

TAXA DE CAPTURA PARA O BONITO-LISTRADO (*Katsuwonus pelamis*) DO SUDOESTE DO OCEANO ATLÂNTICO SUL

Humber Agreli ANDRADE ¹

RESUMO

Taxas de captura podem ser usadas como índices de abundância de populações exploradas comercialmente pela frota pesqueira. Entretanto as taxas devem refletir as variações temporais da biomassa e não devem estar contaminadas por fatores como as variações do coeficiente de capturabilidade. Neste trabalho estimativas de taxas de captura para o bonito-listrado (*Katsuwonus pelamis*) no sudoeste do oceano Atlântico Sul foram obtidas com o uso de modelos lineares generalizados. Foi utilizada uma função de densidade gama e uma função de ligação logarítmica para modelar a variável de interesse. Os coeficientes de variação das taxas de captura anuais foram de cerca de 0,15. As taxas estimadas não apresentaram tendências temporais importantes. Portanto a biomassa da população provavelmente não mudou muito no decorrer dos últimos vinte anos.

Palavras-chave: GLM, CPUE, índice de abundância, vara-e-isca-viva, CPUE padronizada

CATCH RATE FOR THE SKIPJACK TUNA (*Katsuwonus pelamis*) IN THE SOUTHWEST OF THE SOUTH ATLANTIC OCEAN

ABSTRACT

Catch rates may be used as abundance indices of populations exploited by commercial fishing fleets. However catch rates must reflect temporal trends of the biomass and they can not be biased due to factors such as changes in the coefficient of vulnerability. In this paper generalized linear models were used to estimate catch rates of skipjack (*Katsuwonus pelamis*) caught in the southwest of the South Atlantic Ocean. Gamma density function and logarithm link function were used to model the variable of interest. The coefficient of variation as calculated for the annual catch rates were all close to 0.15. The variations of the catch rates did not show time trends. Therefore the biomass of the population probably did not changed much in the last twenty years.

Key words: GLM, CPUE, abundance index, pole and line, standardized CPUE

Artigo Científico: Recebido em: 22/03/2007; Aprovado em: 06/08/2008

¹ UFSC - INE/CTC - Trindade - C.P.476 - Sala 515 - 88010-970 - Florianópolis-SC. E-mail: humber@inf.ufsc.br

INTRODUÇÃO

O bonito-listrado (*Katsuwonus pelamis*) tem ampla distribuição e ocorre em águas tropicais e subtropicais de todos os oceanos. Há atualmente um domínio de técnicas de pesca eficientes para a sua captura, que em conjunto com a abundância relativamente elevada e a grande aceitação no mercado, torna o bonito um dos principais recursos pesqueiros mundiais. As capturas anuais superam dois milhões de toneladas (FAO, 2007). A pescaria no oceano Atlântico é menos expressiva que nos demais oceanos, mas ainda assim o bonito ocupa um lugar de destaque. Cerca de 20% (≈ 25.000 toneladas) de toda a captura anual de bonito no Atlântico provém das pescarias realizadas nas costas sudeste e sul do Brasil, onde a espécie é o recurso pesqueiro mais capturado entre os atuns (ICCAT, 2006 a).

A grande maioria da captura nacional é realizada por embarcações de vara-e-isca-viva. Nessa modalidade, são usados caniços para a captura dos peixes que são atraídos com a liberação de pequenos peixes pelágicos, como manjubas e juvenis de sardinha. Em grande parte das pescarias de bonito realizadas em todo o planeta, além da frota de vara-e-isca-viva, há também embarcações que realizam o cerco dos cardumes. No entanto, no caso do Brasil, não se estabeleceu até então uma frota de cerco com essa finalidade específica. Apesar disso há embarcações que atuam usualmente em outras pescarias (*e.g.* sardinha), mas que eventualmente realizam cercos de cardumes de bonito. Isto ocorre principalmente no período de defeso da pesca da sardinha (GEP/UNIVALI, 2003).

A possibilidade de se introduzir no Brasil uma frota de cerco específica para a captura de atuns tem sido discutida nos últimos anos. Há elementos favoráveis e contrários à introdução dessa nova frota. No entanto o processo de tomada de decisão passa pela aquisição de conhecimentos sobre a situação da biomassa do estoque e sobre as conseqüências da introdução de uma nova frota. Antes da escolha de uma dentre as possíveis medidas administrativas, é desejável que se disponha de mecanismos e elementos suficientes para que se possa fazer uma avaliação das conseqüências de cada uma das alternativas. Para se obter este prognóstico é necessário definir o que viria a ser a unidade de "estoque" que está sendo explorada e escolher mecanismos adequados para a análise dos dados disponíveis, freqüentemente limitados.

A delimitação do(s) estoque(s) de bonito é uma tarefa particularmente complexa. Os atuns, incluindo o bonito, têm ampla distribuição nos oceanos e uma grande capacidade de migração, o que proporciona que diversos países tenham acesso aos mesmos estoques em águas internacionais, ou compartilhem estoques mesmo quando pescam somente em suas Zonas Econômicas Exclusivas (ZEE). A gestão desses estoques pesqueiros é feita por organizações de âmbito internacional. A "International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas" (ICCAT) é a responsável pela gestão das pescarias de atuns no oceano Atlântico. Tradicionalmente, desde o início da década de 1980, a ICCAT tem citado que a hipótese mais plausível é a de que há dois estoques, leste e oeste, separados pelo meridiano de 30°W. No entanto, é mencionado que não devem ser descartadas hipóteses alternativas como a consideração de um estoque único ou ainda de frações dos tradicionais estoques leste e oeste. A sugestão de que menores unidades de manejo devam ser consideradas é relativamente antiga (HILBORN e SIBERT, 1986), foi a princípio foi relegada a um segundo plano, mas tem ganhado força nos últimos anos (FONTENEAU, 2003).

No oceano Atlântico há três grandes áreas de pesca isoladas por grandes distâncias. Apesar de haver a possibilidade de fluxo de biomassa nas mais variadas formas (*e.g.* deriva de ovos e larvas e migrações), a consideração das três áreas de pesca separadamente é uma alternativa natural. Os poucos esforços para a obtenção de índices de abundância para o bonito capturado no Atlântico têm sido feitos com o uso de dados limitados à pescaria de uma determinada área (*e.g.* MENESES DE LIMA *et al.*, 2000 a), e estão, portanto alinhados com a hipótese de que menores unidades podem ser consideradas.

Após a avaliação dos elementos expostos acima optou-se que seria considerado que a população que sustenta a pescaria brasileira é única e, que ela é para fins práticos isoladas das populações que sustentam as demais pescarias. Portanto, todos os resultados obtidos devem ser considerados à luz dessa suposição.

Delimitado o "estoque" ou grupo populacional a ser analisado, é necessário escolher uma abordagem adequada para a análise das informações disponíveis. No caso dos tunídeos, dados de captura e de esforço de pesca das pescarias realizadas no Atlântico são anualmente enviados pelos diferentes países a

ICCAT. Tais informações podem ser utilizadas para a estimativa de taxas de captura por unidade de esforço, que podem ser úteis para o cálculo de índices relativos de abundância. Para isso é necessário que as taxas de captura sejam “padronizadas”. Essa denominação tem sido utilizada para designar as estimativas obtidas na análise das taxas de captura que visam a obtenção de índices que refletem a abundância da população explorada, e que seriam menos contaminadas por outros fatores (e.g. mudanças tecnológicas do processo de captura). Modelos lineares generalizados (GLM) têm sido utilizados com relativo sucesso para a obtenção destas taxas de captura padronizadas (MAUNDER e PUNT, 2004).

Neste trabalho será considerado que a análise de dados limitados a áreas menores pode ser usada para a estimativa de índices de abundância úteis para a tomada de decisão de manejo. Neste contexto modelos lineares generalizados serão utilizados na análise dos dados da área de pesca correspondente ao sudoeste do oceano somente. As estimativas de taxas de captura padronizadas obtidas podem ser úteis no caso do sudoeste do Atlântico ser considerado um estoque isolado, ou mesmo parte de um estoque maior, quando então, poderão ser comparadas a estimativas obtidas para as demais áreas de pesca do oceano Atlântico.

MATERIAL E MÉTODOS

Foram analisados os dados disponíveis na ICCAT (2006 b). Quase todas as capturas de bonito foram registradas em quilos, e somente em 2% das entradas da base de dados há capturas iguais a zero.

A maioria dos dados diz respeito às capturas

realizadas pela frota de vara-e-isca-viva com bandeira brasileira. O número de registros é também relativamente elevado para uma frota arrendada de vara-e-isca-viva de bandeira japonesa que operou no período de 1982 a 1991. No entanto, após este último ano essas embarcações foram nacionalizadas e suas atividades passaram a ser registradas sob a bandeira brasileira. Assim, os registros de atividades da frota de bandeira brasileira estão de certa forma, contaminados. Até 1991 eles não incluem a frota japonesa, constituída de barcos de ferro de maior porte, e de 1992 em diante os registros sob bandeira brasileira correspondem a uma frota heterogênea, que inclui barcos nacionais e barcos japoneses nacionalizados. A alternativa adotada para minimizar o viés que seria inserido foi o agrupamento dos dados da frota japonesa e da brasileira também para o período em que elas eram discriminadas separadamente. A análise é assim baseada em uma única frota, ainda que heterogênea, ao longo de todo o período considerado. Em adição há também alguma informação sobre as frotas de vara-e-isca-viva de bandeira portuguesa, e de cerco de bandeira espanhola, as quais atuaram em um período curto. As informações sobre as demais frotas são escassas e foram descartadas.

As distribuições dos registros por ano e área constam na tabela 1 e na figura 1 A. É importante mencionar que a unidade do esforço é “dias de pesca” para todas frotas. Também merece menção o fato de que cada registro da base de dados não corresponde necessariamente a um único dia de pesca de uma embarcação. Em alguns casos os dados estão agregados por mês e por área (e.g. quadrados de 1° latitude x 1° longitude).

Tabela 1 - Número de registros por ano e frota. Todos os dados referem-se à captura de atuns e afins. Fonte: ICCAT (2006 b)

Ano	Vara-e-Isca-Viva Brasil + Japão	Vara-e-Isca-Viva Portugal	Cerco Espanha	Total	Ano	Vara-e-Isca-Viva Brasil + Japão	Vara-e-Isca-Viva Portugal	Cerco Espanha	Total
1983	202	0	11	213	1994	229	0	0	229
1984	216	0	7	223	1995	118	34	0	152
1985	284	0	0	284	1996	96	21	0	117
1986	193	0	0	193	1997	210	0	0	210
1987	162	0	0	162	1998	50	0	0	50
1988	150	0	0	150	1999	44	0	0	44
1989	114	0	0	114	2001	105	0	0	105
1990	117	0	0	117	2002	116	0	0	116
1991	170	0	0	170	2003	85	0	0	85
1992	177	0	0	177	2004	98	0	0	98
1993	187	0	0	187					

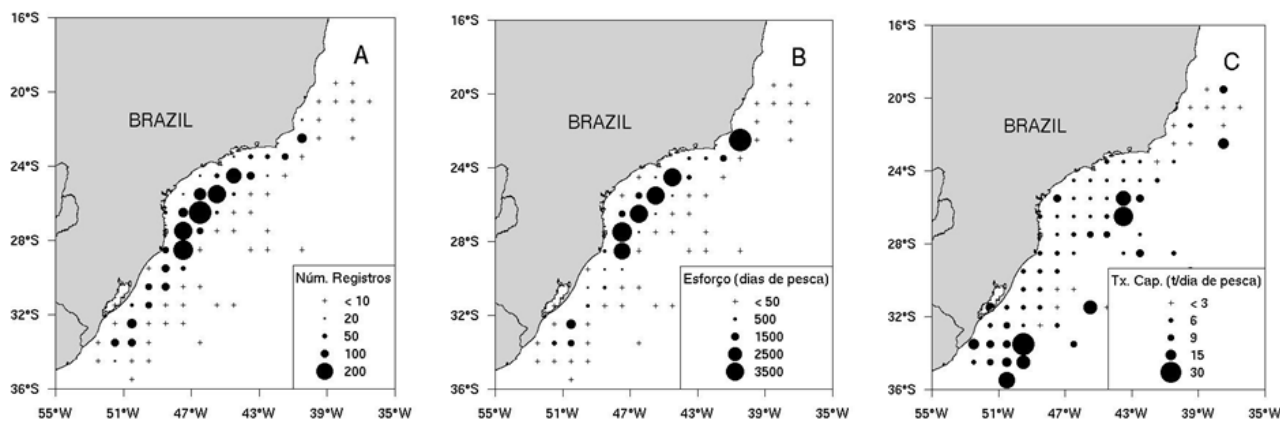


Figura 1 - Número de registros na base de dados analisada (A), esforço de pesca total (B) e mediana da taxa de captura do bonito-listrado (C) por área. A resolução espacial dos mapas é de 1° latitude por 1° longitude

Genericamente um modelo linear tem os seguintes componentes: *i* - um vetor com variáveis resposta Y_1, \dots, Y_N que seguem a mesma distribuição de uma família exponencial; *ii* - um vetor de parâmetros b_1, \dots, b_p ; *iii* - uma matriz de variáveis explicativas X de N linhas e p colunas; e *iv* - uma função de ligação $g(\cdot)$. A estrutura do modelo em notação matricial seria:

$$(1) \quad g(\boldsymbol{\eta}) = X_i^T \mathbf{b}$$

onde

$$(2) \quad \boldsymbol{\eta} = E(Y_i) = g^{-1}(X_i^T \mathbf{b})$$

na qual $E(Y_i)$ é a esperança para Y_i . Interações entre as variáveis explicativas podem também ser consideradas. Se todas as variáveis explicativas são fatores, X é uma matriz de indicadores ("dummy") para identificar a que níveis dos fatores corresponde a cada uma das observações da variável resposta. Mais detalhes sobre a estrutura dos modelos lineares generalizados podem ser encontrados em McCULLAGH e NELDER (1989) e DOBSON (2002).

Neste trabalho a variável resposta é a taxa de captura em quilos por dia de pesca. As variáveis explicativas são ano, trimestre, frota e área de pesca, que foram tratadas como qualitativas, e são denominadas de fatores. Os três níveis do fator frota correspondem àquelas categorias indicadas na tabela 1. No caso do fator "área" há também três níveis: norte (latitude $\leq 23^\circ\text{S}$), centro ($23^\circ\text{S} < \text{latitude} \leq 28^\circ\text{S}$) e sul (latitude $> 28^\circ\text{S}$). A escolha desses limites foi baseada na distribuição espacial dos registros de pesca, nas variações das taxas de captura por área, e no perfil da costa do Brasil ao longo da qual se distribui as capturas do bonito-listrado.

Os modelos lineares generalizados são muito flexíveis, de tal forma que podem ser usadas diversas funções de ligação e distribuições pertencentes à família exponencial (*e.g.* normal) para a variável resposta. Portanto, a escolha de um modelo envolve a seleção das variáveis explicativas, de uma distribuição de probabilidade e de uma função de ligação.

Para selecionar um ou mais modelos entre os vários alternativos é importante comparar os ajustes de cada um deles. Para o ajuste dos modelos é necessário fazer algumas restrições e neste caso as estimativas dos coeficientes para o primeiro nível (níveis de base) de cada um dos fatores é fixado como sendo zero. Os coeficientes dos demais níveis representam, portanto a diferença do efeito dos mesmos, em relação ao efeito dos níveis de base. Ao final o vetor com os elementos b_j , $j = \{1, \dots, p\}$ teria como primeiro componente um intercepto que corresponde à taxa de captura esperada para o primeiro nível de cada um dos fatores e os demais componentes de \mathbf{b} representam as modificações daquela primeira taxa de captura, esperadas para os demais níveis. Por exemplo, no caso do fator "ano" o intercepto representa a taxa de captura esperada para o primeiro ano da série temporal e os demais coeficientes poderiam ser usados para o cálculo das modificações daquela primeira taxa de captura, esperadas para os demais anos da série temporal. Maiores detalhes sobre o procedimento teórico de ajuste de modelos lineares generalizados e sobre o significado dos coeficientes estimados ver McCULLAGH e NELDER (1989) e DOBSON (2002). Os ajustes e as estimativas dos coeficientes foram realizados com o uso da função "glm" do programa

R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2005).

Algum critério deve ser adotado para a seleção do modelo mais adequado entre os diversos ajustados, o que envolve a identificação dos fatores significantes, de uma distribuição de probabilidade para a variável resposta e de uma função de ligação apropriada. Em todos os casos fez-se uso do critério de informação de Akaike (AIC - AKAIKE, 1974). Um modelo é tido como mais indicado se o AIC calculado para ele é inferior ao dos demais modelos que estão envolvidos na comparação.

Para a seleção dos fatores significantes, parte-se de um modelo saturado, que inclui todos os fatores isoladamente e também as interações entre eles. Posteriormente esse modelo é gradativamente comparado com modelos mais simples, cada um deles contendo um termo diferente a menos que o modelo saturado. O AIC é então usado para identificar se a retirada de algum termo promove algum ganho. Em caso afirmativo o modelo saturado é eliminado e para a próxima etapa segue-se com a comparação de modelos ainda mais simples, dos quais se exclui mais um termo. O procedimento se repete até que não haja mais alguma vantagem em se promover a eliminação de componentes do modelo.

No modelo saturado inicial foram consideradas somente as interações de primeira ordem (para pares de fatores), e que o fator ano não foi incluído em nenhuma das interações. Esse procedimento foi adotado para facilitar o cálculo de índices de abundância.

Na maioria das aplicações em que se faz uso de um GLM as taxas de captura padronizadas são calculadas com base nas estimativas dos coeficientes para o fator "ano" (MAUNDER e PUNT, 2004). Em muitos casos as taxas de captura padronizadas são consideradas como índices relativos de abundância. O fundamento para isso é que assume-se que os efeitos das variações do coeficiente de vulnerabilidade são retratados nos coeficientes estimados para os demais fatores, e que o efeito das variações anuais da biomassa sobre a taxa de captura são retratados nas estimativas dos coeficientes atribuídos aos níveis do fator ano, usados para obter as taxas padronizadas. Para que essa concepção seja válida é importante que todos os fatores que afetam a taxa de captura sejam incluídos no modelo em conjunto com o ano. Assim, este último fator retrataria exclusivamente as variações das taxas de captura derivadas das oscilações a mais da biomassa.

Se o fator ano for incluído em uma ou outra interação o cálculo dos índices de abundância pode se tornar complexo e deve de alguma forma envolver a atribuição de pesos de ponderação para os coeficientes estimados para as interações. Por exemplo, se a interação entre ano e área é significativa, pesos devem ser atribuídos aos coeficientes estimados para as diferentes áreas envolvidas em cada uma das interações para que uma única estimativa ponderada para cada ano seja obtida ao final (QUINN II *et al.*, 1982; CAMPBELL, 2004). Uma possibilidade seria atribuir pesos em função da dimensão do habitat ocupado pelo recurso pesqueiro dentro de cada fragmento de área considerado, o que pode vir a ser uma tarefa complexa. Duas outras opções mais simples são ignorar as interações, ou não incluir o ano em nenhuma delas (*e.g.* VIGNAUX, 1994). Neste trabalho optou-se pela não inclusão do ano em nenhuma interação.

Com a simplificação adotada as taxas de captura padronizadas esperadas para os j -ésimos anos (n_j) são obtidas com a inversa da função de ligação (eq. 2) onde se consideraria somente os coeficientes estimados para o fator "ano":

$$(3) \quad n_j = E(Y_j) = g^{-1}(X_j^T \mathbf{b}_j)$$

onde \mathbf{b}_j é um subconjunto do vetor \mathbf{b} com $j = \{1, \dots, a\}$ com $a < p$. O intercepto, correspondente a estimativa para o primeiro ano, é indexado por $j = 1$. Os demais valores assumidos por j são os índices para os demais a anos. X é novamente uma matriz de indicadores ("dummy") apropriada.

Neste trabalho a função de ligação usada ao final foi à logarítmica e teríamos que:

$$(4) \quad n_j = E(Y_j) = \exp(X_j^T \mathbf{b}_j)$$

Isto significa que se aplicarmos a concepção indicada acima na eq. 3, a estimativa da esperança da taxa de captura padronizada do primeiro ano seria:

$$(5) \quad n_1 = E(Y_1) = \exp(\hat{\mathbf{b}}_1)$$

onde $\hat{\mathbf{b}}_1$ é o estimador de máxima verossimilhança para \mathbf{b}_1 . Para todos os demais casos tem-se que:

$$(6) \quad n_j = E(Y_j) = \exp(\hat{\mathbf{b}}_1 + \hat{\mathbf{b}}_j) \quad \text{com } j = \{2, \dots, a\}$$

Com o uso da expansão de Taylor obtém-se aproximações para a variância de n_1 e de n_j :

$$(7) \quad \text{var}(n_1) = \text{var}(\hat{\mathbf{b}}_1) [\exp(\hat{\mathbf{b}}_1)]$$

$$(8) \quad \text{var}(n_j) = [\text{var}(\hat{\mathbf{b}}_1) + \text{var}(\hat{\mathbf{b}}_j) + 2 \text{cov}(\hat{\mathbf{b}}_1, \hat{\mathbf{b}}_j)] [\exp(\hat{\mathbf{b}}_1 + \hat{\mathbf{b}}_j)]$$

onde $\text{cov}(\cdot)$ representa a covariância.

RESULTADOS

Entre 1983 e 2004 ocorreram pescarias de bonito ao largo das costas sudeste e sul entre 19°S e 36°S, mas a maioria do esforço de pesca foi concentrada entre 24°S e 29°S (Figura 1 B), que corresponde à área denominada de “central”. As maiores taxas de captura ocorreram mais ao sul ou em áreas mais oceânicas (Figura 1 C). Não há uma sobreposição entre as áreas de concentração de esforço e de maiores taxas de captura.

O número de registros na porção central é bem maior que nas demais regiões de pesca (Figura 2 A), e, portanto há alguma falta de balanço na matriz de dados no que se refere ao cruzamento dos níveis do fator “área”, com os níveis dos fatores “trimestres” e “ano” (Figuras 2 B e C). Em adição, é importante notar que a área sul é especialmente utilizada no primeiro trimestre, e quase nunca é visitada no terceiro trimestre. Também merece menção a

ausência de registros para o ano de 2000 e a pequena quantidade observada para os anos de 1998 e 1999. Neste último ano não há nem mesmo registros de pescarias realizadas na área norte e nos trimestres 3 e 4. Finalmente no que diz respeito à frota, é evidente que o número de informações para duas delas é abaixo do desejável (Tabela 1). Apesar disso a frota de cerco foi incluída no modelo, pois há um interesse específico na estimativa da eficiência relativa dessa frota e a da de vara-e-isca-viva.

Ao contrário do que ocorre para os demais fatores, não há distinções relevantes entre as taxas de captura observadas para os níveis do fator “ano” (Figura 3). No caso da área há um aumento gradativo da taxa de captura do norte para o sul. Há também uma variação sazonal clara com os maiores e menores valores sendo observados no primeiro e no terceiro trimestre respectivamente. Por último nota-se que as taxas de captura são no geral maiores para a frota de vara-e-isca-viva nacional, enquanto que há uma maior variabilidade dos valores para a frota de cerco espanhola (Figura 3).

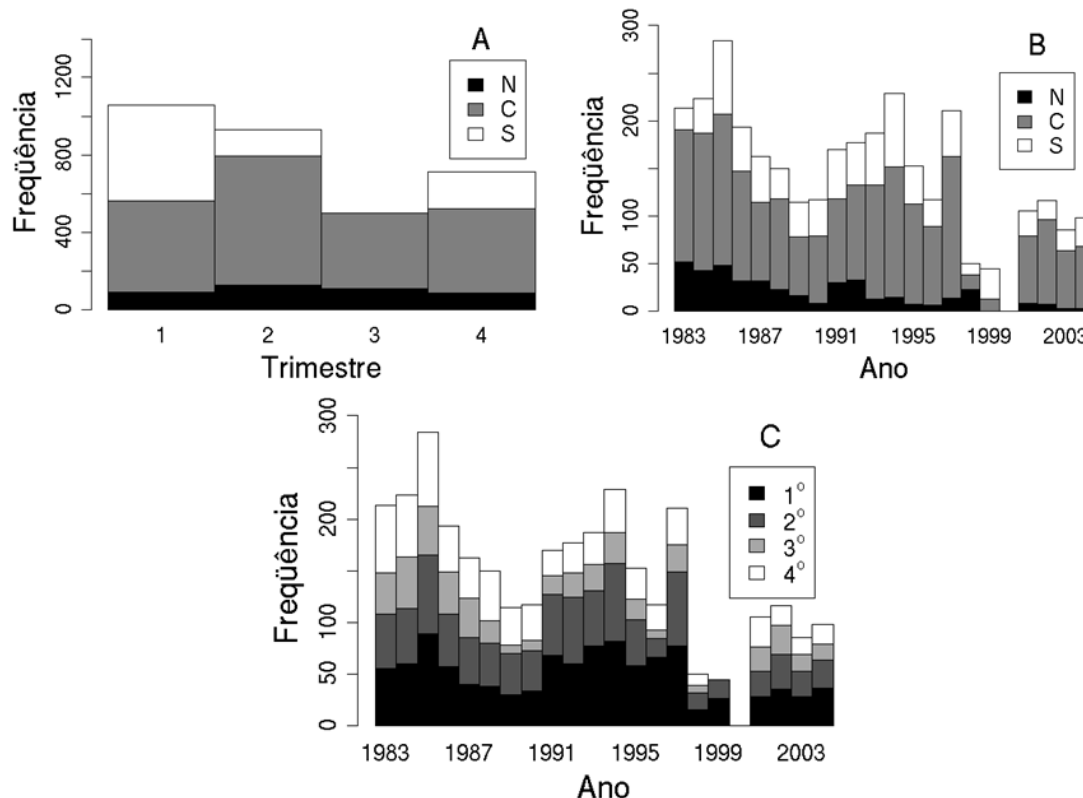


Figura 2 - Distribuição do número de registros da base de dados por (A) trimestre e área (N-norte, C-centro e S-sul), (B) ano e área, e (C) ano e trimestre

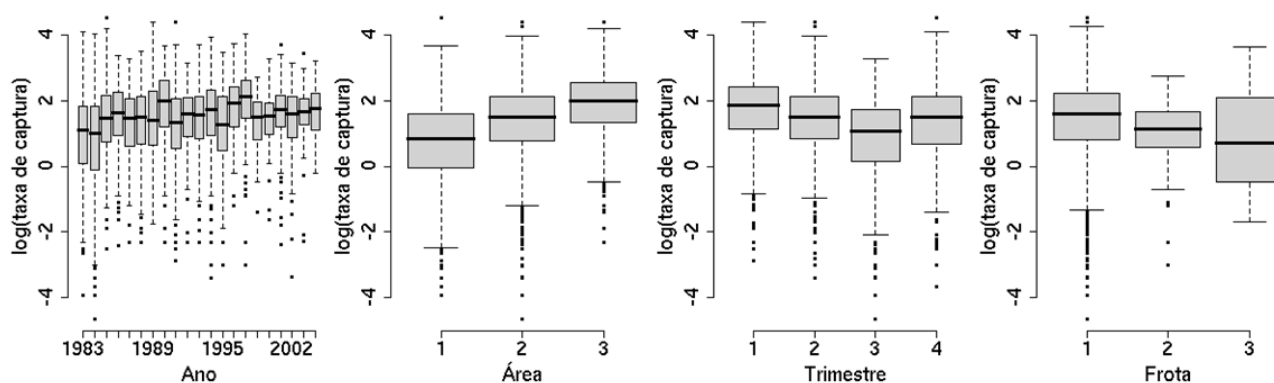


Figura 3 - Logaritmo na base natural da taxa de captura (t/dia de pesca) de bonito-listrado por ano, área (1 - norte; 2 - centro; e 3 - sul), trimestre e tipo de frota (1 - vara-e-isca-viva com bandeira brasileira ou japonesa; 2 - vara-e-isca-viva com bandeira portuguesa; e 3 - cerco com bandeira espanhola)

O modelo com distribuição de probabilidade gama e função de ligação logarítmica corresponde ao menor AIC e foi, portanto selecionado (Tabela 2). Neste modelo foram mantidos todos os fatores inicialmente considerados e também as interações

entre área e trimestre e entre trimestre e frota (Tabela 3). A deviança residual é somente 13,24% menor que a inicial do modelo de base ("nulo"), o que indica que a explicação da variabilidade da taxa de captura por parte dos fatores é baixa.

Tabela 2 - Critério de informação de Akaike (AIC) calculados para os diferentes modelos e funções de ligação. A ausência de um valor para o AIC indica que não houve convergência

Família	Função de Ligação	AIC
gama	identidade	---
	logaritmo	18260
	inversa	18270
inversa da normal	identidade	20667
	logaritmo	---
	inversa	20691
normal	identidade	21520
	logaritmo	21510
	inversa	---

Tabela 3 - Análise de Variância para o modelo selecionado com distribuição gama e função de ligação logarítmica. "Gl" representa graus de liberdade e "Dev" deviança

	Gl	Deviança	Gl. Residual	Dev Residual	F	Pr(>F)
			3195	3405,15		
Área	2	225,77	3193	3179,38	110,04	6,34E-47
Trimestre	3	79,45	3190	3099,93	25,81	1,71E-16
Ano	20	94,60	3170	3005,33	4,61	4,65E-11
Frota	2	7,12	3168	2998,21	3,47	0,03
Área:Trimestre	6	28,29	3162	2969,91	4,60	0+
Trimestre:Frota	4	15,52	3158	2954,4	3,78	0+

A distribuição homocedástica dos resíduos (Figura 4 A) indica que não há grande viés nas estimativas. As observações que correspondem a resíduos relativamente elevados têm pouco

poder de alavancagem (Figura 4 B). Índices de Cook foram calculados (não mostrado) e não há nenhuma observação que chama a atenção, mesmo entre aquelas que tem um poder de alavancagem

relativamente elevado. Portanto, não há valores discrepantes na base de dados que mereçam maior atenção. Note que os resíduos têm no geral uma distribuição aproximadamente normal (Figura 4 C), o que indica que essa distribuição, além da gama que foi a selecionada, também seria uma opção razoável.

As estimativas para os níveis do fator “área” são positivas o que indica que as taxas de captura esperadas nas áreas central e sul para o nível de base (primeiro trimestre e frota de vara-e-isca-viva nacional) são maiores que as esperadas na área

norte (Tabela 4). No entanto é importante notar que há interações negativas significativas entre a área sul e o trimestre 2, e a área central e o trimestre 4. Portanto, particularmente nestes cenários, as perspectivas no geral positivas para as áreas central e sul não se mantêm. O trimestre 4 também tem interações negativas com as frotas de vara-e-isca-viva portuguesa e de cerco espanhola. Assim a perspectiva positiva indicada pelo coeficiente positivo para a frota de cerco em separado, não deve particularmente se concretizar no último trimestre do ano.

Figura 4 - Resumo de análises para o diagnóstico do ajuste do modelo. As legendas com números dentro das áreas gráficas indicam os registros que correspondem aos maiores resíduos observados

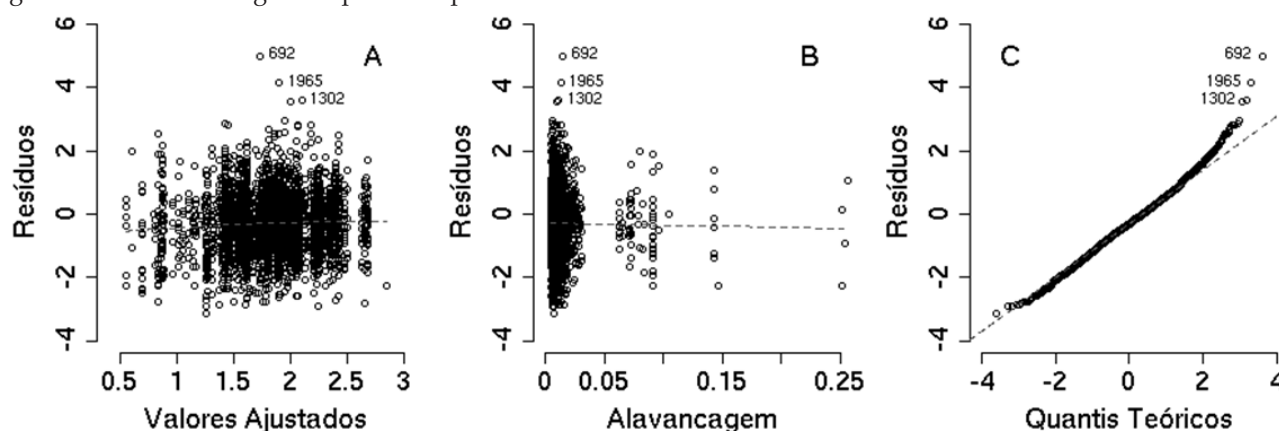


Tabela 4 - Coeficientes estimados com o modelo selecionado (família gama e função de ligação logarítmica). São mostradas somente as estimativas significativamente ($p < 0,05$ em testes t-Student) diferentes de zero

	Estimativa	Erro Padrão	p
Intercepto	1,28	0,12	2,76E-24
área central	0,58	0,12	9,53E-07
área sul	0,93	0,12	1,01E-14
Trimestre 3	-0,44	0,15	0 ⁺
ano 1985	0,22	0,09	0,02
ano 1989	0,24	0,12	0,04
ano 1990	0,45	0,12	0 ⁺
ano 1994	0,19	0,1	0,05
ano 1996	0,27	0,12	0,03
ano 1997	0,48	0,1	1,61E-06
cerco espanhola	0,78	0,39	0,05
área sul : trimestre 2	-0,47	0,17	0,01
área central : trimestre 4	-0,54	0,17	0 ⁺
trimestre 4 : vara-e-isca-viva portuguesa	-0,98	0,42	0,02
trimestre 4 : cerco espanhola	-1,49	0,5	0 ⁺

A introdução de uma nova frota nacional de cerco tem sido frequentemente debatida (SCC/CPG/SEAP, 2003). Portanto a estimativa da eficiência relativa do cerco espanhol e da frota de vara-e-isca-viva é de particular importância. Tal informação poderia ser útil no debate sobre quais seriam as conseqüências de uma eventual introdução de barcos de cerco. Se desconsideradas as interações pode-se traçar um paralelo entre as taxas de captura esperadas para a frota de cerco e a de vara-e-isca-viva nacional. Como a estimativa é positiva para o cerco, é esperado que as taxas de captura obtidas com esse artefato de pesca sejam em geral superiores àquelas obtidas com o uso de vara-e-isca-viva. Fazendo uso de uma razão entre as soluções indicadas nas equações 5 e 6, adaptadas para o fator "frota" ao invés do "ano", podemos por exemplo verificar que espera-se que as taxas de captura do cerco sejam pelo menos duas vezes maiores que as de vara-e-isca-viva pois $\exp(1,8 + 0,8) / \exp(0,8) = 2,8$. Esta estimativa deve ser considerada nas discussões futuras sobre as vantagens e desvantagens do licenciamento de uma nova frota de cerco.

As taxas de captura padronizadas são baseadas nos coeficientes do "ano" e, portanto, é importante

notar que: a) A maioria das estimativas não é significativamente diferente de zero, o que implica que as estimativas para vários dos anos da série temporal não são claramente distintas daquela do ano de 1983, início da série e base de referência; b) Os coeficientes significativamente diferentes de zero são todos positivos e correspondem basicamente ao período do final da década de 1980 à meados da década de 1990. Nenhum dos coeficientes dos anos mais recentes é significativamente diferente daquele observado no ano de 1983, no início da série temporal analisada.

Não há muitas diferenças entre as taxas de captura padronizadas ao longo do período analisado, e isto implica que não há evidência de qualquer tendência de incremento ou diminuição ao longo do tempo (Figura 5 A). Os coeficientes de variação apresentam no geral uma tendência suave de crescimento. Destacam-se particularmente os valores elevados associados aos anos de 1998 e 1999. Quando comparadas com as estimativas obtidas por MENESES DE LIMA *et al.* (2000 a), também com o uso de um GLM, nota-se que não há muitas diferenças entre as taxas de captura no que toca a tendências temporais (Figura 5 B).

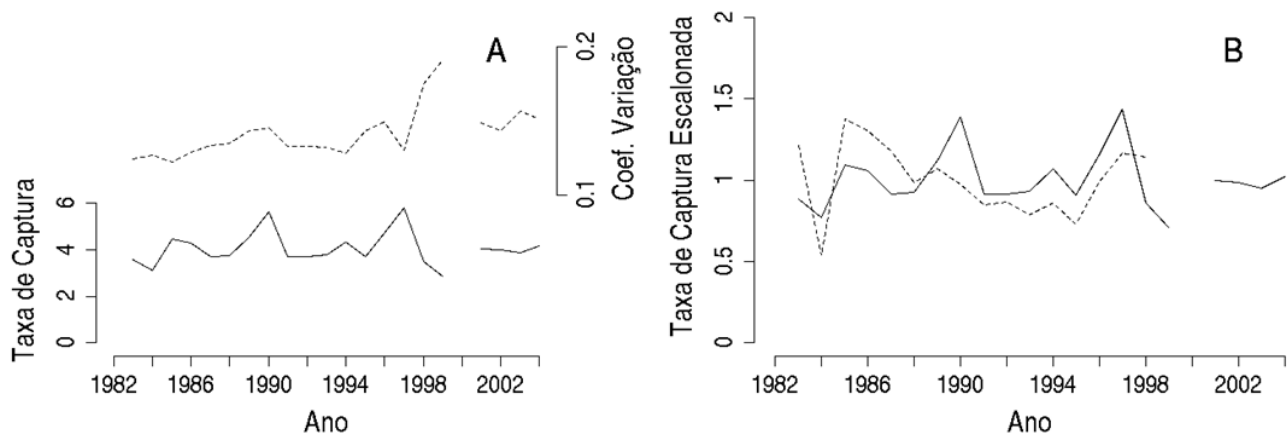


Figura 5 - (A) Taxas de captura padronizadas para o bonito-listrado do sudoeste do oceano Atlântico Sul (linha contínua) e os coeficientes de variação estimados com o modelo selecionado (linha tracejada); (B) Taxas de captura estimadas neste trabalho - linha contínua; estimativas de MENESES DE LIMA *et al.* (2000 a) - linha tracejada. No painel B as estimativas foram escalonadas com o cálculo da razão entre o valor original e a média da série

DISCUSSÃO

A pescaria do bonito-listrado tem um padrão sazonal bem definido. Dessa forma nota-se que no modelo selecionado os fatores trimestres e área de pesca são os mais importantes para explicar a variabilidade das taxas de captura. A conjunção verão e área sul correspondem às maiores taxas de captura, enquanto que os menores valores estão

associados ao inverno. Nesse período do ano há inclusive a diminuição da área total de pesca, pois a área sul, usualmente associada a taxas de captura elevadas, praticamente deixa de ser utilizada pela frota.

Os resultados obtidos estão em harmonia com os conhecimentos existentes sobre a relação entre a variabilidade sazonal da pesca e a dinâmica

oceanográfica das regiões Sudeste e Sul. O bonito é uma espécie de características mais tropicais e quando a Corrente do Brasil, com águas de temperatura mais elevada, aumenta sua influência sobre a costa sul no verão, o recurso pesqueiro é mais abundante e/ou vulnerável nesta área. No inverno há um retrocesso, a Corrente do Brasil diminui sua influência sobre a região Sul, onde o bonito se torna então menos abundante e/ou vulnerável (CASTELLO e HABIAGA, 1989; HABIAGA *et al.*, 1986; ANDRADE, 2003).

Atualmente não há uma pesca formal de cerco de atuns, apesar de ser público (ver dados em UNIVALI/CTTMar, 2006) que algumas embarcações realizam essa pescaria há alguns anos, principalmente nos períodos de defeso da pesca da sardinha-verdadeira (*Sardinella brasiliensis*). Mais recentemente começaram a ocorrer discussões sobre a possibilidade de que seja introduzida uma frota de cerco específica para a captura de atuns e afins, principalmente de bonito-lustrado (*e.g.* reunião aberta realizada em junho de 2004 em Itajaí-SC, organizada pela SEAP/PR). Entre os pontos importantes para a tomada de decisão destaca-se a necessidade de se conhecer a eficiência relativa dos barcos de cerco e de vara-e-isca-viva, o que facilitaria muito a avaliação do impacto que as embarcações de cerco teriam sobre a população de bonito explorada na costa do Brasil.

Na base de dados analisados, que é aquela remetida anualmente a ICCAT, as informações sobre a pesca de cerco são escassas e correspondem somente as operações de barcos espanhóis realizadas em meados da década de 1980, o que é um universo restrito. Apesar disto a interpretação dos resultados obtidos pode ser de utilidade para a discussão administrativa atual sobre o cerco de atuns. As estimativas obtidas com o ajuste do modelo indicam que o efeito do cerco é positivo, o que implica que as taxas de captura esperadas para essa frota são comparativamente maiores que as da frota de vara-e-isca-viva. Entretanto, os valores observados na escala original, são no geral menores para a frota de cerco. Há pelo menos duas explicações possíveis para o antagonismo entre os valores originais e o que seria esperado com base nas estimativas obtidas com o modelo: Apesar do efeito isolado do “cerco” ser positivo sobre a taxa de captura, esse nível do fator frota está envolvido em interações negativas; O “cerco” tem efeito positivo, mas foi, se comparado com a “vara-e-isca-viva”, muito pouco utilizado no cenário ótimo de pesca (conjunção verão e área sul)

que está associado às maiores taxas de captura.

Salvo uma ou outra situação particular, configurada por interações, o efeito do cerco é positivo, o que significa que em princípio a introdução de uma frota dessa modalidade deve aumentar no geral a eficiência de captura por embarcação. Neste trabalho é estimado que proporcionalmente um barco de cerco deve capturar pelo menos o dobro de toneladas por dia de pesca, se comparado a um barco de vara-e-isca-viva. Essa estimativa é similar àquelas obtidas por ALMEIDA e ANDRADE (2002) com comparações diretas das taxas de capturas das duas frotas. Todas estas informações devem ser usadas no futuro ao se considerar que alterações devem ocorrer com a mortalidade por pesca caso seja modificada a estrutura da frota que atua na captura de bonito no sudeste e sul do Brasil.

A quantidade de informações disponíveis para a análise tem um efeito importante nas incertezas sobre as estimativas obtidas. Nota-se que para os anos de 1998 e 1999 os coeficientes de variação são particularmente elevados em virtude do número reduzido de dados. Já a falta de estimativas para 2000 decorre da inexistência completa de informações para este ano no banco de dados. Essa falha na coleta de dados é fruto da desorganização funcional e estrutural do sistema governamental responsável pelo monitoramento pesqueiro, que eventualmente atravessa por momentos de crise como a que redundou na falha de 2000.

Não há tendências temporais nas estimativas das taxas anuais padronizadas e as únicas feições que destoam um pouco desse padrão são os aumentos das taxas de 1988 a 1990, e de 1995 a 1997. Este segundo pico, pode estar relacionado com um sucesso de recrutamento para a pesca que ocorreu no mesmo período segundo o relatado por ANDRADE e KINAS (2004). Quanto ao primeiro pico, do final da década de 1980, não há informações auxiliares quanto à magnitude dos recrutamentos.

No que diz respeito à discriminação da frota, os dados utilizados neste trabalho são menos detalhados que os analisados por MENESES DE LIMA *et al.* (2000 a). Em adição há diferenças estruturais importantes entre os modelos lineares generalizados utilizados. Neste trabalho foi utilizada uma distribuição de densidade gama e uma função de ligação logarítmica, enquanto que no outro caso foi utilizado um modelo delta-lognormal. Apesar das diferenças estruturais da análise, há similaridades nos resultados. Em

particular destaca-se que em ambos os casos não há uma tendência temporal de larga escala nas variações das taxas estimadas, e que a proporção da deviança explicada pelos modelos é similarmente reduzida (pseudo- $r^2 \approx 0,25$).

Valores reduzidos do pseudo- r^2 são frequentes em aplicações do GLM a problemas de pesca (MAUNDER e PUNT, 2004), o que indica que na maioria dos casos há fatores importantes para explicar as variações das taxas de captura que não foram incorporados nos modelos. Além dos fatores "área", "trimestre" e "frota" utilizados neste trabalho, vários outros poderiam ser listados, como por exemplo, a quantidade de isca utilizada, o número de pescadores, a experiência do mestre de pesca, as condições de vento e de mar, etc... Esforços para a aquisição e a incorporação dessas informações auxiliares devem ser feitos para que se possam melhorar os ajustes dos modelos que vêm sendo utilizados.

A incorporação de novos fatores não é unicamente necessária para a melhoria dos ajustes, ela é também crucial para que sejam obtidas estimativas de taxas de captura padronizadas que podem ser utilizadas com segurança como índices relativos de abundância. Tais índices são baseados nas estimativas dos coeficientes para o fator "ano". Se um fator importante não é incorporado no modelo, parte da variabilidade da taxa de captura que seria atribuída ao efeito desse fator pode ser equivocadamente atribuída ao efeito do fator ano, o que contaminaria os índices de abundância.

Não é possível avaliar o grau de contaminação e de acurácia das estimativas obtidas neste trabalho. A interpretação dos resultados apresentados abaixo está, portanto baseada na hipótese que as estimativas estão pouco contaminadas e/ou que a contaminação tem um caráter aleatório ao longo da série temporal, de tal forma que ela é um ruído que aumenta a variância, mas não afeta a tendência temporal das estimativas das taxas de captura padronizadas.

Se as taxas de captura são tomadas como índices relativos de abundância válidos e, a suposição de que há um "estoque único" que sustenta a pescaria brasileira é aceitável, a conclusão seria que a biomassa da população explorada ao longo da costa sudoeste do Atlântico não variou muito nos últimos anos. Considerando que o esforço de pesca pode ter aumentado substancialmente, pelo menos no período inicial de desenvolvimento da pescaria

(ver MENESES DE LIMA *et al.*, 2000 b), a conclusão seria que a capacidade produtiva da população de bonito tem sido até então suficiente para manter a biomassa em um nível relativamente estável apesar dos prováveis incrementos da mortalidade por pesca. De fato o bonito-listrado é uma espécie muito produtiva e a princípio não há indícios de que as taxas de exploração estejam acima do considerado como aceitável em quase todas as pescarias realizadas no mundo (IATTC, 2003; MAUNDER, 2003; LANGLEY *et al.*, 2004). Uma possível exceção seria o leste do Atlântico tropical, junto à costa da África, em que tem sido verificado um decréscimo um pouco mais acentuado da captura por unidade de esforço (FONTENEAU, 2003).

No Brasil a pescaria do bonito tem-se desenvolvido praticamente sem a interferência das instituições governamentais responsáveis pelo manejo dos recursos pesqueiros. Apesar de ser praticamente um sistema de pesca aberto, temas atuais como por exemplo a introdução de uma frota de cerco devem ser discutidos com o devido cuidado. A grande maioria das pescarias industriais não reguladas acaba por atingir cenários indesejáveis (CLARK, 1985). Portanto, a ausência de indícios negativos no desempenho da pescaria atual de bonito, não é motivo para se negligenciar a necessidade da implementação de plano de manejo, que, possa garantir a continuidade da pescaria em patamares aceitáveis no âmbito econômico e ecológico.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALMEIDA, L. R. e ANDRADE, H. A. 2002 Comparação entre a eficiência de captura das frotas de vara-e-isca-viva e de cerco na pescaria do bonito-listrado (*Katsuwonus pelamis*): análise preliminar. *Notas Téc. FACIMAR*, 6: 59-64.
- ANDRADE, H. A. 2003 The relationship between skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) fishery and seasonal temperature variability in the south-west Atlantic. *Fish. Oceanogr.* 12 (1): 1-9.
- ANDRADE, H. A., e KINAS, P. G. 2004 Estimation of birthdates and catch-at-age using length frequency analysis (LFA), with application for skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) caught in the Southwest Atlantic. *ICES Journal of Marine Science*, 61: 798-811.
- AKAIKE, H. 1974 A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19, 716-723

- CAMPBELL, R. 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.
- CASTELLO, J. P. e HABIAGA, R. P. 1989 The skipjack tuna fishery in the southern Brazil. SCRS/88/27, ICCAT Coll. Vol. Sci. Pps., 30 (1): 6-19.
- CLARK, C. W. 1985 Bioeconomic modelling and fisheries management. New York, John Wiley & Sons. 291p
- DOBSON, A. J. 2002 An introduction to generalized linear models. 2nd Edition. Chapman & Hall/CRC. 225p.
- FAO. 2007 FAOFishery Information, Data and Statistics Unit (FIDI). c2002- . Luca Garibaldi. Fishery Statistical Collections. FIGIS Data Collection. FAO - Rome. Disponível em: < <http://www.fao.org/figis/servlet/static?dom=collection&xml=global-capture-production.xml> > Acesso em: 26 jan. 2007.
- FONTENEAU, A. 2003 A comparative overview of skipjack fisheries and stocks worldwide. Proceedings of the 16th Meeting of the Standing Committee on Tuna and Billfish. SCTB/SPC. 23p.
- GEP/UNIVALI. 2003 Boletim estatístico da pesca industrial de Santa Catarina – Ano 2002. 93 p.
- HABIAGA, R. G. P.; CASTELLO, J. P.; VILELA, M. J. A. e PALUDO, M. L. B. 1986 Ocorrência do bonito-lustrado (*Katsuwonus pelamis*) frente ao Rio Grande do Sul. Anais do 4^o. Anais do Congresso Bras. de Eng. de Pesca, Curitiba, Brasil. p. 249-272.
- HILBORN, R. e J SIBERT. 1986 Is international management of tunas necessary? *South Pac. Comm. News.*, 38: 31-40.
- IATTC. 2003 Fishery Status Report – Tunas and Billfishes in the Eastern Pacific Ocean in 2002. 100p.
- ICCAT. 2006a STATISTICAL BULLETIN. VOL. 35. 165 p.
- ICCAT. 2006b Base de dados da tarefa II (captura e esforço de pesca). Disponível em: <http://www.iccat.es>. Acesso em 20 de dezembro de 2006.
- LANGLEY, A; HAMPTON, J. e WILLIAMS, P. 2004 The Western and Central Pacific Tuna Fishery: 2002 – Overview and Status of Stocks. Tuna Fisheries Assessment Report 5. Noumea, New Caledonia: Secretariat of the Pacific Community. 64p.
- MAUNDER, M. 2003 Status of Skipjack Tuna in the Eastern Pacific Ocean in 2001 and Outlook for 2002. *Bull. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm.* 52p.
- MAUNDER, M. N. e PUNT, A. E. 2004 Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. *Fisheries Research*, 70: 141-159.
- McCULLAGH, P e NELDER, J. A. 1989 Generalized Linear Models. London, Chapman & Hall. 513p.
- MENESES de LIMA, J. H.; LIN, C. F. e MENEZES, A. A. S. 2000a Preliminary results of standardized catch rates for skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) from the Brazilian baitboat fishery trough 1998. *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 51: 464-487.
- MENESES de LIMA, J. H.; LIN, C. F. e MENEZES, A. A. S. 2000b A description of the baitboat fishery off the south and southeast Brazil. *Col. Vol. Sci. Pps. ICCAT*, 51: 416-463.
- QUINN II, T. J.; HOAG, S. H.; SOUTHWARD, G. M. 1982 Comparison of two methods of combining catch-per-unit-effort from geographic regions. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 39: 837-846.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM. 2005 R: A language and environment for statistical computing, reference index version 2.x.x. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL. <http://www.R-project.org>.
- UNIVALI-CTTMar. 2006 Boletim estatístico da pesca industrial de Santa Catarina - ano 2004. Universidade do Vale do Itajaí, Itajaí-SC. 64 p.
- 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.