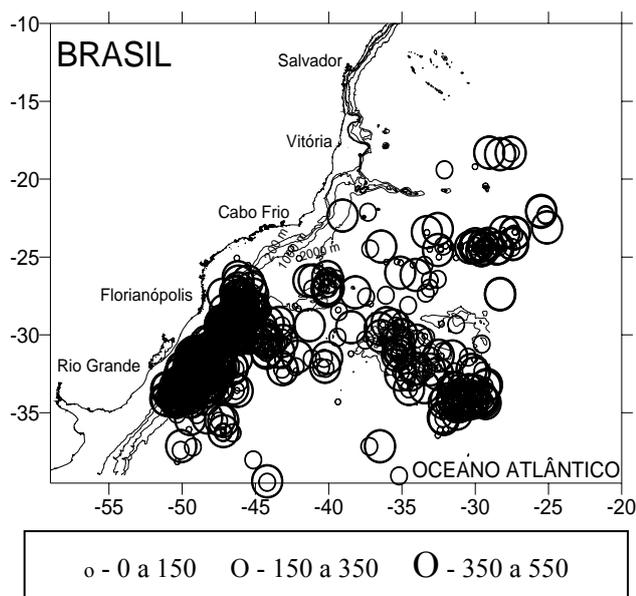


Figura 10. Distribuição dos rendimentos (kg/1000 anzóis), observados para o tubarão-azul, *Prionace glauca*, capturado pela frota de espinhel-de-superfície sediada em Itajaí e Navegantes – SC. Período: 2002 a 2005. Legenda – CPUE (kg/1000 anzóis).

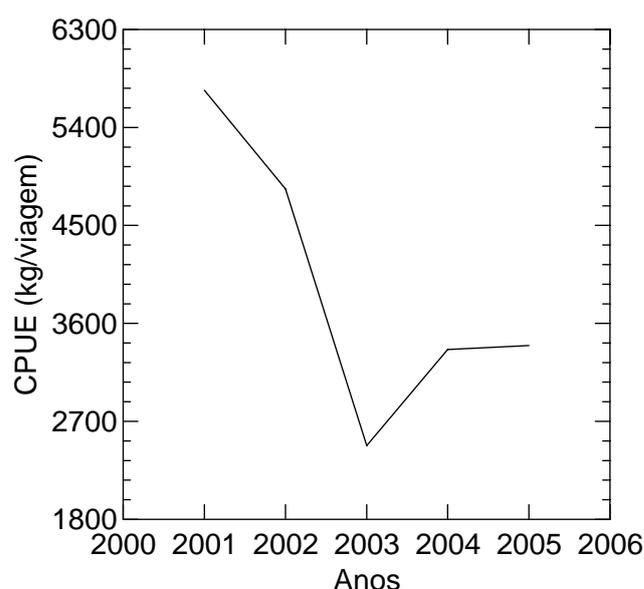


Figura 11. Comportamento da CPUE (kg/nº viagens) do tubarão-azul, *Prionace glauca*, no Estado de Santa Catarina, capturada pela frota industrial de espinhel-de-superfície. Fonte: Univali 2007.

Discussão

A captura incidental de organismos por um determinado petrecho de pesca, segundo Hall *et al.* (2000), afeta a biodiversidade, causando impactos sobre os predadores de topo. O interesse pelos tubarões é grande na pesca de espinhel-de-superfície (Hazin 1991, Weidner *et al.* 1999). A atividade tornou-se bastante lucrativa em função da grande quantidade de capturas, principalmente do tubarão-azul, *Prionace glauca* e do elevado preço das barbatanas, as quais têm levado ao redirecionamento da pesca, que inicialmente era mais direcionada aos atuns. Os tubarões estando no ambiente oceânico, este de baixa produtividade e pouco alimento disponível, os torna altamente vulneráveis a esta pescaria (Azevedo 2003).

A análise da composição de tamanhos capturada pela frota espinheleira sediada em Itajaí, durante o período considerado (1997 a 2003), mostrou um padrão constante de exploração, ou seja, ao longo dos meses do ano, os tubarões-azuis são recrutados à pesca em torno de 70 cm de comprimento total, sendo a amplitude de comprimentos totais na captura entre 70 e 150 cm. Embora se observe um padrão de exploração relativamente constante, ao longo dos meses do ano, a grande captura de tubarões-azuis que ainda não atingiram a sua maturidade sexual é preocupante (Cushing 1974). No sul do Brasil os machos e as fêmeas atingem a maturidade sexual com aproximadamente 225 e 228 cm de comprimento total respectivamente (Hazin *et al.* 1994, Hazin *et al.* 2000). O tamanho dos neonatos é em média 56,4 cm (Lessa *et al.* 2003). A continuar essa pressão pesqueira sobre esse extrato populacional de tamanhos, a pescaria do tubarão-azul sediada em Itajaí-SC, ao longo dos anos, estará fadada ao seu declínio. Os sinais de declínio já se manifestaram nos níveis de CPUE durante o período considerado (Figura 9).

Como o inverno deu indícios de ser a época de maior intensidade de indivíduos menores nas capturas (entre 70 e 100 cm), e as condições do mar são mais adversas para a prática do espinhel, este poderia ser um período de defeso para a espécie. Essa maior intensidade de indivíduos pequenos no inverno, possivelmente esteja associada ao fenômeno oceanográfico da convergência subtropical (Castello & Moller 1977). No Atlântico sul, as fêmeas de *Prionace glauca* estariam entrando no período de parto no inverno e primavera (Mejuto & Cortés 2005). A área de parto é desconhecida, mas provavelmente ocorra, em águas temperadas, onde a disponibilidade de alimento é maior como na costa Sul da África, área esta de ressurgência, até a

zona de convergência subtropical (Nakano 1990, Mejuto & Cortés 2005). A primavera e o verão são as épocas em que ocorreria a ovulação, seguida da fertilização e gravidez (Legat 2001). Foi proposta a existência de um ciclo reprodutivo anual para as fêmeas de tubarão-azul no Atlântico Sul Ocidental, com embriões em vários estágios de desenvolvimento e as fêmeas fazendo o ciclo reprodutivo inteiro, nessa mesma região, exceto o parto (Legat 2001). Segundo Hazin & Lessa (2005), as fêmeas dos tubarões-azuis, saem do sudeste e sul do Brasil, onde ocorre a cópula, para a região nordeste, onde ocorre a ovulação, e depois para o Golfo da Guiné, onde as fêmeas no início da gravidez são encontradas. É de fundamental importância para a sustentabilidade desta pescaria no sul do Brasil, que se implementem pesquisas que visem determinar com precisão as épocas do ano e áreas críticas para a conservação desta espécie (áreas de cópula e parto bem como as de concentração dos neonatos) no ambiente oceânico.

A figura 7 indicou haver uma forte relação entre a captura e o esforço de pesca cumulativos, sendo esta relação quase uma reta. Isto significa que, em uma escala temporal, quanto mais se pescava, mais se capturava, numa proporcionalidade quase direta. Isto significa que a CPUE da frota espinheleira considerada, com o esforço em número de anzóis, é um bom indicador da biomassa de *Prionace glauca* na área em questão. Aliado a isto, a análise de covariância mostrou que os efeitos ano, trimestre, área e temperatura não explicaram uma porção significativa da variação da captura em kg. Estes dois fatos levam a inferir de que a biomassa do tubarão-azul se manteve constante, em toda a grande área estudada, durante os quatro anos de 2002-2005. O fato de *Prionace glauca* ser a espécie de tubarão mais abundante no ambiente oceânico, ressalta a elevada importância ecológica desta espécie como componente constante desse ambiente. Dados disponíveis de captura por unidade de esforço de diversas frotas tanto em número como biomassa sugerem que a abundância desta espécie no ambiente pelágico é uma das mais altas, inclusive maior do que outras espécies de atuns, agulhões, espadartes e outras espécies de tubarões pelágicos. A grande abundância desta espécie, aliada a sua provável elevada taxa de renovação populacional, ampla distribuição geográfica no ecossistema pelágico, eficiente e complexo ciclo reprodutivo, são fatores do sucesso do tubarão-azul no ambiente oceânico, sendo um dos elementos-chave nesse ecossistema (Mejuto & Cortés 2005). Segundo Smith *et al.* (1998), os tubarões oceânicos, com taxas de crescimento relativamente rápidas são mais

resilientes à pesca, ao contrário das espécies mais costeiras. Vários estoques nesse grupo estão menos propensos à depleção devido à maior probabilidade de reposição por parte de estoques vizinhos. Por sua vez, estas espécies estão entre as espécies mais vulneráveis às extensivas e produtivas pescarias oceânicas, que em geral apresentam altas taxas de exploração. Mundialmente, em torno de 10 a 20 milhões de tubarões-azuis são retirados dos oceanos (Hilton-Taylor 2000). Por isso é de fundamental importância o monitoramento contínuo das capturas do tubarão-azul e análises de tendências, para garantir de que a pesca não exceda a capacidade de reposição do estoque. Entretanto, o monitoramento dessas capturas nas zonas econômicas exclusivas da maioria dos países é problemático (Stevens 1996). Os registros históricos internacionais dessas capturas em geral são subestimados, por uma série de motivos, entre eles a grande quantidade de descartes (Mejuto & Cortés 2005). Pelo fato desses monitoramentos serem muitas vezes inadequados, fica praticamente impossível de se avaliar o declínio populacional (Walker 1998, Hilton-Taylor 2000, Velasco *et al.* 2007). A implementação de um plano de ação seguindo os moldes da FAO para a conservação e manejo dos tubarões deverá em um futuro breve melhorar essas estatísticas de capturas de tubarões-azuis no Brasil. Aliado a isto, cabe ressaltar a importância da realização de cruzeiros de pesquisa que avaliem a real biomassa de tubarões azuis, na área em questão (Atlântico sudocidental) (Velasco *et al.* 2007).

Para a nuvem de pontos observada na figura 7, não pode ser desprezada a inegável leve curvatura na relação entre a captura e o esforço cumulativos, para o período 2002-05. Foi possível efetuar um bom ajuste de curva potencial a esses pontos expressa na forma $Y = 0,784 X^{0,94}$; $r^2 = 0,97$ (Figura 12).

Portanto, fica claro de que, com o passar do tempo, enquanto o esforço se acumulava, a captura se acumulava um pouco menos rapidamente, havendo desta forma, uma redução na CPUE. Isso pode significar que na realidade houve uma diminuição da abundância do tubarão-azul durante esse período de quatro anos de pesca. Esse declínio é corroborado pelo comportamento observado na CPUE (captura por unidade de esforço, em kg/nº de viagens) para esta espécie, durante o período de 2001 a 2005, no Estado de Santa Catarina (Figura 11). Por outro lado, é importante salientar que a frota espinheira de Santa Catarina explora apenas uma fração do estoque do tubarão-azul no Atlântico Sul (Valeiras & Abad 2006) e de que precisas estimativas de biomassa desta espécie

são necessárias para a área em questão (Velasco *et al.* 2007).

Segundo Hazin *et al.* (1990), a abundância desta espécie aumenta em maiores latitudes, como é o caso do sul do Brasil. Também a densidade populacional de tubarão-azul, medida pela média de CPUE, varia sazonalmente no sul do Brasil. Segundo Azevedo (2003) ela oscilou entre 37,5 indivíduos/1000 anzóis no inverno de 1997 a 9,17 indivíduos/1000 anzóis no verão-outono de 1998. No presente estudo, a CPUE foi maior no outono, com valores entre 35,8 e 53,7 indivíduos/1000 anzóis e menor na primavera com valores entre 4,8 e 7,2 indivíduos/1000 anzóis. Entretanto, nenhum dos modelos apresentados mostrou efeitos significativos do trimestre do ano sobre a CPUE.

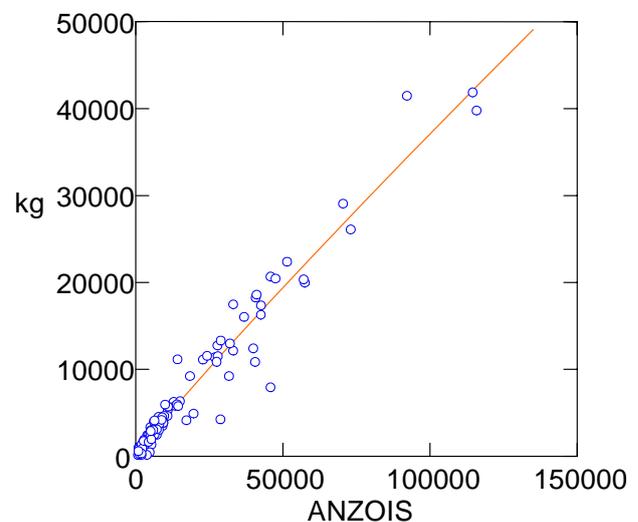


Figura 12. Ajusta de curva potencial aos dados de captura cumulativa do tubarão-azul (kg) em relação ao esforço cumulativo (número de anzóis), na pescaria de espinhel-de-superfície (monofilamento), sediada em Itajaí e Navegantes (SC). Período: 2002 - 2005. O modelo de curva potencial ajustada foi $Y = 0,784 X^{0,94}$ ($r^2 = 0,97$).

Conforme apresentado na figura 10, a frota comercial direciona o seu esforço de pesca para determinadas áreas, como a Elevação de Rio Grande e talude do Rio Grande do Sul. Segundo Ferreira *et al.* (2005), essas áreas estão intimamente relacionadas com a disponibilidade de alimento (e.g., lulas), diferenças na salinidade, temperatura da água e correntes, atraindo predadores oceânicos como é o caso do tubarão-azul. No verão, nas áreas próximas as Ilha de Trindade e Martin Vaz, e na Bacia Abissal Brasileira, há uma elevada CPUE de tubarões-azuis, devido à disponibilidade de alimento, já que a porcentagem de estômagos vazios é bem baixa, e em sua maioria em estágio inicial de digestão (Mazzoleni & Schwingel 2002). As elevadas concentrações de tubarões-azuis na Elevação de Rio Grande, provavelmente estejam

relacionadas com o comportamento alimentar e reprodutivo desta espécie, porém maiores estudos são necessários à respeito.

Finalmente, cabe comentar que simulações feitas com modelos multiespecíficos ecotróficos, indicaram que os elasmobrânquios são negativamente afetados por quase todas as modalidades de pesca (arrasto, emalhe, espinhel, etc.). Nestas simulações este grupo de peixes mostrou sinais de recuperação apenas através da redução generalizada dos níveis de esforço de pesca nas diversas modalidades (Velasco *et al.* 2007).

Agradecimentos

Ao Sr. L. F. Rodrigues e a Dra. R. A. dos Santos do Centro de Pesquisa e Gestão de Recursos Pesqueiros do Litoral Sudeste e Sul /ICMBio e Dr. P. R. Pezzuto, da Universidade do Vale do Itajaí. Agradecimentos também à empresa de pesca Com. Ind. de pescados Kowalsky Ltda., pelos dados fornecidos, bem como a todos que ajudaram na preparação deste trabalho.

Referências Bibliográficas

- Abuabara, M. A. 1996. Análise dos dados de captura e esforço da pesca com espinhel de atum no Oceano Atlântico Sul de 1974 a 1990. **Tese de Doutorado**. Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo, São Carlos, Brasil. 105 pp.
- Azevedo, V. G. 2003. Aspectos biológicos e dinâmicos das capturas do tubarão-azul (*Prionace glauca*) realizados pela frota espinheleira de Itajaí – SC, Brasil. **Dissertação de Mestrado**, Universidade de São Paulo, São Paulo, Brasil. 160 pp.
- Bonfil, R. 1994. Overview of world elasmobranch fisheries. **FAO Fish Technical Paper**, 341: 1-119.
- Castello, J. P. & Möller, O. O. 1977. Sobre as condições oceanográficas na plataforma continental do Rio Grande do Sul. **Atlântica**, 2: 25-110.
- Chatterjee, S. & Price, B. 1991. **Regression analysis by example**. John Wiley & Sons, Inc., New York, 278 p.
- Ciotti, A. M., Odebrech, C., Fillmann, G. & Moller Jr., O. O. 1995. Freshwater outflow and subtropical convergence influence on phytoplankton biomass on the Southern Brazilian Continental Shelf. **Continental Shelf Research**, 5(14): 1737-1756.
- Compagno, L. J. V. 1984. **FAO Species Catalogue**. Vol. 4. Sharks of the World. An Annotated and Illustrated Catalogue of Sharks Species Known to Date. Part 2. Carcharhiniformes. **FAO Fisheries Synopsis**, 125:252-655.
- Cushing, D. H. 1974. The possible density-dependence of larval mortality and adult mortality in fishes. **The Early Life History of Fish**, Vol I. Proceedings of an International Symposium held at the Dunstaf Research Laboratory, Oban, 103-111.
- Gilbert, P. W. 1984. **Biology and behavior of sharks**. Endeavour, New Series, vol. 8, n°4, pp 179-187.
- González, C. G. 2006. **Tratamiento de datos**. Ediciones Díaz de Santos. Madrid, 356 p.
- Hazin, F. & Lessa, R. 2005. Synopsis of biological information available on blue shark, *Prionace glauca*, from the Southwestern Atlantic Ocean. **Collective Volume of Scientific Papers ICCAT**, 58(3): 1179-1187.
- Hazin, F. H. V., Pinheiro, P. B. & Broadhurst, M. K. 2000. Further notes on the reproduction of the Blue Shark, *Prionace glauca*, and a postulated migratory pattern in the South Atlantic Ocean. **Ciência e Cultura**, 52(2): 114-120.
- Hazin, F., Boeckmann, C. E., Leal, E. C., Otsuka, K. & Kihara, K. 1994. Reproduction of blue shark, *Prionace glauca*, in the southwestern equatorial Atlantic ocean. **Fisheries Science**, 60(5): 487-491.
- 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 the Tokyo University of Fisheries**, 77(1): 51-64.
- Hazin, F. H. V., Lessa, R., Ishino, M., Otsuka, K. & Kihara, K. 1991. Morphometric description of the blue shark (*Prionace glauca*), from the Southwestern Equatorial Atlantic. **Journal of the Tokyo University of Fisheries**. 78(2): 137-144.
- Hilton-Taylor, C. 2000. **IUCN Red List of Threatened Species**. IUCN, Gland, Switzerland and Cambridge, UK, xviii+61 p.
- Huitema, B. E. 1980. **The analysis of covariance and alternatives**. John Wiley & Sons, Inc., New York, 445 p.
- Legat, J. F. A. 2001. Distribuição, abundância, reprodução e morfometria de *Prionace glauca* no Sul do Brasil. **Dissertação de mestrado**. Fundação Universidade do Rio Grande, Rio Grande, Brasil. 118 p.
- Legendre, P. & Legendre, L. 1998. **Numerical Ecology**. Elsevier Science BV, Amsterdam, xv +853 p.
- Lessa, R., Santana, F. M. & Hazin, F. 2004. Age and growth of the blue shark *Prionace glauca*

- (Linnaeus, 1758) off northeastern Brazil. **Fisheries Research**, 66: 19-30.
- Mazzoleni, R. C. & Schwingel, P. R. 2002. Aspectos da Biologia das espécies capturadas por espinhel pelágico na região sul das Ilhas de Trindade e Martin Vaz no verão de 2001. **Notas Técnicas FACIMAR**, 6: 51-57.
- Mejuto, J. & García-Cortés, B. 2005. Reproductive and distribution parameters of the blue shark, *Prionace glauca*, on the basis of on-board observations at sea in the Atlantic, Indian and Pacific oceans. **Collective Volume of Scientific Papers ICCAT**, 58(3): 974-1000.
- Nakano, H. 1990. Ecological study on age, breeding and migration of blue shark from the North Pacific Ocean. **D.Sc. Thesis**, Hokkaido University.
- Petrere, M. Jr. 1978 a. Pesca e esforço de pesca no Estado do Amazonas. I. Esforço e captura por unidade de esforço. **Acta Amazônica**, 8: 439-454.
- Smith, S. E., Au, D. W. & Show, C. 1998. Intrinsic rebound potentials of 26 species of Pacific sharks. **Marine and Freshwater Research**, 49: 663-78.
- Stevens, J. D. 1996. The population status of highly migratory oceanic sharks in the Pacific Ocean. **Proceedings of the Symposium on Managing Highly Migratory Fish of the Pacific Ocean**, Monterey, 13 p.
- Univali, 2001. Boletim estatístico da pesca industrial de Santa Catarina ano 2000: ações prioritárias ao desenvolvimento da pesca no sul do Brasil. Itajaí. **Relatório técnico Universidade do Vale do Itajaí**. Pró-Reitoria de Ensino, Centro de Educação Superior de Ciências Tecnológicas, da Terra e do Mar. 61p.
- Univali, 2002. Boletim estatístico da pesca industrial de Santa Catarina ano 2001: ações prioritárias ao desenvolvimento da pesca no sul do Brasil. Itajaí. **Relatório técnico Universidade do Vale do Itajaí**. Pró-Reitoria de Ensino, Centro de Educação Superior de Ciências Tecnológicas, da Terra e do Mar. 89p.
- Univali, 2003. Boletim estatístico da pesca industrial de Santa Catarina ano 2002: ações prioritárias ao desenvolvimento da pesca e aqüicultura no sul do Brasil. Itajaí. **Relatório técnico Universidade do Vale do Itajaí**. Pró-Reitoria de Ensino, Centro de Educação Superior de Ciências Tecnológicas, da Terra e do Mar. 93p.
- Univali, 2004. Boletim estatístico da pesca industrial de Santa Catarina ano 2003: ações prioritárias ao desenvolvimento da pesca no sul do Brasil. Itajaí. **Relatório técnico Universidade do Vale do Itajaí**. Pró-Reitoria de Ensino, Centro de Educação Superior de Ciências Tecnológicas, da Terra e do Mar. 80p.
- Univali, 2007. Boletim estatístico da pesca industrial de Santa Catarina - ano 2005 e panorama 2001/2005: programa de apoio técnico e científico ao desenvolvimento da pesca no Sudeste e Sul do Brasil, Universidade do Vale do Itajaí. **Relatório técnico Universidade do Vale do Itajaí**. Centro de Ciências Tecnológicas da Terra e do Mar. 80p.
- Valeiras, J. & Abad, E. 2006. Chapter 2.2.1 Shark, In: **Field Manual ICCAT**. 11p. Accessible at http://www.iccat.es/documents/SCRS/manual/CH2/2_2_1_1_BSH-ENG.pdf.
- Velasco, G., Araújo, J. N., Castello, J. P & Oddone, M. C. 2007. Exploring MSY strategies for elasmobranch fishes in an ecosystem perspective. **Pan-American Journal of Aquatic Sciences**, 2(2): 163-178.
- Walker, T. I. 1998. Can shark resources be harvested sustainably? A question revisited with a review os shark fisheries. **Marine and Freshwater Research**, 49: 553-572.
- Weidner, D. M. & Arocha, F. 1999. World swordfish fisheries: an analysis of swordfish fisheries, market trends, and trade patterns *Past – Present – Future*. Volume IV. Latin America. Part A. South America. Section 2. Atlantic. Segment B. Brazil. **NOAA Tech. Memo. NMFS-F/SPO-35**, Silver Spring, 35: 237-628.
- Zar, J. H. 1999. **Biostatistical analysis**. Prentice Hall Inc, New Jersey, 663p.
- Zavialov, P. O., Wainer, I. & Absy, J. M. 1999. Sea surface temperate variability off Southern Brazil and Uruguay as revealed from historical data since 1854. **Journal of Geophysical Research**, 104: 21-32.

Received August 2007

Accepted December 2007

Published online March 2008