

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS
CENTRO DE CIÊNCIAS BIOLÓGICAS E DA SAÚDE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECOLOGIA E RECURSOS NATURAIS

**PADRONIZAÇÃO DO ÍNDICE DE ABUNDÂNCIA E AVALIAÇÃO DO
ESTOQUE DE BONITO LISTRADO, (*Katsuwonus pelamis* Linnaeus,
1758), DO ATLÂNTICO OCIDENTAL.**

José Heriberto Meneses de Lima

SÃO CARLOS – SP
Dezembro/2006

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS
CENTRO DE CIÊNCIAS BIOLÓGICAS E DA SAÚDE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECOLOGIA E RECURSOS NATURAIS

**PADRONIZAÇÃO DO ÍNDICE DE ABUNDÂNCIA E AVALIAÇÃO DO
ESTOQUE DE BONITO LISTRADO, (*Katsuwonus pelamis* Linnaeus,
1758), DO ATLÂNTICO OCIDENTAL.**

José Heriberto Meneses de Lima

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ecologia e Recursos Naturais do Centro de Ciências Biológicas e da Saúde da Universidade Federal de São Carlos, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Doutor em Ciências, área de concentração em Ecologia e Recursos Naturais.

SÃO CARLOS – SP

Dezembro/2006

**Ficha catalográfica elaborada pelo DePT da
Biblioteca Comunitária/UFSCar**

L732pi

Lima, José Heriberto Meneses de.

Padronização do índice de abundância e avaliação do estoque de bonito listrado, (*Katsuwonus pelamis* Linnaeus, 1758), do Atlântico Ocidental / José Heriberto Meneses de Lima. -- São Carlos : UFSCar, 2007.

214 f.

Tese (Doutorado) -- Universidade Federal de São Carlos, 2006.

1. Pesca. 2. Captura por Unidade de Esforço (CPUE). 3. Estoques pesqueiros - avaliação. 4. Estatística - análise. 5. Pesca com isca viva. I. Título.

CDD: 639.2 (20^a)

José Heriberto Meneses de Lima

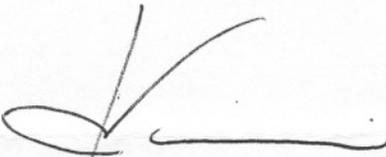
**PADRONIZAÇÃO DO ÍNDICE DE ABUNDÂNCIA E AVALIAÇÃO
DO ESTOQUE DE BONITO-LISTRADO, (*Katsuwonus pelamis*
Linnaeus, 1758), DO ATLÂNTICO OCIDENTAL**

Tese apresentada à Universidade Federal de São Carlos, como parte dos requisitos para obtenção do título de Doutor em Ciências.

Aprovada em 11 de Dezembro de 2006

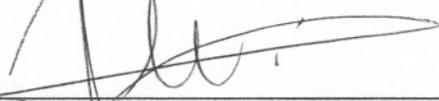
BANCA EXAMINADORA

Presidente



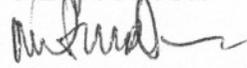
Prof. Dr. José Roberto Verani
(Orientador)

1º Examinador



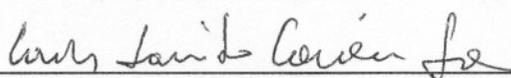
Prof. Dr. Nivaldo Nordi
PPG ERN/UFSCar

2º Examinador



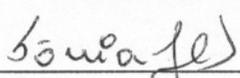
Prof. Dr. Marcel Okamoto Tanaka
PPG ERN/UFSCar

3º Examinador



Prof. Dr. Carlos Tassito Corrêa Ivo
IBAMA/Fortaleza-CE

4º Examinador



Profa. Dra. Sônia Maria Martins de Castro e Silva
IBAMA/Fortaleza-CE

Orientador

Prof. Dr. José Roberto Verani

Co-Orientador

Prof. Dr. Carlos Tassito Corrêa Ivo

AGRADECIMENTOS

- Ao Programa de Pós-Graduação em Ecologia e Recursos Naturais, da Universidade Federal de São Carlos (PPG/ERN-UFSCar).
- Ao Centro de Pesquisa e Gestão dos Recursos Pesqueiros do Litoral Nordeste (CEPENE/IBAMA), na pessoa de seu Chefe, Dr. Antonio Clerton de Paula Pontes, pela autorização, incentivo e apoio à realização desta Tese.
- Ao CNPq pela concessão da bolsa de estudo na modalidade sanduíche, processo no. 200800/03-5 (NV), que permitiu a realização de treinamento supervisionado, no Southeast Fisheries Science Center, do National Marine Fisheries Service – NMFS, do National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA), em Miami, Flórida (USA).
- Ao Professor Dr. José Roberto Verani pela orientação, apoio e confiança durante a realização deste estudo.
- Ao Professor Dr. Carlos Tassito Correia Ivo, pela co-orientação, por ter me incentivado a iniciar este doutorado e pelo apoio irrestrito durante todo o desenvolvimento deste trabalho.
- Aos Drs. Gerald Scott, Mauricio Ortiz e Craig Brown, do Southeast Fisheries Science Center, do National Marine Fisheries Service – NMFS, em Miami, Flórida (USA), pela orientação técnica na utilização do modelo linear generalizado para a padronização de índices de abundância e por terem gentilmente cedido versões do código SAS (Statistical Analysis System), que foram utilizadas nas análises de modelagem estatística da CPUE do bonito listrado.
- Aos amigos David Die e Stephen Turner, pela amizade e o apoio durante a realização do estágio supervisionado no Southeast Fisheries Science Center, do National Marine Fisheries Service – NMFS, em Miami, Flórida (USA).
- Aos membros da Comissão julgadora, que de forma construtiva apresentaram críticas, comentários e sugestões, que contribuíram para

uma melhor estruturação e o aprimoramento do texto final.

- A Celso Fernandes Lin, Antonio Alberto da Silveira Menezes, Luiz Henrique Arantes e Hamilton Rodrigues, amigos e colegas do IBAMA, em Santa Catarina, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul, pelo auxílio na obtenção dos dados de pesca do bonito listrado.
- Ao Dr. Humber Agreli Andrade, da Universidade Vale do Itajaí (UNIVALI), colega do Subcomitê Científico de Atuns e Afins, do Comitê Permanente de Gestão de Atuns e Afins, da SEAP/PR, por compartilhar sua experiência na realização de análises de padronização de CPUE de atuns e afins, contribuindo com subsídios técnicos e sugestões para a realização deste estudo.
- A Dra. Sônia Maria Martins de Castro e Silva, pelo auxílio na padronização das referências bibliográficas e pela amizade e apoio em todas as fases de realização desta tese.
- À Msc Ângela Zacaron da Silva que pacientemente me ajudou na árdua tarefa de revisão e processamento dos dados de Mapas de Bordo e pelo incentivo e apoio.
- Aos colegas do Programa de Pós-Graduação em Ecologia e Recursos Naturais, da UFSCar, em especial ao Marcus Henrique Carneiro, Noely Fabiana Oliveira de Moura e Paula Nakayama pela amizade e apoio nas várias fases de realização deste trabalho.
- A Ramiro Ernesto Ferreira Filho, pela colaboração na digitação e revisão dos dados, e a todos os demais que de alguma forma contribuíram para a elaboração desta Tese.

RESUMO

No presente trabalho a pescaria brasileira do bonito listrado com vara e isca-viva foi analisada, a partir de dados da produção desembarcada, de mapas de bordo e do cadastro das embarcações, com o objetivo de: (a) descrever a pescaria e caracterizar a frota pesqueira, mostrando a composição e a distribuição espacial e geográfica das capturas, esforço de pesca e CPUE; (b) analisar a CPUE do bonito listrado através do modelo linear generalizado (GLM) e desenvolver séries anuais de CPUE padronizada; e (c) realizar análise de avaliação do estoque do bonito listrado através do modelo logístico de Schaefer, do programa ASPIC versão 5.0. O bonito listrado é a espécie com maior volume de captura nas pescarias brasileiras de atuns e afins, respondendo por mais de 50% da produção total de todas as espécies oriundas desta pescaria. A área de pesca estende-se de 20°S a 35°S, com uma maior concentração das pescarias entre 28°S e 34°S. Os maiores índices de captura são registrados na região sul durante o primeiro e o quarto trimestres e os menores no terceiro trimestre. Os desembarques ocorrem nos estados do Rio de Janeiro, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, sendo Santa Catarina o principal pólo de desembarque do bonito listrado. Os maiores volumes de desembarque ocorrem nos meses de verão (fevereiro e março) e os menores nos meses de inverno (agosto e setembro). A frota atuneira de isca-viva apresenta características diversificadas, com comprimento variando entre 15,0 e 49,5 m; os índices de captura do bonito listrado são maiores para os barcos maiores, indicando que o poder de pesca varia em função do tamanho das embarcações. As distribuições de frequência da CPUE do bonito listrado mostraram-se assimétricas e com elevada proporção de zeros (capturas nulas). A padronização da CPUE do bonito listrado pelo modelo linear generalizado foi realizada utilizando o método delta-GLM, que consiste na aplicação de dois modelos lineares generalizados que utilizam as distribuições binomial e lognormal ou Gamma, respectivamente, para a probabilidade da CPUE maior que zero e para a CPUE positiva. A análise de deviance (ou desvio) foi utilizada para selecionar as variáveis ou fatores que explicaram a maior variabilidade na CPUE. A área de pesca e temperatura foram as variáveis que explicaram a maior variação na proporção das capturas positivas, juntamente com a interação ano*TBA, enquanto as variáveis TBA e a estação do ano foram responsáveis pela maior variação da CPUE positiva, juntamente com as interações ano*área, ano*quadrimestre e

ano*TBA. As séries anuais de CPUE padronizada foram obtidas utilizando o modelo linear generalizado misto, no qual todos os fatores foram considerados como efeitos fixos e as interações de primeira ordem, com o fator ano, foram consideradas como efeitos aleatórios. Os modelos delta-lognormal e delta-Gamma mostraram bom ajuste aos dados, mas os intervalos de confiança e os coeficientes de variação das estimativas de CPUE padronizada foram menores para o modelo delta-gamma. Os resultados destas análises mostram a importância do estudo da CPUE e dos fatores que influenciam sua variação, para compreender a dinâmica desta pescaria. Contudo, nem todos os fatores que influenciam a CPUE foram considerados, como o tipo e a quantidade de isca utilizados na pescaria, porque não estiveram disponíveis na maioria dos dados analisados. A análise dos dados dos mapas de bordo mostrou que uma grande parte das informações coletadas são incompletas e pouco precisas, indicando que não existe, no âmbito das instituições responsáveis pela implementação deste sistema de coleta de dados, o reconhecimento da sua importância para a geração de dados e informações fundamentais para a gestão do uso dos recursos pesqueiros. Os resultados da avaliação do estoque do bonito listrado forneceram uma estimativa de rendimento máximo sustentável de 26.930 t, que é cerca de 14% superior à captura de 1998. Ainda que esta estimativa possa parecer realista a estimativa de outros parâmetros parece pouco provável, sugerindo uma situação de sobreexploração que muito provavelmente não corresponde à real situação do estoque. Considerando as incertezas e limitações dos dados utilizados, alguns parâmetros podem ter sido estimados de forma imprecisa. É necessário, portanto, que se usem esses resultados com certa reserva para subsidiar recomendações de ordenamento da pescaria. Para que as avaliações de estoques produzam bons resultados é necessário dispor de dados de boa qualidade, assim sendo, recomenda-se a implementação de um sistema eficiente de coleta de dados, contando inclusive com instrumentos de verificação/confirmação dos dados coletados, tais como observadores de bordo.

ABSTRACT

In this paper data on catch, fishing effort and landings from the Brazilian baitboat fishery, together with information on vessel characteristics were analyzed aiming to: (a) describe the fishery and characteristics of the fishing fleet, analyze catch composition and spatial and temporal distribution of catches, fishing effort and catch rates of skipjack (*Katsuwonus pelamis*); (b) develop standardized indices of abundance for skipjack using generalized linear models (GLM); and (c) apply a non-equilibrium surplus production model for stock assessment of west Atlantic skipjack through the ASPIC program version 5.0. Skipjack is the most important species caught from Brazilian tuna fisheries; its catches comprise more than 50% of the total tuna catches from this fishery. The fishing area is located in the south and southeast regions of Brazil, from 20°S to 35°S, but fishing operations are carried out mainly between 28°S and 34°S. The highest catch rates are recorded in the south region during the first and fourth quarters and the smallest ones in the third quarter. Skipjack landings are made in Rio de Janeiro, Santa Catarina and Rio Grande do Sul states, with Santa Catarina being the most important landing place. The highest landings are recorded during the summer months (February and March) and the smallest ones during the winter months (August and September). The baitboats shows different characteristics; length of vessels varies from 15 to 49.5 meters. Skipjack catch rates from each vessel varies according with its size, which means that fishing power is a function of vessel size. The frequency distributions of skipjack CPUE are highly skewed with a relatively large proportion of zero observations. Standardization of skipjack CPUE (catch per unit of effort) was performed through generalized linear models, using delta-GLM methods, which involves fitting of two sub-models to the data. A first sub-model was applied assuming the binomial error distribution for the proportion of positive catches and a second sub-model was used for the positive catches assuming a different error distribution. Two alternative distributions were assumed for the positive catches, the lognormal and the Gamma distribution. Deviance tables were performed to identify the best set of factors and interactions that most adequately explained the observed variability in proportion of positive catches and positive CPUE. Geographical distribution (fishing area) and sea surface temperature together with the interaction year*GRT were the most important explanatory effects for the occurrence of a non-zero catch. On the other hand GRT

and season, together with year*area, year*season and year*GRT interactions explained the most variability on the observed CPUE of positive catches. The standardized indexes were estimated using Generalized Linear Mixed Models, in which year, area, season, sea surface temperature, vessel length and GRT were included as main explanatory fixed effect factors and all first order interactions with year as random components. Delta-lognormal and delta-Gamma models showed a good fit to the data but narrower confidence intervals and small coefficients of variation were shown for standardized CPUE estimated by the delta-Gamma model. Results from these analyses show the importance of the study of CPUE and factors that have effect on its variations to understand the dynamics of this fishery. However not all factors that have an effect on variations in skipjack CPUE were considered, such as, bait species and amount of life bait, because this sort of information was not present in the majority of data available for analysis. A great amount of the information collected through logbooks are incomplete and imprecise, implying that institutions responsible for the implementation of this data collection system are not aware or do not recognize its importance as an instrument that makes possible to get information of great value for the management and utilization of fishery resources. Results of the stock assessment analysis provided an estimate of 26,930 MT for skipjack maximum sustainable yield, which is about 14% higher than catches taken in 1998. This estimated yield may look like realistic but other parameter estimates seem to be unrealistic, suggesting that the west Atlantic skipjack stock is in an overexploited state, which may not be true. Considering the uncertainties and limitations about the data some of the parameters estimates may be imprecise. Therefore, results from this analysis should be cautiously used to make decisions on management measures for this fishery. A good stock assessment depends not only on the adequacy of the model available for the analysis but also on the quality of the data that the model is fitted to. Therefore, in order to have effective stock assessment for skipjack in future, an efficient system for the collection of data from this fishery shall be implemented. This data collecting system should include mechanisms for data verification, such as observer programmes to monitor catch, effort and other details of the fishing operations.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Capturas anuais do bonito listrado (toneladas) no Atlântico oriental, Atlântico ocidental e total, no período 1980 - 2003.....	53
Tabela 2	Capturas anuais do bonito listrado (toneladas) por petrecho de pesca no Atlântico oriental e no Atlântico ocidental, no período 1980-2003.....	54
Tabela 3	Características físicas médias dos barcos que efetivamente estiveram em operação na pesca do bonito listrado com vara e isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983 - 1996.	61
Tabela 4	Número de viagens dos barcos atuneiros arrendados nacionalizados amostradas pelo Sistema Mapa de Bordo, por mês e ano, no período de 1983 – 1998.....	64
Tabela 5	Dados mensais das pescarias com isca-viva desenvolvidas por atuneiros arrendados nacionalizados, nas Regiões Sudeste e Sul do Brasil, no período de 1983 a 1998.....	64
Tabela 6	Capturas de atuns e afins (t) por espécie, nas pescarias com isca-viva, nas regiões sudeste e sul do Brasil, no período 1979 - 1998.....	67
Tabela 7	Captura (t) esforço de pesca (dias de pesca e procura) e CPUE (t/dia) do bonito listrado nas pescarias com isca-viva desenvolvidas no sudeste e sul do Brasil, no período 1979-1998.....	70
Tabela 8	Número de barcos, com respectivos valores do número de viagens e de captura controladas pelos sistemas de coleta de dados (Controle de Desembarque e Mapa de Bordo) das pescarias da frota nacional sediada em Santa Catarina, no período 1989-1996.....	111
Tabela 9	Número de barcos, com respectivos valores do número de viagens e da captura controlados pelos sistemas de coleta de dados (Controle de Desembarque e Mapa de Bordo), das pescarias da frota arrendada nacionalizada, sediada em Santa Catarina e no Rio Grande do Sul, no período de 1982 a 1998.....	113
Tabela 10	Testes estatísticos de normalidade do logaritmo da CPUE do bonito listrado capturado nas pescarias de isca-viva, de atuneiros nacionais e arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1998.....	115
Tabela 11	Número de observações (registros de dias de pesca) por ano e trimestre, obtidas dos mapas de bordo coletados dos barcos nacionais e arrendados nacionalizados, no período 1989-1998.....	129
Tabela 12	Número de observações anuais utilizadas nas análises de padronização da CPUE do bonito listrado, distribuídas entre os fatores: quadrimestre, área de pesca, classe de embarcação, capacidade dos tanques de isca-viva, intervalo de temperatura e	

	número de pescadores, para o período 1989-1998.....	130
Tabela 13	Análise de deviência para seleção das variáveis do modelo linear generalizado (com distribuição binomial) aplicado aos dados de proporção das capturas positivas do bonito listrado, da pescaria com isca-viva de atuneiros nacionais e arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1989-1998.	133
Tabela 14	Análise para definição dos modelos delta-lognormal e delta-Gamma ajustados às taxas de captura do bonito listrado, da pescaria com vara e isca-viva do sudeste e sul do Brasil, no período de 1989 a 1998.....	134
Tabela 15	Resultado da aplicação do modelo linear generalizado misto aos dados de proporção de capturas positivas do bonito listrado (distribuição binomial), das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período, 1989-1998.....	136
Tabela 16	Análise de deviência para seleção das variáveis do modelo linear generalizado (com distribuição lognormal) aplicado aos dados de capturas positivas do bonito listrado, da pescaria com isca-viva de atuneiros nacionais e arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1989-1998.....	137
Tabela 17	Análise de deviência para seleção das variáveis do modelo linear generalizado (com distribuição Gamma) aplicado aos dados de capturas positivas do bonito listrado, da pescaria com isca-viva de atuneiros nacionais e arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1989-1998.....	138
Tabela 18	Resultado da aplicação do modelo linear generalizado misto aos dados de capturas positivas do bonito listrado (distribuição lognormal), das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período, 1989-1998.....	141
Tabela 19	Resultado da aplicação do modelo linear generalizado misto aos dados de capturas positivas do bonito listrado (distribuição Gamma), das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período, 1989-1998.....	142
Tabela 20	CPUE nominal (t/dia de pesca) e CPUE padronizada pelos modelos delta-Gamma e delta-lognormal, com respectivos desvios padrão e coeficiente de variação e CPUE relativa com seus intervalos de confiança de 95%. Período 1989-1998.....	146
Tabela 21	Número de observações (dados agrupados) por ano e trimestre, obtidas dos mapas de bordo coletados dos barcos nacionais e arrendados nacionalizados, no período 1983-1988.....	149
Tabela 22	Dados mensais das pescarias com isca-viva desenvolvidas por atuneiros nacionais e arrendados nacionalizados, nas Regiões Sudeste e Sul do Brasil, no período de 1983 a 1988.....	150
Tabela 23	Número de observações anuais utilizadas nas análises de padronização da CPUE do bonito listrado, distribuídas entre os fatores: área de pesca e classes de TBA e de comprimento das embarcações, no período 1983-	

	1988.....	152
Tabela 24	Análise de deviência para seleção das variáveis do modelo linear generalizado (com distribuição binomial) aplicado aos dados de proporção das capturas positivas do bonito listrado da pescaria com isca-viva, de atuneiros nacionais e arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1988.....	157
Tabela 25	Análise de deviência para seleção das variáveis do modelo linear generalizado (com distribuição lognormal) aplicado aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado da pescaria com isca-viva, de atuneiros nacionais e arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1988.....	159
Tabela 26	Análise de deviência para seleção das variáveis do modelo linear generalizado (com distribuição gamma) aplicado aos dados de capturas positivas do bonito listrado da pescaria com isca-viva, de atuneiros nacionais e arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1988.....	160
Tabela 27	Análise para definição dos modelos delta-lognormal e delta-Gamma ajustados às taxas de captura do bonito listrado, da pescaria com vara e isca-viva do sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1988.....	161
Tabela 28	Resultado da aplicação do modelo linear generalizado misto aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado (distribuição lognormal) das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1988.....	162
Tabela 29	Resultado da aplicação do modelo linear generalizado misto aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado (distribuição Gamma) das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1988.....	163
Tabela 30	Resultado da aplicação do modelo linear generalizado misto aos dados de proporção das capturas positivas do bonito listrado (distribuição binomial), das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1988.....	164
Tabela 31	CPUE nominal (t/dia de pesca) e CPUE padronizada pelos modelos delta-Gamma e delta-lognormal, com respectivos desvios padrão e coeficiente de variação e CPUE relativa com seus intervalos de confiança de 95%. Período 1983-1988.....	170
Tabela 32	Análise de deviência para seleção das variáveis do modelo linear generalizado (com distribuição binomial) aplicado aos dados de proporção das capturas positivas do bonito listrado, da pescaria com isca-viva de atuneiros arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1998.....	174
Tabela 33	Análise de deviência para seleção das variáveis do modelo linear generalizado (com distribuição lognormal) aplicado aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado, da pescaria com isca-viva de atuneiros arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no	

	período 1983-1998.....	175
Tabela 34	Captura anual e CPUE padronizada do bonito listrado utilizadas no ajuste do modelo de produção do programa ASPIC.....	190
Tabela 35	Rendimento máximo sustentável e parâmetros estimados pelo programa ASPIC, ajustado aos dados de captura e CPUE padronizada do bonito listrado, da pescaria com isca-viva, do sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1998.....	191

LISTA DE FIGURAS

Figura 1	Áreas de reprodução e de pesca do bonito listrado em águas jurisdicionais brasileiras e fluxo das correntes oceânicas no Atlântico sul ocidental.....	34
Figura 2	Mapa da América do Sul com indicação da área de estudo (retângulo em negrito) aonde foram coletados dados sobre as operações de pesca dos barcos atuneiros de isca-viva, nas Regiões Sudeste e Sul do Brasil.....	35
Figura 3	Captura total acumulada do bonito listrado, (<i>Katsuwonus pelamis</i> Linnaeus, 1758) por unidade de estoque, em todo o Atlântico, no período 1980-2003.....	53
Figura 4	Captura total acumulada do bonito listrado, no Atlântico oriental, por petrecho de pesca, no período 1980-2003.....	54
Figura 5	Captura total acumulada do bonito listrado, no Atlântico ocidental, por petrecho de pesca, no período 1980-2003.....	55
Figura 6	Captura total acumulada do estoque de bonito listrado do Atlântico ocidental, nos principais países produtores, no período 1980-2003.....	55
Figura 7	Distribuição geográfica da captura anual média do bonito listrado por bloco estatístico (5° x 5°) nas pescarias com isca-viva no Oceano Atlântico, no período 1995-1999.....	56
Figura 8	Distribuição geográfica da captura anual média do bonito listrado por bloco estatístico (5° x 5°) nas pescarias com redes de cerco no Oceano Atlântico, no período 1995-1999.....	57
Figura 9	Captura da isca-viva por botes motorizados, transportados pelos barcos atuneiros, utilizando redes de cerco, nas baías e enseadas do litoral sudeste e sul do Brasil.....	59
Figura 10	Fechamento da rede de cerco e aproximação do barco atuneiro.....	59
Figura 11	Detalhe da operação de pesca, aonde os pescadores postados em plataforma no costado da embarcação, ao nível do mar, realizam a captura sob cardumes atraídos com isca-viva lançada ao mar.....	60
Figura 12	Proporção dos dias de pesca com captura positiva do bonito listrado, nas pescarias com isca-viva dos atuneiros arrendados nacionalizados, no período de 1983 a 1998.	65
Figura 13	Proporção dos dias de pesca com captura positiva do bonito listrado, nas pescarias com isca-viva dos atuneiros nacionais, de Santa Catarina, no período de 1989 a 1998.....	65
Figura 14	Captura média mensal do bonito listrado desembarcada nos estados do Rio de Janeiro e Santa Catarina por atuneiros de isca-viva nacionais, no período de 1983 a 1998.....	68

Figura 15	Captura media mensal do bonito listrado desembarcada nos estados de Santa Catarina e Rio Grande do Sul, por atuneiros de isca-viva arrendados nacionalizados, no período de 1983 a 1998.....	68
Figura 16	Boxplot dos dados de temperatura mensal da superfície do mar, nas pescarias com isca-viva dos barcos atuneiros arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1998.....	69
Figura 17	Evolução da captura do bonito listrado (t), nas pescarias com isca-viva no sudeste e sul do Brasil, por tipo de frota, no período de 1980 a 2003.....	70
Figura 18	Distribuição geográfica da captura anual do bonito listrado (em toneladas), nas pescarias de atuneiros de isca-viva, operando no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1998.....	75
Figura 19	Distribuição geográfica do esforço de pesca anual (número de dias de pesca), nas pescarias de atuneiros de isca-viva arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1998.....	76
Figura 20	Distribuição geográfica da CPUE anual do bonito listrado (t/dia de pesca), nas pescarias de atuneiros de isca-viva arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1998.....	77
Figura 21	Boxplot dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva dos barcos arrendados nacionalizados, por área de pesca, no período 1983-1998.....	78
Figura 22	Boxplot dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva dos barcos nacionais de Santa Catarina, por área de pesca, no período 1989-1998.....	79
Figura 23	Distribuição trimestral dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva dos barcos arrendados nacionalizados, no período 1983-1998.....	80
Figura 24	Distribuição trimestral dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva dos barcos nacionais de Santa Catarina, no período 1989-1998.....	81
Figura 25	Distribuição dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca), nas pescarias com isca-viva dos barcos arrendados nacionalizados, por faixa de temperatura, no período 1983-1998.....	82
Figura 26	Distribuição dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca), nas pescarias com isca-viva, dos barcos nacionais de Santa Catarina, por faixa de temperatura, no período 1989-1998.....	83
Figura 27	Boxplot dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva dos barcos nacionais e arrendados nacionalizados, por classe de comprimento das embarcações, no sudeste e sul do Brasil, no período 1989-1998.....	84
Figura 28	Boxplot dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva dos barcos nacionais e arrendados	

	nacionalizados, por classe de tonelagem bruta de arqueação (TBA), no sudeste e sul do Brasil, no período 1989 – 1998.....	84
Figura 29	Distribuição de freqüência e curva de densidade normal ajustada aos valores de CPUE (t/dia de pesca) do bonito listrado, das pescarias de atuneiros arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1998.....	112
Figura 30	Distribuição de freqüência dos valores do logaritmo da CPUE (t/dia de pesca+constante) do bonito listrado, das pescarias de atuneiros arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1998 (inclusive dias de pesca sem captura).....	114
Figura 31	Distribuição de freqüência e curva de densidade normal ajustada ao logaritmo dos valores de CPUE (t/dia de pesca) positiva do bonito listrado, das pescarias de atuneiros arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1998,.....	114
Figura 32	Gráfico normal de probabilidade da CPUE positiva do bonito listrado, das pescarias dos barcos arrendados nacionalizados, no período 1983-1998, em função dos percentis da distribuição normal padrão.....	116
Figura 33	Gráfico normal de probabilidade do logaritmo da CPUE positive do bonito listrado, das pescarias dos barcos arrendados nacionalizados, no período 1983-1998, em função dos percentis da distribuição normal padrão.....	116
Figura 34	Distribuição geográfica da CPUE média trimestral do bonito listrado (t/dia de pesca) nas pescarias de atuneiros de isca-viva arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1998.....	118
Figura 35	Distribuição geográfica da CPUE trimestral do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva desenvolvidas no sudeste e sul do Brasil, por atuneiros baseados no estado de Santa Catarina, no período de 1983 a 1998.....	119
Figura 36	Regressão entre o logaritmo da variância e o logaritmo da média da CPUE do bonito listrado, por estrato de ano, trimestre e área, nas pescarias dos barcos nacionais de isca-viva, com desembarques em Santa Catarina, no período 1989-1998.....	124
Figura 37	Regressão entre o logaritmo da variância e o logaritmo da CPUE média do bonito listrado, por estrato de ano, trimestre e área, nas pescarias dos barcos arrendados nacionalizados de isca-viva, no período 1983-1998.....	125
Figura 38	Matriz dos gráficos de dispersão das variáveis características físicas das embarcações: capacidade dos tanques de isca-viva (vol_m ³), tonelagem bruta de arqueação (TBA) e comprimento (comp). Barcos nacionais, com desembarques em Santa Catarina, no período de 1989 a 1998.....	126
Figura 39	Distribuição dos dados de CPUE do bonito listrado, por classes de TBA (tonelagem bruta de arqueação) dos barcos atuneiros de Santa Catarina, no período de 1989 a 1998.....	127
Figura 40	Distribuição dos dados de CPUE do bonito listrado, por classes de	

	comprimento (metros) dos barcos atuneiros de Santa Catarina, no período de 1989 a 1998.....	127
Figura 41	Varição da CPUE nominal do bonito listrado (t/dia de pesca) na pescaria com isca-viva no sudeste e sul do Brasil, no período 1989-1998.....	131
Figura 42	Varição da proporção das capturas positivas do bonito listrado na pescaria com isca-viva no sudeste e sul do Brasil, no período 1989-1998..	132
Figura 43	Resíduos de Pearson por ano. Modelo linear generalizado misto, com distribuição binomial dos dados das proporções de capturas positivas do bonito listrado, das pescarias com vara e isca-viva, no período de 1989 a 1998.....	143
Figura 44	Gráfico dos resíduos por ano para capturas positivas. Modelo linear generalizado misto, com distribuição lognormal dos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado, das pescarias com vara e isca-viva, no período de 1989 a 1998.....	143
Figura 45	Distribuição de freqüência e curva de densidade normal ajustada aos valores dos resíduos do ajuste do modelo lognormal aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado, das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1989 a 1998.....	144
Figura 46	Gráfico Q-Q (quartis) dos resíduos padronizados ajustados à reta dos valores esperados da distribuição normal assumida para os dados do logaritmo da CPUE das capturas positivas do bonito listrado, das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, período de 1989 a 1998.....	144
Figura 47	Distribuição de freqüência e curva de densidade Gamma ajustada aos valores dos resíduos do ajuste do modelo Gamma aos dados de capturas positivas do bonito listrado, das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1989 a 1998.....	145
Figura 48	Gráfico dos resíduos por ano. Modelo linear generalizado misto, com distribuição Gamma, aplicado aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado das pescarias com vara e isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1989 a 1998.....	145
Figura 49	CPUE padronizada estimada pelo modelo delta-lognormal, com respectivos intervalos de confiança, e CPUE nominal, do bonito listrado, para o período 1989-1998. Valores escalonados em relação ao valor máximo de cada série de CPUE.....	147
Figura 50	CPUE padronizada estimada pelo modelo delta-Gamma, com respectivos intervalos de confiança e CPUE nominal, do bonito listrado, para o período 1989-1998. Valores escalonados em relação ao valor máximo de cada série de CPUE.....	147
Figura 51	Comparação entre a CPUE nominal e as duas séries de CPUE do bonito listrado, padronizadas pelos modelos delta-lognormal e delta-Gamma, da pescaria com isca-viva do sudeste e sul do Brasil, no período 1989-1998.....	148

Figura 52	Boxplot dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva dos barcos nacionais e arrendados nacionalizados, por trimestres, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1988.....	153
Figura 53	Boxplot dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva dos barcos nacionais e arrendados nacionalizados, por área de pesca, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1988.....	153
Figura 54	Boxplot dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva dos barcos nacionais e arrendados nacionalizados, por classe de TBA das embarcações, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1988.....	154
Figura 55	Boxplot dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva dos barcos nacionais e arrendados nacionalizados, por classe de comprimento das embarcações, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1988.....	154
Figura 56	Variação anual da CPUE nominal do bonito listrado (t/dia de pesca) na pescaria com isca-viva no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1988..	156
Figura 57	Variação anual da proporção das captura positivas do bonito listrado na pescaria com isca-viva no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1988..	156
Figura 58	Diagrama de dispersão dos resíduos de Pearson por ano. Modelo linear generalizado misto, com distribuição binomial dos dados das proporções de capturas positivas do bonito listrado, das pescarias com vara e isca-viva, no sudeste e sul do Brasil período de 1983 a 1988.....	167
Figura 59	Diagrama de dispersão dos resíduos por ano. Modelo linear generalizado misto, com distribuição lognormal dos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado das pescarias com vara e isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1988.....	167
Figura 60	Distribuição de freqüência e curva de densidade normal ajustada aos valores dos resíduos do ajuste do modelo lognormal aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado, das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1988.....	168
Figura 61	Gráfico Q-Q (quartis) dos resíduos padronizados ajustados à reta dos valores esperados da distribuição normal, assumida para os dados do logaritmo da CPUE das capturas positivas do bonito listrado, das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1988.....	168
Figura 62	Distribuição de freqüência e curva de densidade Gamma ajustada aos valores dos resíduos do ajuste do modelo Gamma aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado, das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1988.....	169
Figura 63	Dispersão dos resíduos por ano. Modelo linear generalizado misto, com distribuição Gamma, ajustado aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado das pescarias com vara e isca-viva, no sudeste e sul do	

	Brasil, no período de 1983 a 1988.....	169
Figura 64	CPUE padronizada estimada pelo modelo delta-lognormal, com respectivos intervalos de confiança, e CPUE nominal, do bonito listrado, para o período 1983-1988. Valores escalonados em relação ao valor máximo de cada série de CPUE.....	171
Figura 65	CPUE padronizada estimada pelo modelo delta-Gamma, com respectivos intervalos de confiança e CPUE nominal, do bonito listrado, para o período 1983-1988. Valores escalonados em relação ao valor máximo de cada série de CPUE.....	171
Figura 66	(A) Variação anual da captura (t), (B) do esforço de pesca (dias) e (C) da CPUE padronizada do bonito listrado (t/dia de pesca) na pescaria com isca viva no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1998.	189
Figura 67	Trajectoria da biomassa e mortalidade por pesca relativa, estimadas pelo ajuste do modelo logístico de Schaefer, do Programa ASPIC, aos dados de captura e CPUE do bonito listrado, da pesca com isca viva do sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1998.	194

LISTA DE ANEXOS

ANEXO I	Formulário de Mapa de Bordo	212
ANEXO II	Relação nominal das embarcações, suas características físicas principais e número de anos de operação, nos estados do Rio de Janeiro e Santa Catarina, no período 1983-1996.	213

SUMÁRIO

RESUMO.....	06
ABSTRACT.....	08
LISTA DE TABELAS	10
LISTA DE FIGURAS	14
LISTA DE ANEXOS.....	20
SUMÁRIO	21
1. INTRODUÇÃO GERAL	24
2. DISTRIBUIÇÃO E CICLO DE VIDA DO BONITO LISTRADO	30
3. MATERIAL E MÉTODOS	35
3.1 Caracterização da área de estudo	35
3.2 Fonte e tratamento dos dados	36
- Obtenção dos Dados.....	36
- Controle de desembarques	36
- Sistema de Mapas de Bordo (SMB)	37
- Banco de dados da ICCAT	37
3.3 Preparação dos Dados.....	38
4. A PESCARIA BRASILEIRA DO BONITO LISTRADO COM VARA E ISCA-VIVA	45
4.1 INTRODUÇÃO	45
4.2 MATERIAL E MÉTODOS.....	48
4.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	52
4.3.1 Aspectos gerais da pesca do bonito listrado no Oceano	

Atlântico	52
4.3.2 Evolução e caracterização da pescaria do bonito listrado no sudeste e sul do Brasil.....	57
- Descrição da pescaria com vara e isca-viva	57
- Evolução e caracterização da frota	61
- Dados operacionais da pesca	62
- Composição e distribuição sazonal das capturas	66
- Evolução das capturas	69
- Distribuição das capturas, do esforço de pesca e da CPUE.....	71
4.4 CONCLUSÕES	85
5. MODELAGEM ESTATÍSTICA DA CAPTURA POR UNIDADE DE ESFORÇO DO BONITO LISTRADO.....	87
5.1 INTRODUÇÃO	87
5.2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	90
5.2.1 Métodos de padronização da CPUE.....	90
5.2.2 A modelagem estatística.....	96
5.2.3 O modelo linear generalizado (GLM)	97
5.3 MATERIAL E MÉTODOS	101
5.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	110
5.4.1 Análise descritiva dos dados	110
5.4.2 Padronização da CPUE	120
- Série de dados utilizados	120
- A seleção do Modelo	122
- A definição da probabilidade de distribuição da variável resposta (CPUE)	123
- Seleção das variáveis explicativas	125
- Séries de CPUE padronizada	128
Período 1989 – 1998	128
Período 1983 – 1988	148
- Análise adicional – Barcos arrendados nacionalizados (1983 – 1998)	172
5.5 CONCLUSÕES	177

6. AVALIAÇÃO DO ESTOQUE DE BONITO LISTRADO DO ATLÂNTICO OCIDENTAL.....	179
6.1 INTRODUÇÃO	179
- Os modelos de produção	182
- A base conceitual dos modelos de produção	182
6.2 MATERIAL E MÉTODOS	187
6.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	188
6.4 CONCLUSÕES.....	195
7. CONCLUSÕES GERAIS	197
8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	202
ANEXOS.....	212

1. INTRODUÇÃO GERAL

O grupo dos atuns e afins compreende várias espécies da ordem Scombriformes; os atuns verdadeiros ou albacoras, pertencentes à família Scombridae e todas do gênero Thunnus, South 1845, constituem-se nas espécies de maior valor comercial. Outras espécies de menor importância no grupo são os bonitos (gêneros Euthynnus, Katsuwonus e Auxis), os agulhões (família Istiophoridae), o espadarte (família Xiphidae) e a cavala e a serra (espécies de escombrídeos do gênero Scomberomorus). Com exceção das duas últimas espécies, que têm uma distribuição geográfica mais costeira, sendo, portanto, basicamente capturadas em pescarias costeiras de pequena escala, todas as demais são exploradas pela pesca industrial, oceânica, e são consideradas como altamente migratórias pela Convenção das Nações Unidas sobre o Direito do Mar. Algumas espécies, como os agulhões, são importantes também para a pesca esportiva.

No Brasil, dentre as espécies do grupo dos atuns e afins que são exploradas comercialmente, o bonito listrado (*Katsuwonus pelamis*, Linnaeus 1758) destaca-se como aquela com maior volume de captura em peso, representando cerca de 50% da produção nacional de todas as espécies de atuns e afins.

Sistematicamente no grupo dos atuns e afins o bonito listrado está classificado como segue:

Filo Chordata

Classe Osteichthyes

Ordem Scomberiformes

Família Scombridae

Gênero *Katsuwonus*

Espécie *Katsuwonus pelamis*, Linnaeus 1758

(Foto)



A área de distribuição do bonito listrado compreende as regiões subtropicais e tropicais de todos os oceanos. No Atlântico, particularmente, é encontrado entre as latitudes 40°N e 35°S. A espécie é caracterizada por ser tipicamente oceânica, altamente migratória, formando grandes cardumes na superfície do mar.

Os atuns e afins são capturados basicamente por três métodos principais de pesca: o espinhel (longline), que opera à meia água, em profundidades variáveis que podem chegar a 350 metros, o cerco e a pesca com vara e isca-viva. As duas últimas formas de pesca atuam sobre concentrações superficiais de atuns.

No Oceano Atlântico o bonito listrado é capturado quase que exclusivamente por métodos de pesca de superfície. As capturas com espinhel são obtidas de forma acidental sendo, portanto, de pouca importância.

No Brasil, os principais métodos de pesca empregados nas pescarias industriais de atuns e afins são a isca-viva e o espinhel. À semelhança do que ocorre nas pescarias dos demais países, as capturas brasileiras do bonito listrado são obtidas, também, por métodos de pesca de superfície, sendo a vara e isca-viva o petrecho de pesca utilizado. As pescarias com redes de cerco não têm se desenvolvido ao longo da costa brasileira, ainda que em determinados anos, especialmente nos meses do verão, ocorram pescarias sazonais realizadas por barcos cerqueiros oriundos de outras pescarias.

As capturas do bonito listrado nas pescarias com espinhel são incipientes, mas ocorrem em toda a extensão das águas jurisdicionais brasileiras. Devido ao pequeno volume capturado, na maioria das vezes tais capturas são informadas agrupadas com outras espécies. As pescarias com métodos de pesca de superfície são desenvolvidas exclusivamente no sudeste e sul do Brasil, devido ao fato de que nestas regiões os cardumes superficiais ocorrem em concentrações que viabilizam economicamente a pescaria. Nas demais regiões as pescarias têm sido inviabilizadas devido a condições oceanográficas que não favorecem a formação de áreas de pesca, tais como, ausência de áreas de ressurgência e termoclina e oxiclina com profundidade maior que 50 m, que de acordo com MATSUURA (1982) impedem a formação de grandes cardumes superficiais. Adicionalmente existe pouca disponibilidade de pequenos pelágicos que possam ser utilizados como isca-viva.

O bonito listrado capturado nas pescarias brasileiras com isca-viva representa apenas uma parte do estoque total do Atlântico ocidental, que se encontra distribuído nas águas jurisdicionais de vários países e em áreas do alto-mar, onde ocorrem importantes capturas de vários países. A atividade de pesca sobre um estoque explorado em uma determinada área de um país terá conseqüências sobre a pesca desse mesmo estoque em outra área de pesca de um outro país. Nesse sentido, as medidas que tenham por objetivo a conservação/ordenamento da pesca devem contemplar toda a área de distribuição do estoque total, e, no caso das espécies do grupo dos atuns e afins, de conformidade com os preceitos da Convenção das Nações Unidas sobre o Direito do Mar (UN, 1983), serem estabelecidas por um organismo com atuação internacional. A Comissão Internacional para a Conservação do Atum Atlântico (ICCAT) é a organização com atribuição/responsabilidade pela conservação e ordenamento dos recursos pesqueiros de atuns e afins do Atlântico.

Para a consecução deste objetivo, a ICCAT conta com a colaboração dos países membros, aos quais compete fornecer regularmente todos os dados e informações estatísticas disponíveis sobre as suas pescarias. Esses países também devem desenvolver pesquisas científicas que contribuam para a realização das análises de avaliação dos estoques, com vistas a possibilitar a formulação das recomendações necessárias para a conservação e uso sustentado de todos os estoques de atuns e afins no Oceano Atlântico e mares adjacentes (ICCAT, 1985).

Para fins de avaliação de estoques considera-se que existem dois estoques de bonito listrado, um no Oceano Atlântico ocidental e um no lado oriental, estando os mesmos separados pela longitude de 30° W (ICCAT, 1998).

O estoque do bonito listrado do Atlântico oriental é explorado por frotas pesqueiras de cerco e de vara e isca-viva de vários países, as quais apresentam características heterogêneas e, portanto, diferentes níveis de capturabilidade. Para a maioria destas pescarias o bonito listrado não constitui a espécie alvo nas capturas sendo geralmente a espécie secundária ou “by-catch”. Por este motivo os grupos de avaliação de estoques da ICCAT não têm conseguido estimar uma medida de esforço efetivo aplicado sobre o bonito listrado. Sem uma medida adequada do esforço de pesca não há uma relação de proporcionalidade entre a taxa de mortalidade por pesca e o esforço, condição necessária para a realização de análises sobre o estado deste estoque, através dos modelos de produção.

No Atlântico ocidental a pesca mais importante, realizada com isca-viva, que atua sobre o estoque do bonito listrado é realizada pela frota pesqueira brasileira. A captura do bonito listrado (espécie alvo) representa em torno de 60% da captura total da espécie no Atlântico ocidental.

O considerável volume de dados disponível sobre o esforço de pesca, não padronizado, aplicado na captura do estoque de bonito listrado capturado com vara e isca-viva nas pescarias brasileiras, desde que padronizados, serão de grande valia para a avaliação do estoque da espécie explorada no Atlântico ocidental; os modelos de produção utilizados nessas análises requerem o uso de dados de esforço de pesca padronizados. Assim, a não padronização do esforço tem sido fator impeditivo às análises do estoque do bonito listrado capturado no Atlântico ocidental.

Ao se utilizar a CPUE (Captura por Unidade de Esforço) como um índice de abundância se considera que, numa escala espacial pequena, a captura é proporcional ao produto do esforço de pesca pela densidade do estoque explorado

$$C = qEN,$$

onde, E é o esforço de pesca aplicado, N a densidade e q é a fração da abundância que é capturada por uma unidade de esforço (geralmente denominado coeficiente de capturabilidade).

Re-arranjando esta equação se obtém a relação entre a taxa de captura (CPUE) e a abundância

$$C/E = qN = CPUE.$$

Esta equação pode ser generalizada para a população total submetida à exploração pela pesca, desde que, q permaneça constante (independente do tempo, espaço e barco de pesca). Contudo, q geralmente não permanece constante variando espacialmente e temporariamente devido a variações na composição da frota, locais de pesca e períodos de pesca.

Portanto, para tornar possível a utilização da CPUE como um índice de abundância, proporcional ao tamanho do estoque, torna-se necessário remover o

impacto das mudanças ocorridas em outros fatores que não sejam estritamente relacionados com a abundância. Este processo de identificação e remoção dos efeitos de fatores que afetam a CPUE é conhecido como padronização da CPUE.

Os primeiros trabalhos de padronização da CPUE foram desenvolvidos por SHIMADA; SCHAEFER (1956) e BEVERTON; HOLT (1957) que utilizaram um método baseado na comparação de índices de captura médios de uma determinada classe de embarcação com índices médios de uma classe de embarcação padrão. GULLAND (1956) utilizou uma outra abordagem baseada em modelos lineares, que foi precursora da técnica de modelagem da CPUE através dos modelos lineares generalizados que, atualmente, se constitui no método mais utilizado na padronização da CPUE.

Em 1994, foi realizada no Brasil uma reunião técnica da ICCAT, tendo como objetivo principal desenvolver métodos de padronização dos índices de abundância das pescarias de atuns do Atlântico sul. Pela primeira vez tentou-se analisar tais dados, através do modelo linear generalizado (GLM), para a obtenção de índices de abundância padronizados para as pescarias do bonito listrado capturado com isca-viva nas pescarias brasileiras. Entretanto, devido principalmente a limitações de tempo, tais análises não foram concretizadas (ICCAT, 1995).

Em 1999, foi realizada na Ilha da Madeira, Portugal, uma reunião da ICCAT para avaliação de estoques do bonito listrado do Atlântico, na qual foi apresentada uma análise bastante preliminar de padronização da CPUE do bonito listrado, considerando um número reduzido de fatores (frota, ano, trimestre e área de pesca) responsáveis por variações no rendimento das pescarias (MENESES DE LIMA; LIN e MENEZES., 2000). Nesta análise os fatores considerados foram os seguintes: frota (três níveis) – nacionais do Rio de Janeiro; nacionais de Santa Catarina e frota de barcos japoneses arrendados; ano (16 níveis) – de 1983 a 1998; trimestre (quatro níveis) – I, II, III e IV; e área (dois níveis) – ao norte de 28°S e ao sul de 28°S. O resultado desta análise não foi suficiente para justificar a utilização dos índices estimados numa análise de avaliação através do modelo de produção.

Mais recentemente ANDRADE (2003) utilizando dados de mapas de bordo para o ano de 1994 aplicou uma análise de GLM para identificar as áreas de pesca mais rentáveis. Os fatores utilizados foram área e trimestre do ano e as variáveis ambientais temperatura, estado do céu, força do vento, além da profundidade, número de pescadores e quantidade de isca-viva utilizada por viagem

de pesca. Os resultados confirmaram as conclusões de MENESES DE LIMA; LIN; MENEZES (op. cit.), indicando que área e trimestre do ano são os fatores responsáveis pela maior variação na CPUE. Indicaram também que as pescarias realizadas no segundo trimestre, com céu claro e ventos fracos são aquelas que resultaram em maiores valores de CPUE.

O objetivo deste trabalho é a aplicação de modelos de análise estatística aos dados de captura e esforço de pesca, da pescaria brasileira do bonito listrado com vara e isca-viva, tendo em vista a padronização da CPUE. Serão consideradas as variáveis ou fatores que influenciam no rendimento desta pescaria, com vistas à obtenção de índices padronizados de abundância relativa do bonito listrado, que atendam às premissas básicas dos modelos de avaliação de estoques que utilizam este parâmetro como indicador da abundância real dos estoques. Finalmente, o objetivo maior do trabalho é avaliar o estado do estoque do bonito listrado do Atlântico ocidental, com a finalidade de fornecer subsídios para a conservação e o ordenamento da pesca do recurso.

Neste sentido, na parte inicial da presente tese se apresenta uma descrição da pescaria do bonito listrado, mostrando as características principais desta pescaria a nível global em todo o oceano Atlântico, e uma análise descritiva detalhada da pescaria brasileira do bonito listrado no sudeste e sul do Brasil, visando facilitar a compreensão e interpretação dos dados estatísticos e informações pesqueiras que serão utilizados na modelagem estatística das taxas de captura do bonito listrado.

Portanto, o presente estudo está dividido nas seguintes partes:

- A pescaria brasileira do bonito listrado com vara e isca-viva;
- Modelagem estatística das taxas de captura do bonito listrado com vistas à padronização da CPUE
- Avaliação do estado do estoque do bonito listrado do Atlântico ocidental.

2. DISTRIBUIÇÃO E CICLO DE VIDA DO BONITO LISTRADO

De um modo geral todas as espécies do grupo atuns e afins realizam extensas migrações, sendo algumas espécies capazes de realizar migrações transoceânicas. Quase todas se caracterizam por apresentar crescimento rápido e a maioria delas atinge grande tamanho, além de apresentarem alta fecundidade (JOSEPH, 1983).

De acordo com sua distribuição geográfica as espécies de atuns e afins podem ser classificadas como tropicais ou de águas temperadas. Das cinco espécies de tunídeos de maior valor comercial, três são consideradas como tropicais: a albacora lage (*Thunnus albacares*, Bonnaterre, 1788) a albacora bandolim (*Thunnus obesus*, Lowe 1839) e o bonito listrado. As espécies de regiões temperadas são a albacora branca (*Thunnus alalunga*, Bonnaterre 1788) e a albacora azul (*Thunnus thynnus*, Linnaeus 1758). As espécies tropicais apresentam crescimento mais rápido quando comparado a espécies de regiões temperadas e, no caso da albacora lage e albacora bandolim, atingem grandes tamanhos (cerca de 190 cm de comprimento furcal), enquanto o bonito listrado que tem um ciclo de vida mais curto (idade máxima em torno de 10 anos), tem comprimento furcal máximo entre 90 e 100 cm. As espécies de regiões temperadas apresentam taxas de crescimento menor e exibem ciclo de vida mais longo (JOSEPH, 1972; FONTENEAU; MARCILLE, 1991).

Com base nos conhecimentos disponíveis sobre a área de distribuição dos indivíduos adultos BLACKBURN (1965) dividiu os atuns em dois grupos: (1) espécies que ocorrem de forma mais ou menos contínua sobre vastas áreas oceânicas e (2) espécies que raramente ocorrem além de algumas centenas de milhas da costa. No primeiro grupo estariam as albacoras e o bonito listrado e, no segundo as demais espécies de bonitos e a albacorinha (*Thunnus atlanticus*, Lesson 1830).

Este mesmo autor cita, ainda, que a maioria dos atuns tem uma distribuição latitudinal aproximadamente simétrica em relação aos pólos, em ambos os hemisférios, sugerindo a existência de uma relação direta entre a distribuição dos atuns e algumas variáveis ambientais, a exemplo da temperatura. Neste sentido, vários estudos parecem indicar uma correspondência estreita entre a posição das isotermas superficiais e os limites de distribuição de algumas espécies

(BLACKBURN op. cit). Considera-se, portanto, que a temperatura exerce um papel importante na determinação dos limites de distribuição de muitas espécies de atuns.

ANDRADE (2003) utilizou dados de pesca obtidos de mapas de bordo, de temperatura através de imagens de satélite e levantamentos oceanográficos, para analisar a relação entre a pesca do bonito listrado com vara e isca-viva no sudeste e sul do Brasil e a variação sazonal da temperatura da superfície do mar ao longo da corrente do Brasil. Estas análises lhe permitiram concluir que a maioria das operações de pesca ocorreu com temperaturas entre 22° e 26°C e que os deslocamentos do esforço de pesca no sentido norte-sul-norte estavam fortemente influenciados pela variação da temperatura da superfície do mar. Contudo, não encontrou evidência de uma relação direta entre a temperatura e a presença ou abundância do bonito listrado; a temperatura da superfície do mar pode ser considerada, apenas, como indicativo de áreas com probabilidade de ocorrência de cardumes do bonito listrado vulneráveis à pesca com isca-viva.

Os principais fatores ambientais que determinam as áreas de ocorrência do bonito listrado são a temperatura e a concentração de oxigênio dissolvido na água do mar, sendo que os valores limitantes destas variáveis diferem de uma população ou de uma região para outra (BARKLEY, NEILL; GOODING, 1978).

FONTENEAU; MARCILLE (1991) citam que estudos de laboratório realizados com indivíduos de bonito listrado mantidos em cativeiro demonstraram que taxas de oxigênio dissolvido inferiores a 3,5 mgO₂/litro provocaram atividade de natação acelerada, o que foi interpretado como um comportamento de fuga com respeito a um meio impróprio para a vida normal desta espécie. Com base no conhecimento das concentrações médias de oxigênio dissolvido no Atlântico a diferentes profundidades, que mostram concentrações acima dos valores de tolerância na faixa de profundidade entre 0 e 50 m, onde ocorrem as capturas das pescarias de superfície do bonito listrado, e que a partir dos 150m ocorrem vastas zonas com pobres concentrações de oxigênio (< 2,4 mg/litro), e, ainda considerando que nestas profundidades em que operam os espinhéis longline as capturas do bonito listrado são escassas, os autores concluíram que o bonito listrado não pode sobreviver normalmente em águas com concentração de oxigênio inferiores a 3 mg/litro.

STRETTA (1991) cita que a distribuição dos atuns em um determinado ecossistema depende diretamente dos parâmetros físico-químicos e biológicos e de suas interações, ou seja, de sua ação sinérgica. Os parâmetros ambientais exercem efeitos diretos sobre os atuns, afetando a mortalidade e o crescimento das espécies, ao atuarem sobre fatores que favorecem a presença de alimentos e efeitos indiretos sobre a migração e sobre a disponibilidade dos tunídeos às artes de pesca. A temperatura, especialmente da superfície do mar é um dos parâmetros mais utilizados correntemente para descrever o meio ambiente e a distribuição dos atuns. Outros parâmetros que influenciam potencialmente a distribuição e capturabilidade dos atuns são: a profundidade da termoclina e o gradiente de temperatura que se encontra associado com a mesma, a concentração de oxigênio dissolvido, a salinidade, a velocidade das correntes etc.

Com base em um mapa das possíveis áreas de pesca do bonito listrado no oceano Atlântico, elaborado por EVANS; MCLAIN; BAUER(1980) a partir da eliminação das áreas não-favoráveis para a concentração da espécie, quais sejam as áreas com temperatura de superfície inferior a 18°C e as áreas com termoclina e oxiclina com profundidade maior que 50m, MATSUURA (1982) concluiu que na costa brasileira a área mais propícia para a pesca estaria entre o sul da Bahia e a Ilha de Santa Catarina. A atual área de pesca dos barcos atuneiros de isca-viva coincide em parte com esta área, confirmando estes estudos. Contudo, as pescarias têm se desenvolvido mais ao Sul da Ilha de Santa Catarina, durante o verão e não tiveram sucesso ao norte do estado do Rio de Janeiro, provavelmente devido à menor disponibilidade de cardumes nesta área.

MATSUURA; ANDRADE (2000) realizaram uma revisão dos estudos sobre a biologia do bonito listrado em águas brasileiras onde destacam que a reprodução do bonito listrado ocorre durante todo o ano com maior intensidade no primeiro trimestre, durante o verão. Os indivíduos atingem a primeira reprodução aos 51 e 52 cm de comprimento furcal, respectivamente para machos e fêmeas. Após a desova os indivíduos migram em direção ao sul, acompanhando o fluxo da corrente do Brasil ao longo da margem da plataforma continental, atingindo a região de Cabo Frio, no estado do Rio de Janeiro durante a primavera e, no verão chegam até as áreas de alimentação localizadas mais ao sul, próximo à zona da convergência subtropical (Figura 1). Como resultado deste movimento migratório é neste período

do ano que se forma a principal área de pesca do bonito listrado na região sul do Brasil.

Os dados sobre a distribuição geográfica das capturas e do esforço de pesca indicam um deslocamento sazonal da área de pesca do bonito listrado no sudeste e sul do Brasil, no sentido norte-sul durante a primavera-verão e sul-norte no outono-inverno ao que parece acompanhando o deslocamento migratório dos cardumes e as variações nas condições oceanográficas, especialmente da temperatura da superfície do mar.

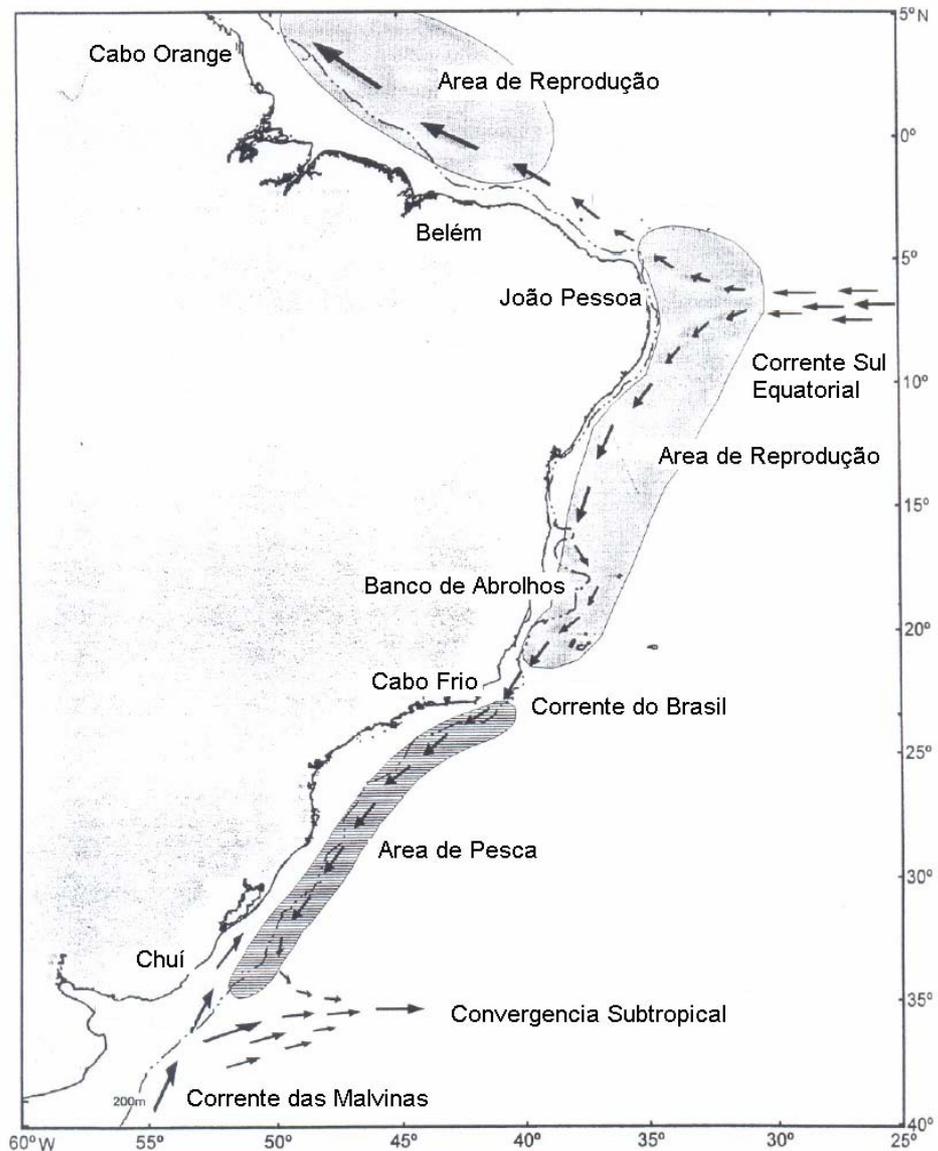


Figura 1 – Áreas de reprodução e de pesca do bonito listrado em águas jurisdicionais brasileiras e fluxo das correntes oceânicas no Atlântico sul ocidental (Fonte: MATSUURA; ANDRADE, 2000).

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Caracterização da área de estudo

A região de estudo compreende as águas situadas na parte externa da plataforma continental e a quebra do talude, entre as latitudes 20°S (ao norte do Cabo de São Tomé), no estado do Rio de Janeiro e o Chui (34°S) no extremo sul do Brasil. Nesta área as pescarias são desenvolvidas em profundidades situadas entre 180 e 500 m (Figura 2).

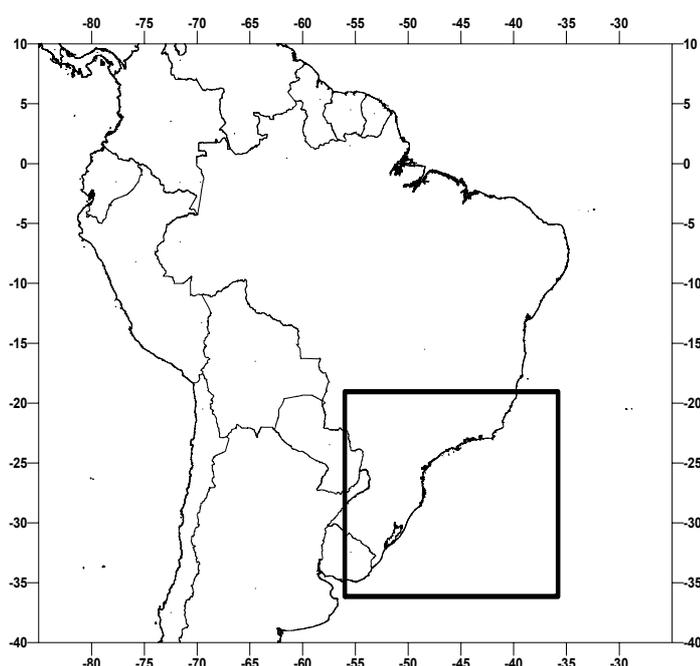


Figura 2 – Mapa da América do Sul com indicação da área de estudo (retângulo em negrito) aonde foram coletados dados sobre as operações de pesca dos barcos atuneiros de isca-viva, nas Regiões Sudeste e Sul do Brasil.

A área em consideração é marcada pela presença da Corrente do Brasil, que transporta águas quentes e salinas para o sul, ao longo da plataforma externa e do talude continental. As águas da Corrente do Brasil apresentam níveis baixos de produtividade, tanto no que tange aos elementos primários (nutrientes, fito e zooplâncton), como também a outras categorias de animais dos demais níveis tróficos (VAZZOLER, 1975).

Uma outra massa de água presente na região é a Corrente das Malvinas; esta, de águas frias e ricas em nutrientes. A corrente das Malvinas se

desloca no sentido sul-norte e se encontra com a Corrente do Brasil, entre os paralelos de 34° e 36°S, para formar a convergência subtropical. Uma parte da massa de água da Corrente das Malvinas afunda-se na convergência subtropical, ocupando a camada inferior da Corrente do Brasil, originando uma massa de água chamada Água Central do Atlântico Sul (ACAS), que apresenta temperatura e salinidade baixas e alta concentração de sais nutrientes (MATSUURA, 1995). A mistura destas massas de água acarreta variações sazonais nas condições ambientais marinhas no sul do Brasil, onde, em consequência ocorrem oscilações espaciais e temporais na distribuição e abundância dos recursos marinhos vivos da região (VAZZOLER, 1975).

No verão a influência da Corrente do Brasil é maior sobre a costa sul, e águas relativamente quente com temperaturas adequadas à pescaria do bonito listrado, dominam superficialmente a plataforma e o talude continental no sul. No inverno, a Corrente do Brasil tem menor influência sobre a plataforma da região Sul, e águas com temperaturas adequadas à pescaria do bonito listrado estão restritas, basicamente, a regiões situadas ao norte de 29°S, na plataforma externa e talude continental. O outono e a primavera apresentam padrões de transição entre as situações extremas de inverno e verão – ver ANDRADE (1996).

3.2. Fonte e tratamento dos dados

Obtenção dos Dados

Os dados estatísticos analisados no presente trabalho referem-se às pescarias de atum com isca-viva realizadas por embarcações sediadas nos estados do Rio de Janeiro, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, ao longo do período 1983 a 1998. Referidos dados são oriundos do sistema de estatística de pesca do Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis (IBAMA), que compreende o Sistema Controle de Desembarque e o Sistema Mapas de Bordo. Os dados e informações gerados por estes sistemas de coleta são descritos a seguir.

Controle de Desembarques

Dados de produção obtidos em formulários próprios aplicados sob a coordenação do IBAMA, através de suas superintendências estaduais, junto às empresas de pesca ou em pontos de desembarque. Cada formulário previa a coleta das seguintes informações: nome da embarcação, data e local do desembarque, data de saída e chegada ao porto, petrecho de pesca utilizado e peso desembarcado por espécie em kg. Os formulários de controle da produção desembarcada eram preenchidos por coletores de dados que diariamente percorriam as empresas de pesca e locais de desembarque obtendo os dados a partir das anotações da entrada de pescado nas empresas de pesca e nos blocos de notas dos compradores individuais.

Sistema Mapas de Bordo (SMB)

Formulário de preenchimento diário por viagem, a cargo do mestre da embarcação, distribuído e controlado pelo IBAMA através de suas representações estaduais; a distribuição era feita diretamente para o mestre das embarcações ou através das empresas de pesca. O mapa de bordo foi aplicado com o objetivo específico de controle diário da captura e esforço de pesca das pescarias de atuns com vara e isca-viva (Anexo I). Os mapas de bordo previam também a coleta de informações sobre as viagens no que concerne ao número de dias empregados na captura de isca-viva, nos deslocamentos até os pesqueiros e na atividade de procura e pesca dos cardumes. As seguintes informações, por mapa de bordo, eram obtidas: nome da embarcação, porto e data de saída e de chegada, número de pescadores embarcados, número de baldes/sarricos de cada espécie utilizada como isca-viva durante a viagem de pesca, captura total de isca-viva utilizada na viagem, tipo de atividade diária (navegando – capturando isca – procurando cardumes – efetivamente pescando – parado por mau tempo). A posição (latitude e longitude) ou o nome do pesqueiro onde foi realizada a atividade e a captura diária estimada em peso de cada espécie. Adicionalmente, também eram coletados dados de profundidade e temperatura na superfície do mar do local onde foi realizada cada atividade.

Banco de dados da ICCAT

Uma outra fonte de dados considerada foi o Banco de Dados da Comissão Internacional para a Conservação do Atum Atlântico (ICCAT), do qual foram obtidos dados das pescarias dos demais países que pescam o bonito listrado com os métodos de cerco e com vara e isca-viva. Foram utilizados dados de captura anual dos estoques de bonito listrado do Atlântico ocidental e do Atlântico oriental, discriminados por país, petrecho de pesca e bloco estatístico de 5° de lado.

3.3 PREPARAÇÃO DOS DADOS

Os dados de captura e do esforço de pesca obtidos dos mapas de bordo foram associados com as características físicas das embarcações (comprimento total, tonelagem bruta de arqueação-TBA, capacidade de porão, ano de construção, número e capacidade dos tanques (em metros cúbicos) para armazenamento e transporte da isca-viva). Estes dados foram obtidos pelas equipes de coleta de dados e de amostragem biológica do CEPESUL/IBAMA, por meio de entrevistas com os mestres de pesca, nos locais de desembarque, e por meio de consultas aos setores técnicos nas Representações Regionais do IBAMA nos estados do Rio de Janeiro, Santa Catarina e Rio Grande do Sul.

Apesar dos mapas de bordo apresentarem um campo para que os mestres de pesca informassem a quantidade total de isca-viva utilizada durante a viagem de pesca, tanto em termos do número de sarricos como em quilos, para algumas viagens tal informação não foi fornecida ou foi preenchida de forma incompleta. No último caso, havia informação apenas sobre número de sarricos ou sobre a quantidade em quilos. Desta forma, para as viagens com ambas as informações fornecidas nos mapas de bordo, calculou-se o peso médio de isca-viva por sarrico e o valor encontrado foi utilizado para estimar, para aquelas viagens onde foram informados apenas o número de sarricos, o peso total da isca-viva utilizada por viagem de pesca. Este total foi então utilizado para calcular a quantidade média de isca-viva por viagem de pesca, expressa pela divisão do peso da isca pelo número de dias de pesca.

Nos casos em que o local de pesca não era identificado pelas coordenadas geográficas, mas pela sua posição em relação a um ponto geográfico em terra, procedeu-se à definição do bloco estatístico consultando uma carta náutica

aonde o bloco mais provável de pesca era definido de acordo com a profundidade informada e o nome do pesqueiro.

Um bloco estatístico de 1° de latitude e 1° de longitude representa uma área de 3.600 milhas náuticas quadradas, sendo definido por um código numérico de quatro dígitos, no qual os dois primeiros representam a latitude e os dois últimos a longitude de seu vértice superior direito (ICCAT, 1990).

A pescaria com isca-viva foi iniciada no ano de 1979, porém os dados de mapas de bordo só estiveram disponíveis a partir de 1982. Para as embarcações sediadas no Rio de Janeiro só estiveram disponíveis dados agrupados por viagem de pesca, mês e bloco estatístico de um grau de lado, em formulários denominados fichas individuais por embarcação. Para o período de 1983 a 1988, os dados de mapas de bordo das embarcações sediadas em Santa Catarina foram disponibilizados em vários formatos de arquivos, do tipo planilha eletrônica, já com algum tipo de agrupamento, sendo que, em alguns anos, os arquivos de dados reproduziam as fichas individuais por embarcação.

Como os dados não eram os mais adequados para efeito de análise estatística de padronização da CPUE procurou-se recuperar os formulários originais dos Mapas de Bordo, tendo-se conseguido para os barcos arrendados os formulários de praticamente todas as viagens realizadas. Para o estado do Rio de Janeiro, os mapas de bordo estiveram disponíveis para o período 1990 - 2001, sendo que neste último ano o número de mapas coletados foi bastante reduzido. Quanto à frota sediada em Santa Catarina, embora não se tenha conseguido recuperar os mapas de bordo, os dados foram disponibilizados em planilhas do tipo Excel para os anos 1989 a 1992 e em arquivos em formato ASCII para o período 1993 a 1998, reproduzindo exatamente os formulários de mapas de bordo.

Todos os dados dos mapas de bordo recuperados foram digitados em planilhas eletrônica com os seguintes campos: nome do barco, número da viagem, dia, mês, ano, tipo de atividade (navegando, pescando isca, procurando, pescando, outros), nome do pesqueiro ou posição (lat\lon), profundidade, temperatura, captura (bonito listrado, albacora lage, albacora branca, albacora bandolim, albacorinha, bonito cachorro, bonito pintado, dourado, outros), número de pescadores, quantidade de isca utilizada na viagem (número de sarricos ou baldes) e espécies de isca.

Na fase inicial de desenvolvimento das pescarias foi utilizado um modelo de mapa de bordo bastante simples que depois foi aprimorado, para ampliar a quantidade de informações solicitadas e buscando facilitar o preenchimento dos mesmos pelos mestres de pesca. Infelizmente, com o passar dos anos o sistema de coleta de dados passou a apresentar falhas, especialmente para o estado do Rio de Janeiro, que resultaram numa crescente diminuição do número de mapas coletados, assim como na perda da qualidade da informação obtida. Tais falhas são resultado da ausência de coletores de dados nos locais de desembarque e da falta de cooperação dos mestres de pesca que deixavam de preencher os mapas durante as operações de pesca; alguns mapas eram preenchidos pelo próprio coletor de dados, com a conseqüente perda de qualidade da informação referente à captura por dia de pesca.

Também se observou, nos mapas disponíveis para o Rio de Janeiro, que em algumas viagens havia anotação de capturas em todos os dias, isto é, sem que tenha havido um único dia de procura sem o avistamento de cardumes e nenhuma captura. Esta ocorrência não é comum neste tipo de pescaria, que costuma mostrar um elevado percentual de capturas nulas. Ainda que seja possível que isto de fato aconteceu, pode também ser o resultado do preenchimento indevido dos mapas pelo coletor de dados que, não tendo a informação das atividades diárias desenvolvidas na viagem de pesca, distribuiu a captura total da viagem em todos os dias da viagem de pesca.

Para os barcos de grande porte, de bandeira japonesa, que operaram sob regime de arrendamento até 1992, quando foram nacionalizados, os mapas de bordo originais foram recuperados e foi possível construir, para os anos em que os dados estavam agrupados, uma base de dados com registros individualizados de cada dia de operação por viagem de pesca. Portanto, o trabalho inicial constou da digitação dos mapas de bordo e na transformação dos arquivos de dados digitados em vários formatos para um formato padrão que pudesse depois ser importado para o programa SAS (*Statistical Analysis System*) no qual foram desenvolvidas a análise descritiva e modelagem estatística da CPUE do bonito listrado.

Após a definição da estrutura e especificação dos arquivos de dados foram desenvolvidos procedimentos para a checagem dos dados com vistas a identificar erros de digitação e inconsistências nos dados informados nos mapas de bordo. Basicamente foram desenvolvidos procedimentos que consistiam na

tabulação dos dados de captura por viagem de pesca, conferindo se estes totais correspondiam àqueles anotados nos formulários de mapas de bordo, identificação dos registros com captura excessivamente alta e confirmação destes valores nos formulários de mapas de bordo e a identificação e eliminação dos registros duplicados. Os dados de captura com as respectivas coordenadas geográficas também foram plotados em mapas, para confirmar se os valores de latitude e longitude digitados não continham erros, como por exemplo, locais de pesca em terra.

Até 1998 a legislação que regulamentava a aplicação dos mapas de bordo (Portaria IBAMA no. 155, de 01 de dezembro de 1997) exigia o seu preenchimento e entrega para cada viagem de pesca realizada por embarcações acima de 20 TBA, o que incluía praticamente todos os barcos da frota industrial que operaram na pesca de bonito listrado. Entretanto, sabe-se que existiam falhas no sistema de coleta dos mapas de bordo. Tal fato foi relatado no relatório da última reunião do Grupo Permanente de Estudos sobre Atuns e Afins (IBAMA, 1998), no qual se avaliou a qualidade e representatividade dos dados gerados por este sistema. O relatório aponta a existência de dificuldades de ordem operacional, relacionadas com a rede de coleta de dados, como o principal fator responsável pelas deficiências do sistema de coleta de dados.

Em novembro de 1998, com a edição do Decreto 2.840, de 30/11/98, a atribuição pela execução do Sistema Mapas de Bordo foi repassada do IBAMA para o Departamento de Pesca e Aqüicultura – DPA, do Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento - MAPA e a sistemática de operacionalização foi modificada, dispensando-se o coletor de dados nos locais de desembarque e repassando a responsabilidade pela coleta dos mapas às empresas de pesca. Também se procedeu a uma nova reformulação dos modelos de mapas de bordo, resultando num modelo simplificado, onde a informação diária não era mais coletada, exigindo-se unicamente os totais de captura e esforço de pesca por viagem de pesca.

Com esta nova sistemática os problemas na geração de estatísticas de pesca pelo Sistema Mapas de Bordo acentuaram-se e como resultado ocorreu uma lacuna na coleta dos dados da frota sediada em Santa Catarina, para a qual não se dispõe de qualquer informação para o ano de 1999, e, para o ano 2000, os dados são incipientes.

Em 2003, com a edição da medida provisória nº. 103, de 1º de janeiro de 2003, substituída depois pela Lei no 10.683, de 28 de maio de 2003, foi criada a Secretaria Especial de Aqüicultura e Pesca (SEAP), subordinada à Presidência da República, que assumiu todas as atribuições do Departamento de Pesca e Aqüicultura (DPA) do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA). Entretanto, a SEAP manteve a mesma sistemática de trabalho implementada pelo DPA/MAPA para a execução do Sistema Mapas de Bordo.

Neste mesmo ano, foi editado o Decreto no 4.810, de 19 de agosto de 2003, estabelecendo normas para operação de embarcações pesqueiras nas zonas brasileiras de pesca, alto mar e por meio de acordos internacionais. O inciso II, do Art. 10º, deste Decreto, estabelece que os comandantes de embarcação pesqueira, para operarem nas zonas brasileiras de pesca, deverão utilizar e preencher mapas de bordo, segundo critério e modelos fornecidos pela Secretaria Especial de Aqüicultura e Pesca da Presidência da República (SEAP/PR). Este Decreto revogou o Decreto 2.840, de novembro de 1998, porém, não produziu qualquer alteração no sentido do aprimoramento do Sistema Mapas de Bordo.

O Decreto 4.810, no seu Art. 20º, estabeleceu um prazo de noventa dias, a contar da data de sua publicação, para que a Secretaria Especial de Aqüicultura e Pesca da Presidência da República e o Ministério do Meio Ambiente (MMA) baixassem, em conjunto, no que coubesse, as normas complementares para a sua execução. No que se refere aos Mapas de Bordo, o único fato concreto, no sentido da união de esforços destas duas instâncias, para a implementação efetiva do sistema mapas de bordo, ocorreu um ano depois, em setembro de 2004, com a realização de uma reunião técnica para a revisão da Instrução Normativa MAPA no. 4, de 9 de fevereiro de 1999, que normatizava a aplicação dos mapas de bordo.

Como resultado desta reunião, foi elaborada uma proposta de Instrução Normativa que, além de estabelecer novos critérios e procedimentos para preenchimento e entrega dos mapas de bordo, atribuía ao MMA e à SEAP responsabilidade conjunta pela aplicação dos Mapas de Bordo. Em 19 de julho de 2005, o Secretario da SEAP e a Ministra do Meio Ambiente assinaram conjuntamente a Instrução Normativa Interministerial, de nº. 26, que atualmente é o instrumento legal que regulamenta a aplicação dos mapas de bordo.

Esta Instrução interministerial veio corrigir uma grave distorção na aplicação dos mapas de bordo, pois, ainda que o MAPA tivesse a atribuição de

aplicar os mapas de bordo para todos os barcos de pesca com mais de 20 TBA, o Departamento de Pesca e Aqüicultura (DPA) do MAPA vinha aplicando os mapas apenas para as embarcações que operavam nas pescarias dos recursos pesqueiros, cuja atribuição pelo ordenamento cabia ao MAPA. Desta forma, desde 1998, para as pescarias das espécies sobreexplotadas e ameaçadas de sobreexplotação, cuja competência pelo ordenamento cabe ao Ministério do Meio Ambiente – MMA, passou a existir uma lacuna na coleta das informações estatísticas básicas do monitoramento das pescarias, informações estas de importância fundamental para subsidiar as ações de ordenamento destas pescarias.

Com relação especificamente ao mapa de bordo das pescarias de atuns com isca-viva, com o advento da Instrução Normativa Interministerial no. 26, foi instituído um novo formulário de coleta, exigindo o fornecimento de informação diária sobre as operações de pesca. Desta forma, eliminaram-se as falhas e imperfeições que foram introduzidas no sistema mapas de bordo, quando este foi repassado do IBAMA para o MAPA e um modelo de mapa de bordo simplificado foi adotado para esta pescaria.

Para implementar a nova sistemática de aplicação dos mapas de bordo, estabelecida na Instrução Normativa Interministerial no. 26, desde junho de 2006, os pesquisadores do Centro de Pesquisa e Gestão dos Recursos Pesqueiros do Litoral da Região Sudeste/Sul – CEPSUL, iniciaram visitas aos Núcleos de Pesca das Superintendências do IBAMA e aos Escritórios Estaduais da SEAP, nos Estados de abrangência do Centro, com o intuito de prestar orientação sobre os procedimentos para aplicação, recebimento, críticas das informações fornecidas pelos mestres nos formulários de Mapas de Bordo, e emissão de recibos de entrega, bem como, orientações para a divulgação do Sistema Mapa de Bordo nos estados do Espírito Santo, Rio de Janeiro, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul.

Também vem sendo realizado, especialmente no estado de Santa Catarina, um trabalho de divulgação do Sistema Mapas de Bordo, junto às representações de classe dos pescadores e empresários de pesca, inclusive através dos meios de comunicação, ressaltando a legislação vigente e os procedimentos para aplicação dos mapas de bordo, assim como as respectivas sanções pelo não cumprimento do preenchimento e entrega dos formulários de mapas de bordo.

Entretanto, a cobertura dos mapas de bordo ainda está aquém do esperado, em função de alguns mestres e armadores ainda resistirem ao

fornecimento das informações, afirmando que tais dados iriam ser repassados à outros mestres. Outro fato que tem contribuído para a baixa taxa de cobertura é a ausência de coletores nos pontos de desembarques, fazendo com que os mestres de pesca, não sendo cobrados, deixem de preencher e entregar os formulários de mapas de bordo aos órgãos competentes.

A realização de ações de fiscalização para fazer aumentar o recebimento dos mapas tem sido pouco utilizada. Entretanto, é possível que se for intensificada, em todos os Estados, a quantidade de formulários recebidos poderá aumentar, melhorando assim a taxa de cobertura em relação às viagens realizadas e informadas pelo armador.

4. A PESCARIA BRASILEIRA DO BONITO LISTRADO COM VARA E ISCA-VIVA

4.1. INTRODUÇÃO

Nas pescarias de atuns e afins do Atlântico, das quais participam cerca de 70 países, há registros de capturas de 26 espécies, segundo dados estatísticos da Comissão Internacional para a Conservação do Atum Atlântico (ICCAT). A captura total de todas as espécies, em 2003, foi 551,1 mil t. As cinco espécies principais totalizaram 448,0 mil t, sendo 80% (358,4 mil t) desta captura representados pelas três espécies tropicais; dentro deste grupo destaca-se o bonito listrado, cuja captura representou 41% (146,9 mil t) da captura total das três espécies (ICCAT, 2005a).

O bonito listrado é uma espécie comercialmente importante devido suas elevadas capturas, porém apresenta baixo valor comercial, quando comparado com as espécies de albacoras. A sua área de distribuição compreende as regiões subtropicais e tropicais de todos os oceanos. No Atlântico, particularmente, é encontrado entre as latitudes 40°N e 35°S. A espécie é caracterizada por ser tipicamente oceânica, altamente migratória, formando grandes cardumes na superfície do mar.

Os três principais métodos de pesca utilizados nas pescarias de atuns e afins (espinhel ou *longline*, a rede de cerco e a pesca com vara e isca-viva) foram descritos por vários autores, tais como, FONTENEAU; MARCILLE (1991) que apresentam as características principais do espinhel, cerco e pesca com vara e isca-viva utilizados nas pescarias de atuns do Atlântico Centro Oriental; ZAVALLA-CAMIN (1977) que descreve o método de pesca com vara e isca-viva, com base numa compilação da literatura especializada e em observações pessoais realizadas a bordo de atuneiros de isca-viva no Havaí, na Califórnia (EE.UU) e em La Coruña (Espanha), e ANTERO-SILVA (1992), que descreve as características do espinhel utilizado por atuneiros japoneses arrendados, que operaram no Brasil em meados da década de 1980.

O espinhel é um petrecho de pesca constituído por uma linha principal também conhecida como linha mestra, de comprimento variável chegando a atingir entre 80 e 180 km de extensão, na qual estão presas linhas secundárias com anzóis iscados e dispostas verticalmente. A linha principal é mantida horizontalmente

próxima à superfície do mar, suspensa por cabos com bóias, dispostos a intervalos fixos de comprimento. O espinhel é composto de várias unidades, conhecidas como basquetes ou cestos. Cada unidade consiste num conjunto de linhas secundárias que têm numa extremidade um anzol iscado e na outra um grampo metálico que a prende à linha principal a intervalos regulares de comprimento. O número de linhas secundárias é variável e depende das espécies visadas na pescaria, pois quanto maior o número e comprimento das linhas secundárias e o comprimento dos cabos de bóias maior é a profundidade atingida pelos anzóis. O espinhel utilizado no Brasil tem sofrido alterações constantes ao longo do tempo, observando-se alterações na sua configuração em função das espécies visadas na pescaria. Assim, a pesca foi iniciada com um espinhel tradicional, de nylon multifilamento, direcionado á captura da albacora lage, no qual cada unidade era composta por cinco a seis linhas secundárias, tendo evoluído para o espinhel de profundidade, com cerca de 16 linhas secundárias, direcionado à captura da albacora bandolim e o espinhel de nylon monofilamento com cerca de quatro linhas secundárias direcionado à captura do espadarte.

O cerco é um método de pesca largamente utilizado em todo o mundo na captura de espécies que formam cardumes pelágicos. O petrecho de pesca consiste numa rede retangular que tem cerca de uma milha de comprimento (1.609m) e altura em torno de 600 pés (183m). A parte superior da rede é mantida na superfície do mar por inúmeras bóias distribuídas ao longo do seu comprimento. Na parte inferior são fixados pesos ou chumbadas para manter a rede esticada verticalmente. A operação de pesca é realizada com a procura e localização dos cardumes e o lançamento da rede, realizado com o auxílio de um bote motorizado, transportado na popa do barco cerqueiro. O início do cerco é realizado com o lançamento do bote ao qual está presa uma extremidade da rede; o bote permanece ancorado enquanto o barco de pesca envolve o cardume com o restante da rede formando um cilindro vertical no momento em que retorna ao ponto aonde ficou o bote ancorado; neste momento inicia-se o recolhimento de ambas extremidades de um cabo ou linha carregadeira que passa por uma série de anéis presos na parte inferior da rede, fechando a rede por baixo a fim de evitar que o cardume escape.

A pescaria com isca-viva é constituída por duas operações distintas, (1) a captura e a estocagem da isca, a bordo do barco atuneiro, aonde são mantidas vivas em tanques com renovação constante da água do mar e (2) a operação de

pesca propriamente dita que compreende a procura e localização dos cardumes e a sua captura realizada com o lançamento da isca-viva para atrair e concentrar o cardume localizado que é então capturado com vara e anzol sem barbela e desprovidos de isca.

No Oceano Atlântico o bonito listrado é capturado quase que exclusivamente por métodos de pesca de superfície, os quais atuam sobre as concentrações de cardumes que se formam em águas superficiais, em ambos os lados do Oceano Atlântico.

Nos últimos anos, as capturas do bonito listrado das pescarias com redes de cerco representaram em média 58% da captura total do Atlântico, enquanto que as capturas com vara e isca-viva representaram 41%. As capturas com espinhel são obtidas de forma acidental, sendo, portanto, de pouca importância.

No Atlântico oriental, as pescarias mais importantes são desenvolvidas com redes de cerco, e o bonito listrado representa cerca de 2/3 do total capturado nestas pescarias. O restante da captura do bonito listrado é obtido quase que totalmente pela pescaria com vara e isca-viva. Nas pescarias do Atlântico oriental a espécie alvo é a albacora laje, não havendo, portanto pescaria dirigida para o bonito listrado. Por este motivo os índices de captura do bonito listrado estimados destas pescarias não refletem variações na abundância da espécie impossibilitando sua utilização em análises de avaliação de estoques.

Na parte ocidental do Atlântico o bonito listrado é capturado também quase que exclusivamente por métodos de pesca de superfície. Porém, contrariamente ao que ocorre no lado oriental, as pescarias mais importantes são realizadas com vara e isca-viva, sendo o cerco o segundo mais importante método de pesca.

A pesca industrial de atuns e afins no Brasil é desenvolvida com dois métodos principais de pesca, o espinhel (*longline*) cujas pescarias foram iniciadas no final dos anos 50, em Recife (PE) e em Santos (SP) e a pesca de atuns e afins com vara e isca-viva, que foi iniciada em 1979, no Rio de Janeiro e, em 1981, expandiu-se para o estado de Santa Catarina (IBAMA, 1998). As maiores capturas são obtidas nas pescarias com vara e isca-viva, onde o bonito listrado é a principal espécie capturada. Em 1998 a captura do bonito listrado totalizou 23.567,3 t, representando mais de 50% da captura brasileira de todas as espécies de atuns e afins (44.330,1 t) MENESES DE LIMA; LIN; MENEZES (2000).

O método de pesca com redes de cerco foi testado na captura dos atuns nas regiões sudeste e sul do Brasil, no início dos anos 80, por embarcações arrendadas de médio e grande porte, porém ao que parece o rendimento das pescarias foi insuficiente para justificar a continuidade das operações de pesca (MENESES DE LIMA, 2000). Mais recentemente, alguns barcos da frota sardinheira iniciaram a captura de bonito listrado na costa catarinense, utilizando rede de cerco, durante o período de defeso da sardinha-verdadeira (dezembro a fevereiro).

Também ocorrem capturas de atuns e afins nas pescarias com linha de mão, nas pescarias com redes de emalhar pelágicas e nas pescarias com redes de cerco dirigidas para a captura de outras espécies, sendo os atuns capturados de forma acidental (IBAMA, 1998).

Atualmente, a pescaria mais importante realizada com isca-viva na região é feita no Brasil, que tem como espécie alvo o bonito listrado, cuja captura representa mais de 60% da captura total da espécie no Atlântico ocidental. Dado esta característica da pescaria, os índices de captura obtidas das pescarias brasileiras são potencialmente mais representativos da abundância, podendo vir a ser utilizados em análises de avaliação de estoques.

No presente capítulo se apresenta uma descrição e análise da pesca do bonito listrado, mostrando a evolução e as características da pescaria, as áreas de pesca, a composição das capturas e a distribuição espaço-temporal das captura, esforço de pesca e índices de captura.

4.2. MATERIAL E MÉTODOS

As informações sobre a pescaria do bonito listrado com vara e isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, foram obtidas dos barcos baseados nos portos do Rio de Janeiro (RJ), Itajaí e Navegantes (SC) e Rio Grande (RS). Estes dados foram fornecidos pelo IBAMA, através do Centro de Pesquisa e Gestão dos Recursos Pesqueiros do Litoral Sudeste e Sul (CEPSUL) e da Superintendência Executiva do IBAMA no estado do Rio de Janeiro).

Os dados de produção desembarcada foram oriundos do Sistema Controle de Desembarque, através do qual foram obtidas informações sobre o número de embarcações em operação, o número de viagens de pesca realizadas

por embarcação e as capturas desembarcadas por espécie de cada viagem de pesca.

Os dados sobre as operações de pesca foram obtidos através de formulários de mapas de bordo, preenchidos pelos mestres de pesca. Através deste sistema de coleta de dados foram obtidas as seguintes informações por viagem de pesca: número de dias empregados na captura de isca-viva, nos deslocamentos até os pesqueiros e na atividade de procura e pesca dos cardumes, número de pescadores embarcados, número de baldes/sarricos de cada espécie utilizada como isca-viva durante a viagem de pesca, captura total de isca-viva utilizada na viagem, tipo de atividade diária (navegando – capturando isca – procurando cardumes – efetivamente pescando – parado por mau tempo); posição diária (latitude e longitude) ou o nome do pesqueiro onde foi realizada a atividade; captura diária estimada em peso de cada espécie e dados de profundidade e temperatura na superfície do mar do local onde foi realizada cada atividade.

As informações das pescarias dos demais países que pescam o bonito listrado com os métodos de cerco e com vara e isca-viva foram obtidas do Banco de Dados da Comissão Internacional para a Conservação do Atum Atlântico, e compreenderam os dados de captura anual dos estoques de bonito listrado do Atlântico ocidental e do Atlântico oriental, discriminados por país, petrecho de pesca e bloco estatístico de 5 graus de lado.

Os dados sobre as características físicas das embarcações (comprimento total, tonelagem bruta de arqueação-TBA, capacidade de porão, ano de construção, número e capacidade (m³) dos tanques para armazenamento e transporte da isca-viva) foram obtidos pelas equipes de coleta de dados e de amostragem biológica do Centro de Pesquisa e Gestão de Recursos Pesqueiros do Litoral Sudeste e Sul (CEPSUL/IBAMA), por meio de entrevistas com os mestres de pesca, nos locais de desembarque, e por meio de consultas aos setores técnicos nas Representações do IBAMA nos estados do Rio de Janeiro, Santa Catarina e Rio Grande do Sul.

A cobertura dos Mapas de Bordo não é uniforme para as três frotas, quais sejam, barcos nacionais sediados no Rio de Janeiro, barcos nacionais sediados em Santa Catarina e barcos arrendados nacionalizados, que operam na pesca do bonito listrado no Sudeste e Sul do Brasil, além de não se manter consistente para cada frota de um ano para o outro (MENESES DE LIMA; LIN;

MENEZES, 2000). Nesse sentido, os autores ressaltam que o resultado da análise dos índices de captura nominal calculados para estas frotas deve ser considerado com cautela, uma vez que a CPUE nominal é afetada tanto pela distribuição do esforço de pesca como pela distribuição dos dados amostrados, o que faz com que as variações observadas nos índices de CPUE não reflitam as variações na abundância real.

Na avaliação preliminar dos dados utilizou-se a taxa de cobertura dos mapas de bordo como indicativa da representatividade dos dados amostrados. Para o cálculo da taxa de cobertura de cada frota aplicaram-se as fórmulas sugeridas por MIYAKE (1990):

$$\text{Taxa de Cobertura} = \frac{\text{Soma das capturas da espécie principal}}{\text{Captura total de todas as espécies}} \quad (1)$$

$$\text{Taxa de Cobertura} = \frac{\text{Número de viagens com mapas de bordo}}{\text{Número total de viagens de toda frota}} \quad (2)$$

Para a frota nacional formada pelos barcos de pequeno e médio porte sediada nos estados do Rio de Janeiro e Santa Catarina utilizou-se a equação 1, para o período no qual os dados estavam agrupados e, portanto não forneciam o número de viagens de pesca (1983-1988 Santa Catarina e 1983-1989 Rio de Janeiro). Em todos os outros casos utilizou-se a equação 2.

O esforço de pesca é por definição uma medida da intensidade das operações de pesca; a maneira como esta medida é definida depende do tipo de pescaria e do petrecho de pesca utilizado. SIERRA & LIZASSO (1998) definem o esforço de pesca de maneira geral como sendo o conjunto dos recursos materiais e econômicos utilizados pelos pescadores, acrescidos dos gastos de energia e tempo despendido para obter uma captura.

Para a pesca de atuns com vara e isca-viva a unidade de esforço recomendada é dias de pesca, definido como sendo o total de dias em que depois de obter a isca-viva o barco se encontra em sua área de pesca, realizando a procura de cardumes na superfície do mar e realizando a atividade de captura, que pode ou não ter sucesso (ICCAT, 1990). Ou seja, consideram-se como dias de pesca aqueles em que foram desenvolvidas atividades de procura de cardume (com

sucesso ou não) e aqueles em que foram realizadas pescarias (com sucesso ou não).

Para a confecção dos mapas com a distribuição geográfica das capturas e do esforço de pesca, os dados dos mapas de bordo foram agrupados por blocos estatísticos de 1° de latitude por 1° de longitude, seguindo metodologia padrão recomendada pela ICCAT (1990). Para a obtenção da distribuição espaço-temporal da captura total de bonito listrado desembarcada, os dados de desembarque por viagem e os dados de captura estimada, obtidos dos mapas de bordo, foram agrupados por mês, para a obtenção dos desembarques e capturas mensais. Em seguida, calculou-se para cada mês um fator de extrapolação dividindo o desembarque mensal pela captura mensal. As capturas mensais informadas nos mapas de bordo por estratos de 1° de lado foram multiplicadas pelos fatores de extrapolação mensais para obter a captura total desembarcada por mês e bloco de 1° de lado, para cada frota. O esforço de pesca total por bloco foi obtido dividindo a captura extrapolada pela CPUE estimada dos mapas de bordo.

A análise descritiva dos dados de captura por esforço de pesca (CPUE) foi realizada utilizando gráficos do tipo boxplots (diagrama de caixa) através dos quais se pode observar a simetria e a presença de dados atípicos ou extremos no conjunto de dados analisados. Neste tipo de representação gráfica a caixa central estende-se verticalmente desde o 25^o até o 75^o percentil. O traço dentro da caixa representa a mediana, o ponto a média e os limites inferior e superior da caixa os quartis de 25 (Q1) e 75^o (Q3). Dentro do intervalo (Q1-Q3) se encontram 50% das observações. As linhas verticais que se projetam acima e abaixo da caixa estendem-se para os valores adjacentes do gráfico. Estes representam as observações mais extremas no conjunto de dados que não estão a mais de 1,5 vezes a altura da caixa. Ou seja, representam a amplitude dos valores até o limite inferior (LI) calculado como $Q1 - 1,5 \times (Q3 - Q1)$ e o limite superior (LS) dado por $Q3 + 1,5 \times (Q3 - Q1)$. Nos conjuntos razoavelmente simétricos, os valores adjacentes devem conter aproximadamente 99% das observações. Todos os pontos fora desse intervalo são considerados fora do padrão ou atípicos dos valores restantes.

Os gráficos do tipo boxplot foram utilizados para comparar a distribuição dos dados de CPUE agrupados por trimestre, área de pesca e classe de embarcação, observar as variações/tendências dentro dos grupos considerados, verificar sua normalidade e ainda para identificar os dados extremos ou atípicos

(outliers), que no gráfico estão representados pelos pontos situados acima de LS ou abaixo de LI.

4.3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.3.1 Aspectos gerais da pesca do bonito listrado no Oceano Atlântico

A Tabela 1 e Figura 3 apresentam as capturas anuais de bonito listrado separadas entre Atlântico oriental e Atlântico ocidental. A captura total no Atlântico ocidental mostrou tendência de queda entre 1982 e 1989, com leve crescimento em 1988. Em 1991 foi observado um crescimento abrupto da produção quando atingiu o valor máximo de 203,0 mil t ao longo do período 1980 a 2003. Desde então, apesar de apresentar grandes oscilações anuais, tem-se observado uma tendência de queda das capturas que, desde 1999, tem-se situado abaixo de 150,0 mil t; esses valores são, em sua maioria, superiores aos valores observados no período 1980-1990. Os dados disponíveis para 2003 indicaram uma captura total da ordem de 147,4 mil t. Deste total, 123,3 mil t foram capturadas no Atlântico oriental enquanto 24,1 mil t foram oriundas do Atlântico ocidental. Em todos os anos observa-se um predomínio das capturas no Atlântico oriental, que em média, no período considerado, representaram cerca de 80% da captura total. A produção média total no período 1980-1990 foi da ordem de 128,1 mil t e no período 1991-2002 foi de 153,8 mil t.

No Atlântico oriental predominam as capturas com redes de cerco, enquanto no lado ocidental predominam as capturas obtidas nas pescarias com isca-viva. No Atlântico oriental as capturas com cerco representaram cerca de 66,1% da captura total de todos os petrechos de pesca, no período de 1980 a 2003, ocorrendo o oposto no Atlântico ocidental aonde o percentual de captura da pesca com isca-viva atingiu o valor médio de 77,7%. As capturas obtidas por outros petrechos de pesca são insignificantes representando entre 1-2% da captura total, em ambos os lados do Atlântico (Tabela 2, Figuras 4 e 5)

Tabela 1 – Capturas anuais do bonito listrado (toneladas) no Atlântico oriental, Atlântico ocidental e total, no período 1980 - 2003.

Anos	Atlantico				Total
	oriental		ocidental		
	captura	%	captura	%	
1980	98796	88,7	12573	11,3	111369
1981	107921	82,4	23073	17,6	130994
1982	122428	79,0	32520	21,0	154948
1983	102629	76,3	31839	23,7	134468
1984	91214	71,9	35596	28,1	126810
1985	78454	66,1	40272	33,9	118726
1986	90008	73,7	32151	26,3	122159
1987	90400	78,9	24164	21,1	114564
1988	116231	83,0	23736	17,0	139967
1989	89734	77,3	26382	22,7	116116
1990	112552	81,2	26110	18,8	138662
1991	169768	83,6	33404	16,4	203172
1992	122667	80,3	30155	19,7	152822
1993	147709	81,6	33221	18,4	180930
1994	134483	81,8	29949	18,2	164432
1995	129434	85,6	21859	14,4	151293
1996	114635	80,6	27561	19,4	142196
1997	109361	77,5	31712	22,5	141073
1998	116753	80,1	29079	19,9	145832
1999	134170	83,1	27306	16,9	161476
2000	109442	78,9	29295	21,1	138737
2001	117617	78,9	31407	21,1	149025
2002	92969	81,3	21440	18,7	114408
2003	123341	83,7	24053	16,3	147394

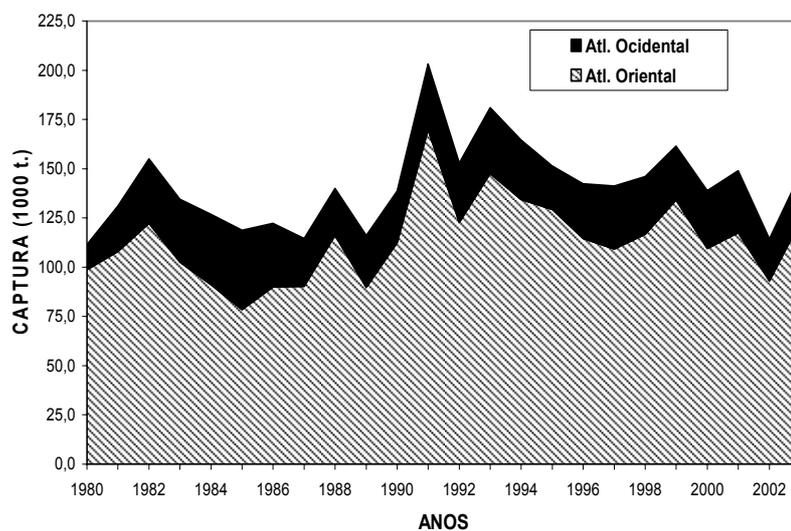


Figura 3 – Captura total acumulada do bonito listrado (*Katsuwonus pelamis* Linnaeus, 1758) por unidade de estoque, em todo o Atlântico, no período 1980 - 2003.

Tabela 2 - Capturas anuais do bonito listrado (toneladas) por petrecho de pesca no Atlântico oriental e no Atlântico ocidental, no período 1980 - 2003.

Anos	Atlantico											total
	oriental						ocidental					
	cerco		isca-viva	espinhel	outros	total	cerco	isca-viva		espinhel	outros	
	captura	%						captura	%			
1980	56734	57,4	38134	22	3906	98796	3072	9351	74,4	1	149	12573
1981	66473	61,6	38918	2	2528	107921	4654	17999	78,0	9	410	23073
1982	74824	61,1	44488	62	3054	122428	9705	22402	68,9	23	390	32520
1983	65492	63,8	34873	22	2242	102629	11121	20057	63,0	8	653	31839
1984	61795	67,7	28085	6	1328	91214	17958	16771	47,1	25	842	35596
1985	48348	61,6	29868	19	219	78454	11191	28490	70,7	24	567	40272
1986	58353	64,8	30009	6	1640	90008	5208	25278	78,6	8	1657	32151
1987	50553	55,9	38803	4	1040	90400	4964	18675	77,3	6	518	24164
1988	66875	57,5	48015	9	1332	116231	2315	21057	88,7	9	355	23736
1989	47260	52,7	41000	5	1469	89734	2466	23292	88,3	25	600	26382
1990	74802	66,5	36569	3	1178	112552	3241	22246	85,2	23	600	26110
1991	126264	74,4	41612	2	1890	169768	8527	23972	71,8	33	872	33404
1992	85548	69,7	35660	10	1449	122667	8509	20852	69,2	29	764	30155
1993	115022	77,9	31656	3	1028	147709	12794	19697	59,3	20	710	33221
1994	96348	71,6	37817	7	311	134483	5712	22645	75,6	16	1577	29949
1995	95388	73,7	33691	47	308	129434	2059	17744	81,2	33	2023	21859
1996	82180	71,7	32047	85	323	114635	3349	23741	86,1	19	452	27561
1997	70558	64,5	38624	42	138	109361	4347	26797	84,5	12	556	31712
1998	73762	63,2	42012	48	930	116753	3826	24724	85,0	14	515	29079
1999	92425	68,9	41403	53	288	134170	2936	23881	87,5	9	481	27306
2000	77699	71,0	30548	33	1162	109442	3063	25754	87,9	12	465	29295
2001	72698	61,8	44437	79	403	117617	5297	25142	80,1	17	951	31407
2002	68634	73,8	24074		261	92969	2116	18737	87,4	76	511	21440
2003	90509	73,4	32652		181	123341	2296	21366	88,8	27	363	24053

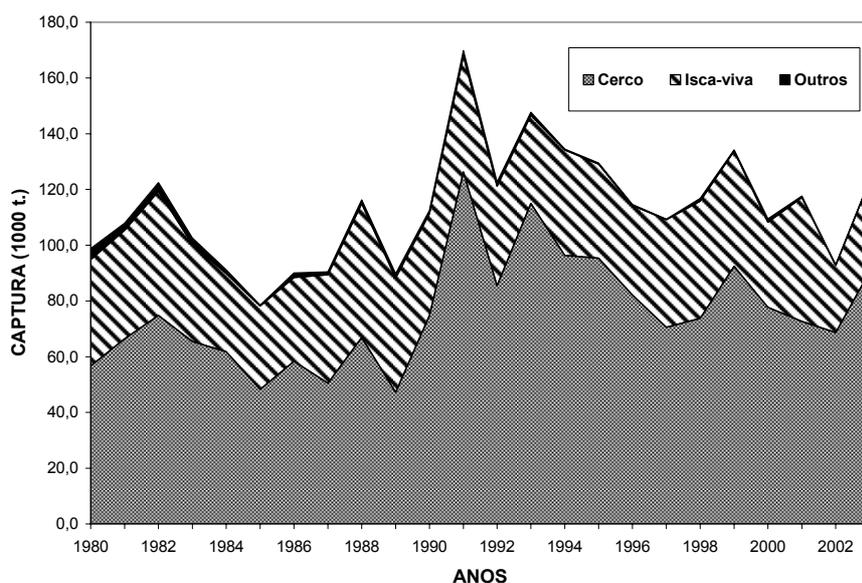


Figura 4 – Captura total acumulada do bonito listrado, no Atlântico oriental, por petrecho de pesca, no período 1980 - 2003.

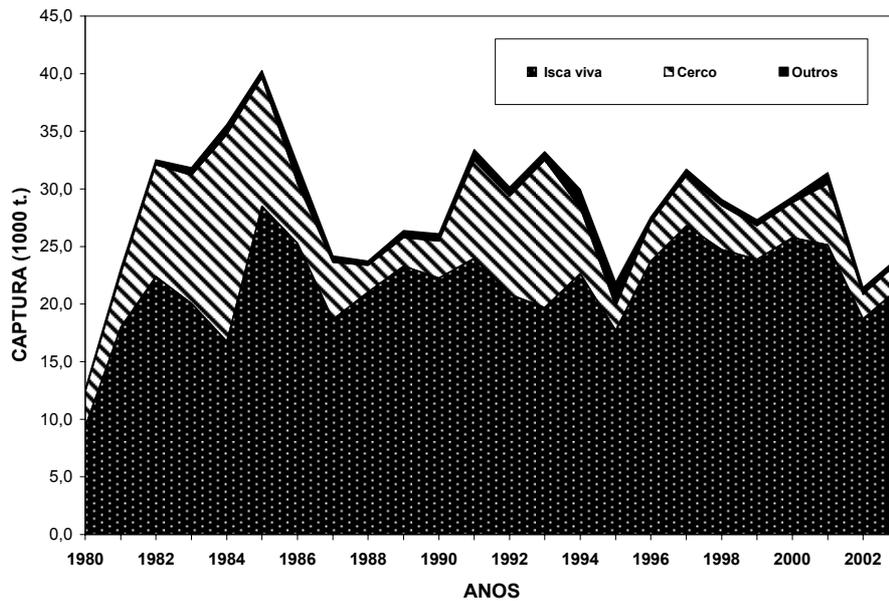


Figura 5 – Captura total acumulada do bonito listrado, no Atlântico ocidental, por petrecho de pesca, no período 1980 - 2003.

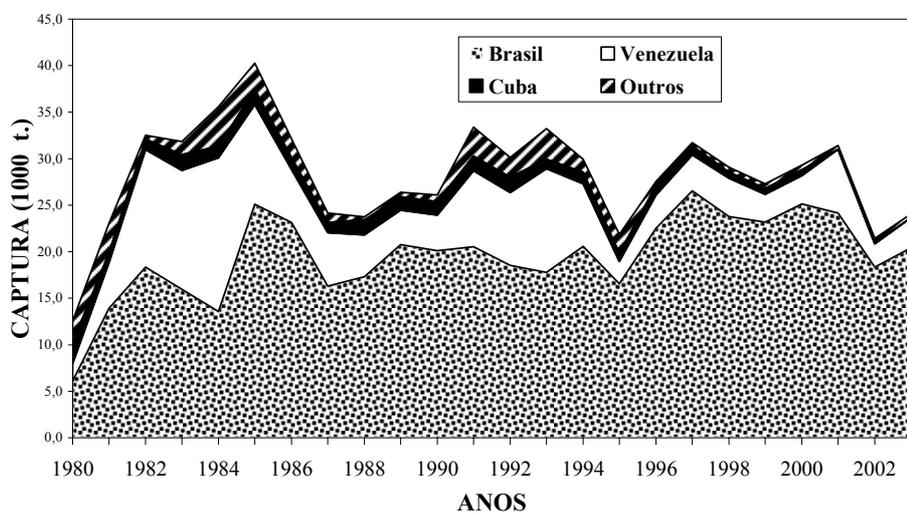


Figura 6 – Captura total acumulada do estoque de bonito listrado do Atlântico ocidental, nos principais países produtores, no período 1980 - 2003.

No Atlântico ocidental, a pescaria brasileira com vara e isca-viva destaca-se como a mais importante, seguindo-se pela pescaria de cerco da Venezuela (Figura 6). As capturas de bonito listrado destes dois países representam aproximadamente 90% da captura total do bonito listrado no Atlântico ocidental.

As áreas de pesca do bonito listrado estão concentradas no Atlântico centro-oriental ao largo da costa africana, no sudeste e sul do Brasil e na costa da Venezuela, conforme é mostrado nas Figuras 7 e 8 que apresentam a distribuição geográfica da captura média anual do bonito listrado nas pescarias com isca-viva e cerco, respectivamente, para o período de 1995 a 1999. As capturas do bonito listrado nas pescarias com vara e isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, ocorrem ao longo da isóbata de 200 m, entre 20° e 35° de latitude sul.

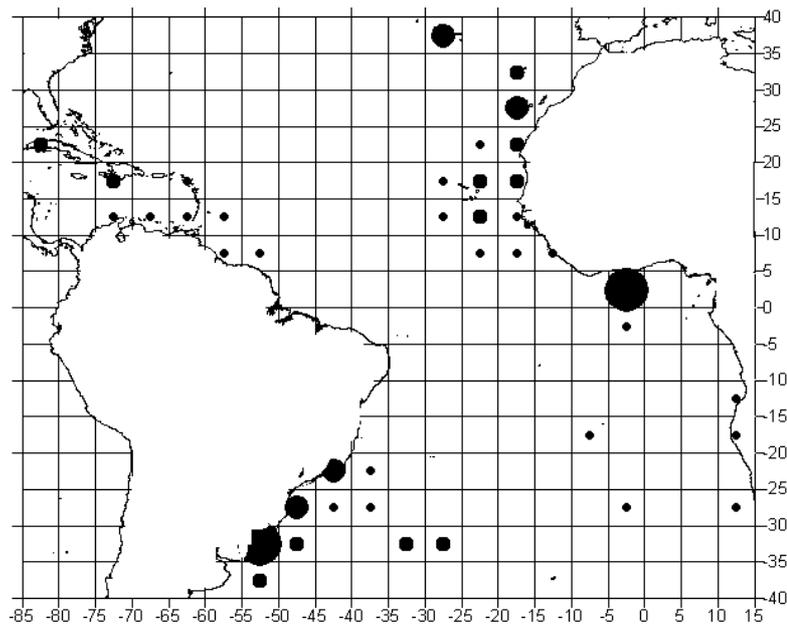


Figura 7 – Distribuição geográfica da captura anual média do bonito listrado por bloco estatístico (5° x 5 °) nas pescarias com isca-viva no Oceano Atlântico, no período 1995 -1999.

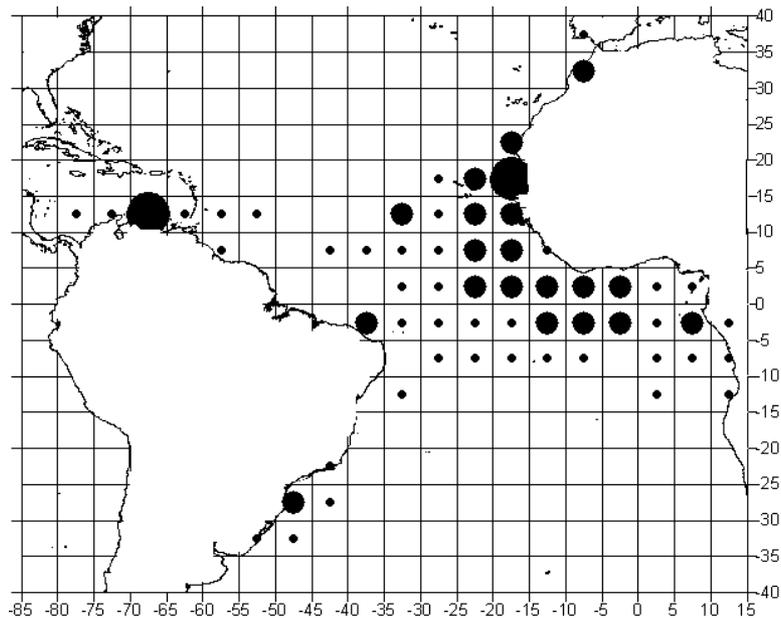


Figura 8 – Distribuição geográfica da captura anual média do bonito listrado por bloco estatístico ($5^{\circ} \times 5^{\circ}$) nas pescarias com redes de cerco no Oceano Atlântico, no período 1995 -1999.

4.3.2. Evolução e caracterização da pescaria do bonito listrado no Sudeste e Sul do Brasil.

Descrição da pescaria com vara e isca-viva

A viagem de pesca é iniciada com a obtenção da isca-viva, constituída por pequenos peixes pelágicos, que são capturados com redes de cerco nas baías e enseadas, ao longo dos estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Santa Catarina. A isca é mantida viva dentro do cerco e em seguida transferida para os tanques situados acima ou abaixo do convés superior dos barcos atuneiros, onde é mantida viva com água do mar renovada constantemente e transportada até as áreas de pesca do bonito listrado, situadas na quebra do talude, que de modo geral ocorre ao longo da isóbata de 200 metros.

Chegando à área de pesca é iniciada a procura de concentrações de cardumes na superfície do mar, por pescadores utilizando binóculos, a partir do cesto de gávea da embarcação, de onde se consegue um maior alcance visual. Os

cardumes são localizados pela observação de sinais indicadores da sua presença, tais como, a ocorrência de pássaros, objetos boiados ou mesmo a movimentação da água do mar ocasionada pelos cardumes nadando próximo à superfície. A operação de pesca é iniciada quando o cardume é avistado, iniciando-se pelo procedimento conhecido como engodo, que consiste no lançamento de pequenas quantidades de isca para atrair o peixe para o lado da embarcação; quando o peixe já está bastante próximo são lançados esguichos de água sobre o cardume, com a finalidade de ocultar a embarcação e, ao mesmo tempo, simular a presença de peixes pequenos pulando na superfície, conseguindo-se desta forma atrair o cardume para se alimentar da isca-viva próximo ao barco. A partir daí inicia-se a pesca com os pescadores localizados na borda da embarcação ou em plataformas situadas ao nível do mar e dispostas em um dos lados e na popa. A captura é realizada com a utilização de linha e anzóis providos ou não de isca artificial. Os anzóis têm a barbela rebatida para facilitar a retirada do peixe capturado. Em algumas ocasiões os peixes mordem tão ativamente que cada pescador pode capturar um peixe de tamanho regular em poucos segundos, possibilitando capturas da ordem de 20 t a 30 t em uma hora.

Uma descrição mais pormenorizada desta técnica de pesca é apresentada por BEN-YAMI (1980) e ZAVALA-CAMIN (1977). As Figuras 9 e 10 mostram a captura da isca-viva com rede de cerco por pequenos botes transportados pelo barco atuneiro, e a Figura 11 mostra a operação de pesca do bonito listrado utilizando a isca-viva.

Na pescaria brasileira do bonito listrado com vara e isca-viva a principal espécie utilizada como isca é a sardinha-verdadeira (*Sardinella brasiliensis* Steindachner, 1879), a qual parece ter a preferência dos pescadores, em função de que apresenta maior taxa de sobrevivência nas condições de confinamento nos tanques de isca-viva e pelo seu comportamento ao ser lançada ao mar para atrair os cardumes de bonito listrado, quando se mantém próxima ao barco atraindo os cardumes para se alimentar ao lado da embarcação. As outras espécies utilizadas são o boqueirão (*Anchoa sp*), a sardinha cascuda (*Harengula clupeola*), a manjuba (*Centegraulis edentulus*) e o manjubão (*Lycengraulis grossidens*) (LIN, 1992).



Figura 9 – Captura da isca-viva por botes motorizados, transportados pelos barcos atuneiros, utilizando redes de cerco, nas baías e enseadas do litoral sudeste e sul do Brasil.



Figura 10 – Fechamento da rede de cerco e aproximação do barco atuneiro.



Figura 11 – Detalhe da operação de pesca, aonde os pescadores postados em plataforma no costado da embarcação, ao nível do mar, realizam a captura sobre cardumes atraídos com isca-viva lançada ao mar.

Evolução e caracterização da frota

O número de desembarques anuais por embarcação, que equivale ao número de viagens realizadas anualmente, esteve disponível apenas para o período 1983-1996. Neste período estiveram em operação na pesca do bonito listrado com vara e isca-viva um total de 112 barcos nacionais, que operaram tendo como porto base os estados do Rio de Janeiro e Santa Catarina. Como muitos destes barcos operaram apenas de forma oportunista, eliminando aquelas embarcações que estiveram na pesca por menos de três anos, chega-se a um total de 83 embarcações, que pode ser considerado como o número de barcos que estiveram efetivamente engajados na pesca do bonito listrado com vara e isca-viva.

Estes barcos apresentaram as seguintes características: idade média 21,8 anos, comprimento médio 24,1 metros, TBA média de 112,9 e capacidade média de porão de 66,4 toneladas (Tabela 3). A menor embarcação apresentou um comprimento médio de 15 m, 34,5 TBA e 10 toneladas de capacidade de porão, enquanto a maior embarcação tinha 38 m, 392 TBA e 261 toneladas de capacidade de porão. A relação nominal dos barcos com suas respectivas características são apresentadas no Anexo II.

Tabela 3 – Características físicas médias dos barcos que efetivamente estiveram em operação na pesca do bonito listrado com isca-viva no sudeste e sul do Brasil, no período 1983 – 1996.

Característica	Estatística				
	número de observações	média	desvio padrão	valor	
				mínimo	máximo
Capacidade de porão	77	66,4	34,26	10,0	261,0
Idade	82	21,8	12,751	2,0	57,0
Comprimento total	82	24,1	3,658	15,0	38,0
Tonelagem bruta de arqueação (TBA)	82	112,9	55,605	34,5	392,0

Do total de barcos em operação 15 embarcações realizaram desembarques apenas no Rio de Janeiro, enquanto oito embarcações realizaram desembarques apenas em Santa Catarina. Contudo, a grande maioria (60 barcos) realizou desembarques em ambos os estados.

Estes dados demonstram que a frota de barcos atuneiros nacionais que opera com isca-viva apresenta características diversificadas e que

possivelmente existem diferenças entre o poder de pesca das embarcações, o que demonstra a necessidade de avaliar o efeito das diferenças nas características físicas das embarcações sobre a CPUE do bonito listrado.

Os barcos arrendados nacionalizados iniciaram a pesca do bonito listrado com vara e isca-viva no ano de 1981. Iniciando com uma embarcação chegou ao número máximo de sete embarcações em 1990. Todos os barcos apresentaram as mesmas características físicas, quais seja ano de fabricação – 1973; comprimento de 49,1 m; 285 toneladas brutas de arqueação (TBA); 220 toneladas de capacidade de estocagem de pescado; seis tanques para armazenagem e transporte de isca-viva, com capacidade de 135 m³ e 60 dias de autonomia de mar. Estavam equipados ainda com os seguintes equipamentos de navegação e auxílio à pesca: ecossonda, sonar, navegador por satélite e radiogoniômetro. Portanto, diferentemente dos barcos nacionais, não ocorreram variações nas características físicas destas embarcações e, desta forma, pode-se supor que o poder de pesca manteve-se constante entre as embarcações.

MENESES DE LIMA; LIN; MENEZES. (2000) analisaram a evolução da frota de isca viva no sudeste e sul do Brasil, durante o período de 1983 a 1998, tendo constatado que, no início da pescaria, a frota era composta basicamente por embarcações de pequeno porte, com menos de 20 m, a maioria das quais foram gradualmente substituídas por barcos de maior porte. Os barcos com comprimento entre 20 e 25 m predominaram até 1989-1990, quando foram suplantados pelos barcos da classe de comprimento de 25-30 m. Os barcos com mais de 30 m ingressaram na pesca apenas em 1985 e mantiveram tendência de crescimento contínuo até 1998. Estes resultados mostram que ocorreram variações na composição da frota, cujo efeito sobre os índices de captura deve ser investigado ao se realizar análises sobre a padronização da CPUE do bonito listrado capturado por esta frota

Dados operacionais da pesca

Na Tabela 4 são apresentados os dados referentes ao número mensal de viagens realizadas pelos barcos arrendados nacionalizados, dos quais foram coletados mapas de bordo, no período de 1983 a 1998, aonde se pode observar que a atividade de pesca é menos intensa nos meses de inverno (julho a setembro)

intensificando-se nos meses correspondentes ao final da primavera (novembro-dezembro) e durante o verão (janeiro a março). Durante todo o período analisado o maior número de viagens amostradas ocorreu em janeiro (108 viagens) e o menor em julho (apenas 15 viagens). A partir de 1991 praticamente não ocorreram viagens de pesca nos meses de julho a setembro.

A sazonalidade da pesca do bonito listrado pode ser observada através da evolução mensal da proporção dos dias de pesca com captura positiva nas pescarias com isca-viva dos atuneiros arrendados nacionalizados (Tabela 5 e Figura 12) e dos atuneiros sediados em Santa Catarina (Figura 13), no período de 1983 a 1998 e de 1989 a 1998, respectivamente.

Os dados sobre as operações de pesca destas embarcações arrendadas nacionalizadas são apresentados na Tabela 5, observando-se a ocorrência de viagens mais curtas nos meses de verão (mínimo de 12,7 dias de mar por viagem em dezembro) e viagens mais longas nos meses de inverno (média de 28,5 dias de mar em julho), com média anual de 21,9 dias de mar por viagem. Neste período do ano as condições de tempo (baixas temperaturas e fortes ventos) são desfavoráveis com menor ocorrência de cardumes, os quais são mais difíceis de localizar. Também são apresentados dados sobre o número total de dias despendidos em cada atividade, observando-se que o esforço de pesca está dividido entre dias com captura zero e dias com captura positiva. A proporção de dias de pesca sem captura foi maior nos meses de inverno (49,2% em julho) e mínima nos meses de verão (11,9% em janeiro). A média anual foi de 24,5%. Com relação as demais atividades observa-se que 16,5% do número total de dias de viagem foram despendidos na atividade de captura da isca-viva, em torno de 4 dias de mar por viagem. O número de dias despendidos na atividade de captura da isca foi maior nos meses de inverno e menor nos meses de verão. A maior média foi observada em julho (7,3 dias) e a menor em janeiro (2,5 dias).

Tabela 4 – Número de viagens dos barcos atuneiros arrendados nacionalizados amostrados pelo Sistema Mapa de Bordo, por mês e ano, no período 1983 - 1998.

Ano	Meses												Total
	jan	fev	mar	abr	mai	jun	jul	ago	set	out	nov	dez	
1983	3	3	2	4	3	1	2	3	1	2	3	3	30
1984	5	4	3	3	3	3	1	5	2	3	5	5	42
1985	10	6	7	4	6	4	3	5	5	4	5	7	66
1986	9	6	4	4	6	2	2	2	5	5	5	6	56
1987	9	4	6	4	4	3	0	1	2	5	7	5	50
1988	8	7	6	6	3	3	4	1	2	3	6	4	53
1989	6	6	4	5	4	1	1	0	2	3	4	4	40
1990	7	4	5	4	4	0	0	0	1	4	3	4	36
1991	7	5	2	4	5	1	0	0	0	1	2	4	31
1992	7	5	4	4	3	3	0	0	0	2	4	4	36
1993	4	4	6	2	3	4	0	0	0	2	2	3	30
1994	6	4	4	4	4	4	1	0	0	2	4	4	37
1995	7	4	4	4	4	4	0	0	0	1	4	3	35
1996	8	4	4	4	3	4	1	0	0	0	0	4	32
1997	6	5	5	2	3	4	0	0	0	0	5	6	36
1998	6	6	4	3	3	1	0	0	0	1	3	0	27
Total	108	77	70	61	61	42	15	17	20	38	62	66	637

Tabela 5 – Dados mensais das pescarias com isca-viva desenvolvidas por atuneiros arrendados nacionalizados, nas Regiões Sudeste e Sul do Brasil, no período de 1983 a 1998.

Meses	Número			Tipo de Atividade			Proporção de dias com Captura zero
	de viagens	de dias de mar	de dias de mar por viagem	Captura de isca-viva	Procura sem pesca	Pesca efetiva	
Janeiro	108	1907	17,7	269	166	1232	11,9
Fevereiro	77	1556	20,2	201	149	1008	12,9
Março	70	1692	24,2	230	306	961	24,2
Abril	61	1471	24,1	202	297	791	27,3
Mai	61	1582	25,9	251	311	825	27,4
Junho	42	1155	27,5	188	388	420	48,0
Julho	15	427	28,5	109	126	130	49,2
Agosto	17	416	24,5	90	113	170	39,9
Setembro	20	495	24,8	137	98	201	32,8
Outubro	38	1000	26,3	223	200	451	30,7
Novembro	62	1410	22,7	206	171	811	17,4
Dezembro	66	838	12,7	169	90	428	17,4
Total	637	13949	21,9	2275	2415	7428	24,5

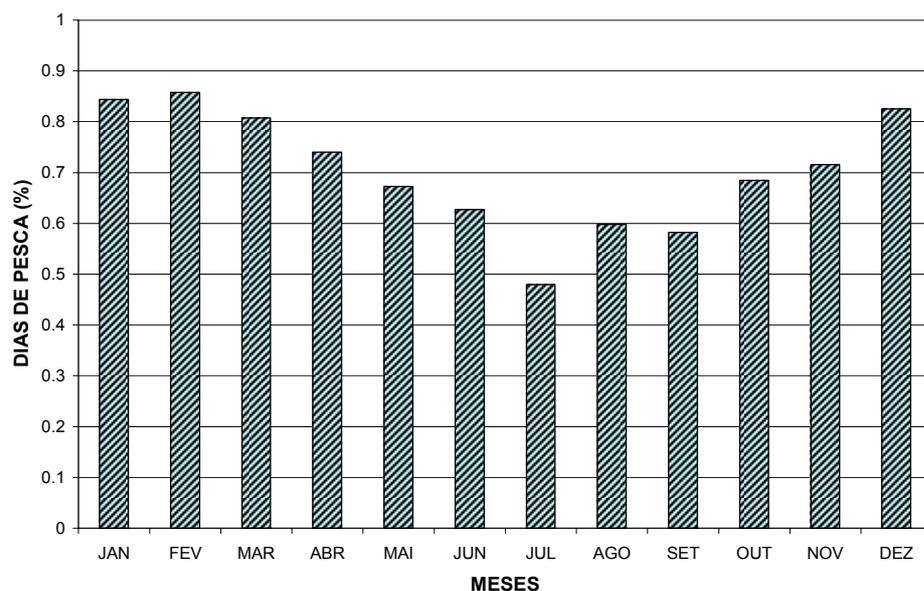


Figura 12 – Proporção dos dias de pesca com captura positiva do bonito listrado, nas pescarias com isca-viva dos atuneiros arrendados nacionalizados, no período de 1983 a 1998.

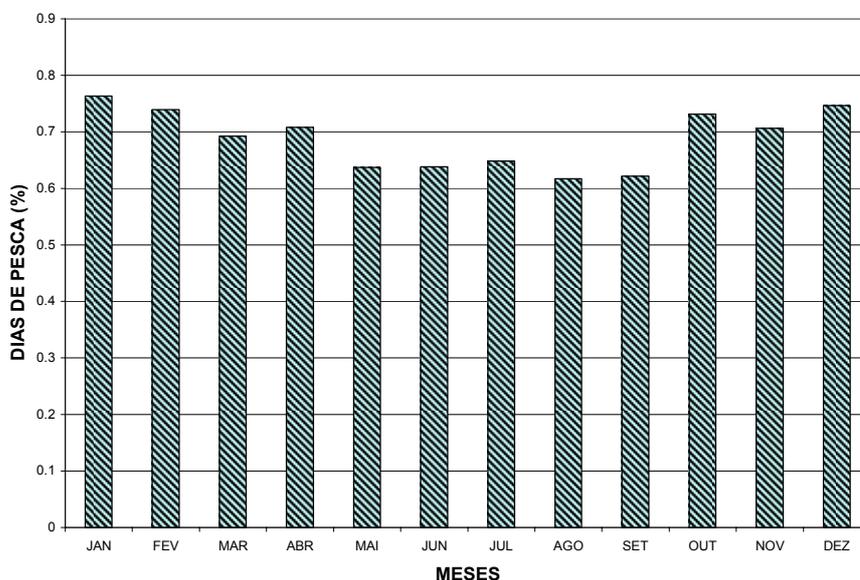


Figura 13 – Proporção dos dias de pesca com captura positiva do bonito listrado, nas pescarias com isca-viva dos atuneiros nacionais, de Santa Catarina, no período de 1989 a 1998.

Composição e distribuição sazonal das capturas

O bonito listrado (*Katsuwonus pelamis*) é a principal espécie capturada na pescaria com isca-viva desenvolvida no sudeste e sul do Brasil. Os dados da Tabela 6 mostram as capturas anuais por espécie, desembarcadas nos estados do Rio de Janeiro, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, no período de 1979 a 1998, podendo-se observar que, em termos percentuais, a captura anual do bonito listrado variou entre 80,6 e 94,6%, com média de 89,2% no período. A albacora-laje (*Thunnus albacares*) é a segunda espécie mais importante nesta pescaria com participação relativa média anual de 7,8%, em relação à produção total de todas as espécies. As outras espécies que ocorreram nas capturas foram a albacora-branca (*Thunnus alalunga*), a albacorinha (*Thunnus atlanticus*, Lesson 1831), o bonito-cachorro (*Auxis thazard*, Lacépède 1803), o bonito-pintado (*Euthynnus alletteratus*, Rafinesque 1810) e o dourado (*Coryphaena hippurus*, Linneaus 1758), para as quais foram registrados desembarques em quase todos os anos, enquanto a albacora-bandolim (*Thunnus obesus*), sarda (*Sarda sarda*, Bloch 1793), cavala verdadeira (*Scomberomorus cavalla*, Cuvier 1829), cavala empinge (*Acanthocibium solandri*, Cuvier 1831) e a serra (*Scomberomorus brasiliensis*, Collete; Russo; Zavalla-Camin 1978) foram espécies com ocorrência esporádica, e estiveram presentes apenas em alguns anos. Dentre as espécies do primeiro grupo, o bonito cachorro e o dourado foram aquelas com maiores capturas, representando aproximadamente 1% da captura total em peso. É importante destacar também que, entre as espécies capturadas na pescaria com isca-viva, o dourado é a única espécie que não pertence ao grupo dos atuns e afins.

O bonito listrado ocorre em todos os meses do ano nas capturas da pesca com isca-viva desenvolvidas no sudeste e sul do Brasil, apresentando contudo uma variabilidade sazonal marcante, com picos de captura nos meses do verão (fevereiro e março). As menores capturas ocorrem entre julho e outubro, sendo que o mês de agosto se apresenta com a menor captura para a frota de barcos arrendados nacionalizados, enquanto que para as frotas nacionais a menor captura ocorre em setembro – ver Figuras 14 e 15.

Ao que tudo indica a ocorrência de menores capturas no mês de agosto, para os barcos arrendados, pode estar influenciada pelo padrão de operação desta frota. Como se supõe que os custos operacionais dos barcos

arrendados são superiores àqueles dos barcos nacionais, ocorre uma parada quase total das operações de pesca, em função dos menores rendimentos, quando os barcos são docados para manutenção e reparos.

As menores capturas registradas nos meses de agosto e setembro parecem estar influenciadas pelas condições climáticas desfavoráveis à pesca com vara e isca-viva (baixas temperaturas e fortes ventos), que predominam nestes meses do ano. Na Figura 16 são apresentados os dados de temperatura média mensal registrada na superfície do mar, no período de 1983 a 1998, a partir das informações prestadas nos mapas de bordo.

Tabela 6 – Capturas de atuns e afins (t) por espécie, nas pescarias com isca-viva, nas Regiões Sudeste e Sul do Brasil, no período 1979 - 1998.

Anos	Espécies													Total
	albacora lage	albacora branca	albacora bandolim	bonito listrado	albacorinha	bonito cachorro	bonito pintado	Sarda	Cavala verdadeira	Cavala empinge	Serra	Dourado	Outros	
1979	117,0	-	-	1818,0	-	-	-	-	-	-	-	-	169,0	2104,0
1980	392,0	-	-	6070,0	-	-	-	-	-	-	-	-	384,0	6846,0
1981	916,6	-	-	13913,0	-	-	45,0	-	-	-	-	1,8	3,0	14879,4
1982	1036,0	52,0	36,0	18156,0	9,0	72,0	10,0	-	-	-	-	-	7,0	19378,0
1983	1777,2	53,0	-	15643,0	-	11,0	-	-	-	-	-	-	275,4	17759,6
1984	1298,0	258,2	-	13086,6	108,7	201,1	50,7	0,3	3,2	-	-	1116,4	104,5	16227,7
1985	2176,0	89,5	9,0	25051,5	131,6	240,8	47,0	-	-	0,9	1,5	142,6	18,0	27908,4
1986	750,5	13,1	10,1	22542,7	147,7	213,4	77,1	-	-	0,5	-	72,6	3,1	23830,8
1987	1559,6	65,5	-	16153,1	181,9	330,6	56,4	4,2	0,5	0,5	-	138,7	10,4	18501,4
1988	1595,0	17,4	-	17227,3	121,5	201,6	4,7	-	-	-	-	96,0	4,2	19267,7
1989	1375,7	2,1	-	20549,0	53,1	127,3	2,2	-	-	-	-	120,1	4,4	22233,9
1990	953,8	29,1	-	20025,4	15,5	230,2	5,1	0,4	-	0,5	-	899,1	96,7	22255,8
1991	1169,4	17,7	-	20423,0	56,2	288,0	1,7	-	2,8	-	-	85,0	28,5	22072,3
1992	2660,7	-	-	18273,4	35,2	208,9	3,9	-	39,0	-	-	222,7	0,3	21444,1
1993	3087,7	-	-	17611,4	39,1	299,9	-	-	0,2	-	0,1	52,8	79,7	21170,9
1994	2743,9	-	5	20554,5	31,2	221,8	-	-	-	-	-	69,4	7,2	23633,0
1995	2612,5	199,6	-	16529,8	153,4	300,4	15,3	-	-	-	-	110,3	0,0	19921,3
1996	1956,1	12,3	-	22517,8	265,4	524,3	-	-	-	-	-	24,5	0,0	25300,4
1997	1642,5	62,7	-	25572,6	93,3	101,5	2,7	-	-	-	-	165,7	33,0	27674,1
1998	1356,0	404,7	128,9	23567,3	-	119,8	2,3	-	-	-	-	192,6	10,6	25782,1
Total	31176,2	1276,9	189,0	355285,4	1442,8	3692,6	324,1	4,9	45,7	2,4	1,6	3510,3	1239,0	398190,9
%	7,83	0,32	0,05	89,22	0,36	0,93	0,08	0,00	0,01	0,00	0,00	0,88	0,31	100,00

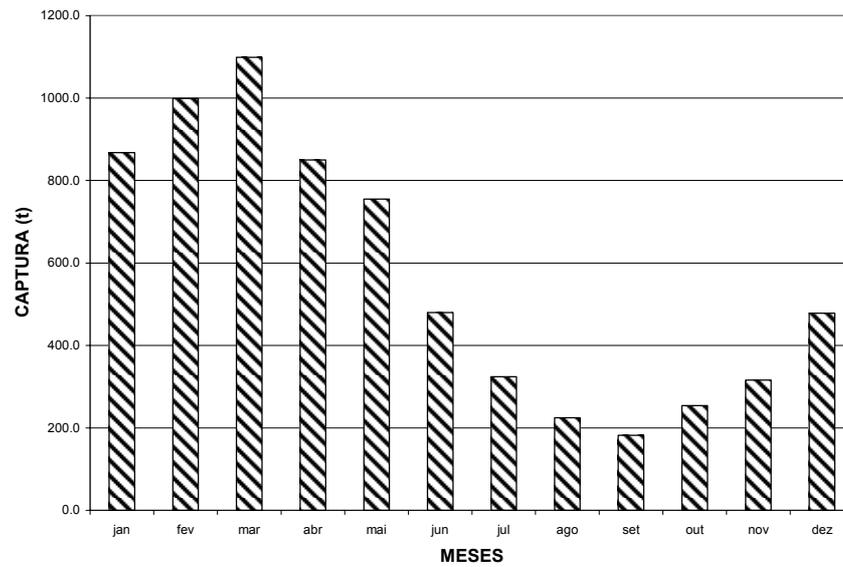


Figura 14 – Captura média mensal do bonito listrado desembarcada nos estados do Rio de Janeiro e Santa Catarina, por atuneiros de isca-viva nacionais, no período de 1983 a 1998.

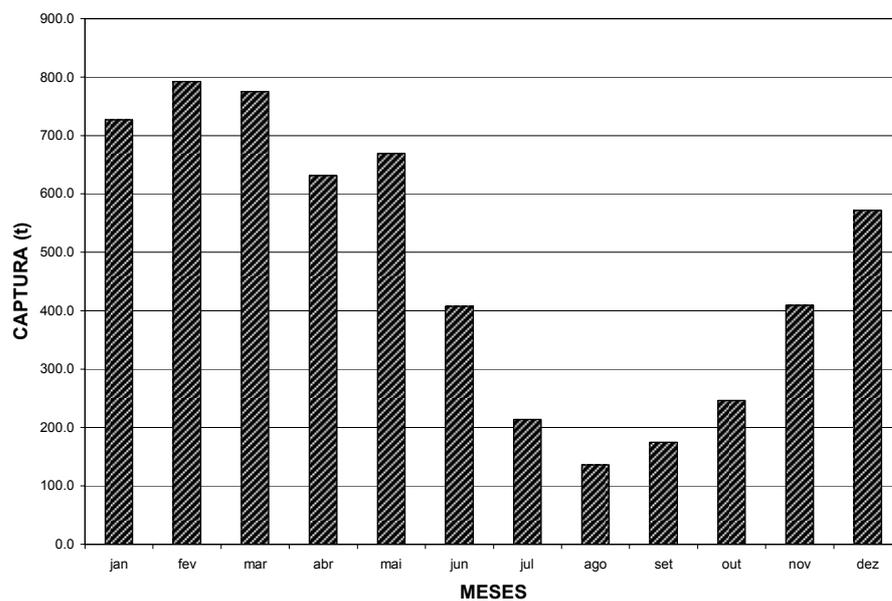


Figura 15 – Captura média mensal do bonito listrado desembarcada nos estados de Santa Catarina e Rio Grande do Sul, por atuneiros de isca-viva arrendados nacionalizados, no período de 1983 a 1998.

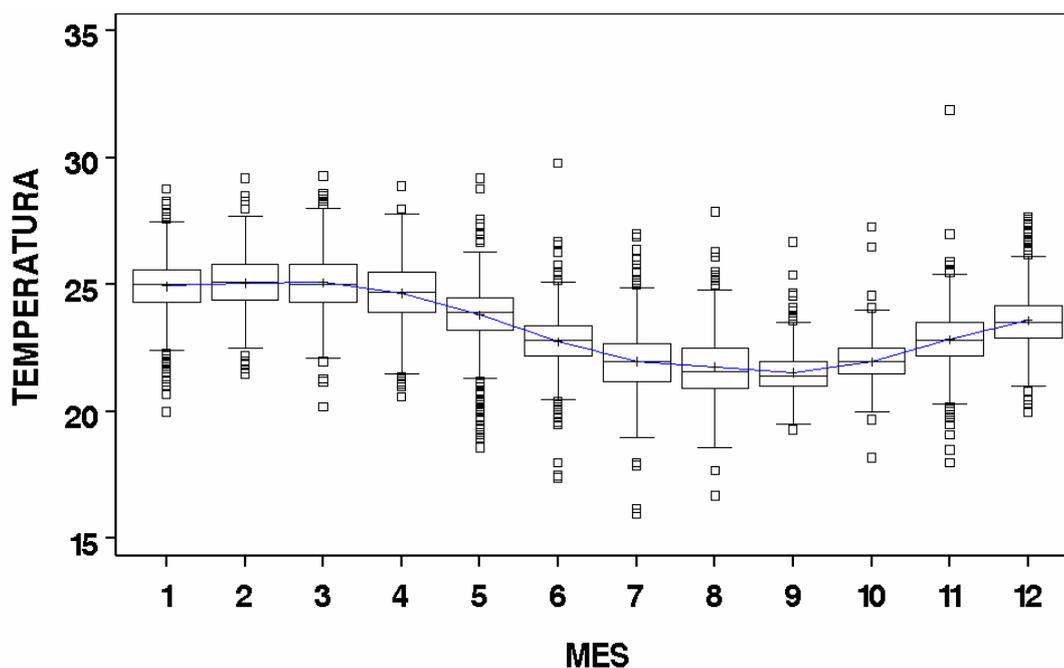


Figura 16 – Boxplot dos dados de temperatura mensal da superfície do mar, nas pescarias com isca-viva dos barcos atuneiros arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983 - 1998.

Evolução das capturas

A evolução da captura total anual do bonito listrado nas pescarias com vara e isca-viva no sudeste e sul do Brasil, durante o período 1980 a 2003, é apresentada na Figura 17. Durante os primeiros anos de desenvolvimento da pescaria ocorreu um acentuado aumento nas capturas, que praticamente duplicaram de um ano para o outro entre 1980 e 1982.

Apesar da queda registrada em 1983 e 1984, no ano de 1985 a captura voltou a crescer registrando-se neste ano a captura máxima (25.051 t), que somente foi superada doze anos depois, em 1997, com a captura recorde de 25.679 t. Entre 1985 e 1997 as capturas se situaram entre 16.000 e 20.500 t. A partir de 1997 as capturas mostraram tendência de decréscimo, situando-se entre o máximo de 24.691 t, em 2000 e o mínimo de 18.185 t em 2002, No ano de 2003 a captura do bonito listrado foi de 20.416 t.

Tabela 7 – Captura (t), esforço de pesca (dias de pesca e procura) e CPUE (t/dia) do bonito listrado nas pescarias com isca-viva desenvolvidas no sudeste e sul do Brasil, no período 1979 - 1998.

Anos	Barcos nacionais						Barcos nacionalizados			Captura	
	R de Janeiro			S Catarina			S Catarina/R G do Sul				
	captura	esforço	CPUE	captura	esforço	CPUE	captura	esforço	CPUE	bonito listrado	total (1)
1979	1818	-	-	0	-	-	0	-	-	1818	2104
1980	6070	-	-	0	-	-	0	-	-	6070	6846
1981	13620	-	-	166	-	-	76	-	-	13862	14879
1982	14706	-	-	1593	-	-	1714	-	-	18013	19378
1983	10373	-	-	1300	371	3,5	3660	508	7,2	15333	17760
1984	4574	-	-	2804	1067	2,6	5707	764	7,5	13085	16228
1985	9397	-	-	4641	1011	4,6	11013	1050	10,5	25051	27908
1986	6988	-	-	7334	1022	7,2	8220	858	9,6	22543	23831
1987	4611	-	-	4657	885	5,3	6794	907	7,5	16062	18501
1988	4959	-	-	4983	883	5,6	7264	847	8,6	17206	19268
1989	4948	-	-	9252	1791	5,2	6332	612	10,4	20532	22234
1990	5046	-	-	8245	1233	6,7	6735	646	10,4	20026	22256
1991	3844	-	-	10632	2757	3,9	5945	518	11,5	20421	22072
1992	3617	-	-	10158	2242	4,5	4497	600	7,5	18272	21144
1993	2596	-	-	12243	2456	5,0	2772	451	6,1	17611	21171
1994	2854	-	-	13858	2176	6,4	3842	555	6,9	20554	23633
1995	2226	-	-	8926	2072	4,3	5378	809	6,6	16530	19921
1996	2537	-	-	14607	2070	7,1	5374	618	8,7	22518	24296
1997	3390	-	-	16194	2318	7,0	6096	677	9,0	25679	27725
1998	4115	-	-	14146	2038	6,1	5306	630	8,4	23567	25782

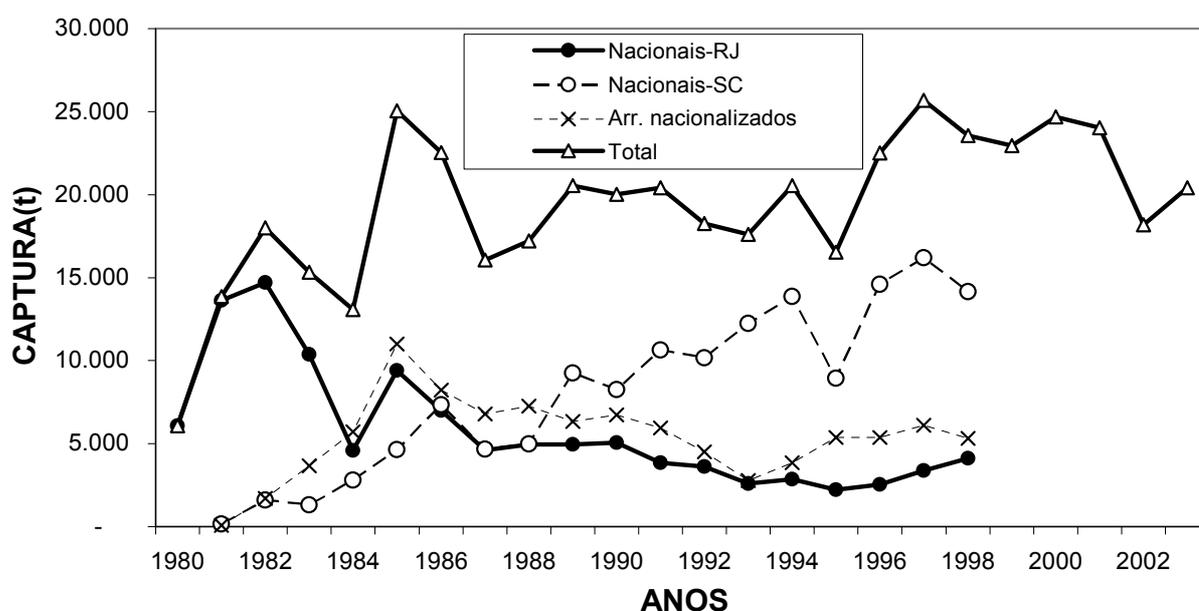


Figura 17 – Evolução da captura do bonito listrado (t), nas pescarias com isca-viva no sudeste e sul do Brasil, por tipo de frota, no período de 1980 a 2003.

A Tabela 7 e a Figura 17 apresentam também os dados da captura desembarcada pela frota nacional no Rio de Janeiro e em Santa Catarina, bem como a captura desembarcada pelos barcos arrendados nacionalizados, nos estados de Santa Catarina e no Rio Grande do Sul, durante o período de 1979 a 1998. Nesta figura observa-se que as capturas desembarcadas no Rio de Janeiro apresentaram grande flutuação, na fase inicial de desenvolvimento da pescaria, crescendo de 6.070 t, em 1980, para 14.706 t em 1982. Nos dois anos seguintes a captura mostrou queda acentuada, chegando a 4.574 em 1984, para novamente voltar a crescer no ano seguinte quando atingiu 9.397 t. A partir deste ano, contudo, as capturas desembarcadas no Rio de Janeiro mostraram tendência geral de decréscimo, atingindo o valor mínimo de 2.226 t, em 1995.

Comparando a evolução das capturas anuais desembarcadas no Rio de Janeiro com aquelas desembarcadas em Santa Catarina, pelos barcos nacionais, observa-se que as capturas deste último estado mostraram tendência oposta e foram de modo geral sempre crescentes. A tendência de crescimento das capturas de Santa Catarina apenas foi interrompida nos anos de 1987 e 1995, quando foram observadas maiores reduções de um ano para outro. Os valores mínimos e máximos de captura desembarcadas em Santa Catarina foram 166 t, em 1981, e 16.194 t, em 1997, quando representou 63% da captura total de bonito listrado desembarcada em todos os estados – ver Figura 17.

Quanto às capturas dos barcos arrendados nacionalizados, observou-se crescimento contínuo até 1985 (11.013 t) seguido de decréscimo acentuado até 1993 (2.772 t) (Figura 17). Nos últimos anos ocorreu uma recuperação das capturas que se situaram entre 5.300 e 6.100 t.

Até 1985 o estado do Rio de Janeiro era o principal centro de desembarque de bonito listrado, conforme demonstram as estatísticas de captura desembarcada por estado. A partir deste ano, um número cada vez maior de barcos que antes desembarcava no Rio de Janeiro passou a realizar desembarques em Santa Catarina, fazendo com que este estado se tornasse o mais importante pólo de desembarque do bonito listrado no sudeste e sul do Brasil.

Distribuição das capturas, do esforço de pesca e da CPUE.

Nos primeiros anos, entre 1983 e 1984, a pesca era desenvolvida ao longo de toda a área, porém as maiores capturas estavam mais concentradas na parte central da área de pesca total, entre 24° e 29° de latitude sul. A partir de 1984, ocorreu uma expansão da área de maiores capturas em direção ao sul, como resultado de maiores rendimentos obtidos nos meses de verão, em frente ao Rio Grande do Sul. Como resultado desta expansão da área de pesca, parte da frota sediada no Rio de Janeiro passou a realizar desembarques em Itajaí (Santa Catarina) e, de forma gradual, se estabeleceu naquele porto. Nos últimos anos da série histórica analisada o limite norte da área de pesca foi deslocado para 22° de latitude sul e passaram a ocorrer capturas em blocos estatísticos mais ao sul. A distribuição das capturas mostra muitos blocos de pesca aonde a captura anual foi inferior a 100 t, mas apresenta também vários blocos aonde as capturas foram superiores a 2.000 t. Os dados parecem indicar que existem três pontos de maior concentração das capturas, um na parte norte da área de pesca, representado pelo bloco estatístico 2240, um ponto na parte central, entre 25°S e 27°S e um ao sul entre 32°S e 34°S – ver Figura 18.

A distribuição geográfica do esforço de pesca é apresentada na Figura 19 para as pescarias desenvolvidas pelos barcos arrendados nacionalizados, que operaram em toda a área de pesca no período considerado. Na confecção dos mapas da distribuição do esforço de pesca foram considerados todos os dias com atividade de pesca, ou seja, mesmo aqueles blocos aonde não houve nenhuma captura em todo o ano, os quais não foram incluídos nos mapas de distribuição das capturas. Estes mapas mostram, portanto, toda a extensão da área de pesca do bonito listrado nas regiões sudeste e sul do Brasil. Nos primeiros anos da pescaria o esforço de pesca foi aplicado em toda a extensão da área de pesca, mas foi concentrado principalmente na área entre 24° e 29° de latitude sul. A partir de 1985 o esforço de pesca passou a ser aplicado numa área mais restrita, com pouca ocorrência de atividades de pesca ao norte de 23° de latitude sul e uma maior concentração nos blocos de pesca situados entre 28° e 34°S. Esta maior concentração do esforço de pesca é mais evidente a partir de 1992, quando os barcos arrendados foram nacionalizados e passaram a operar exclusivamente a partir do porto de Rio Grande, no estado do Rio Grande do Sul.

A distribuição geográfica da CPUE anual é apresentada na Figura 20, aonde se evidencia nos primeiros anos da pesca as elevadas taxas de captura nos

blocos de pesca situados no extremo sul da área de pesca, que foram os indutores da expansão da área de pesca em direção ao sul. A distribuição anual dos dados de CPUE mostra que os maiores índices de captura foram registrados no início da pescaria, nos blocos mais ao sul, com captura anual média por dia de pesca superior a 30 t. Estes índices não foram repetidos nos últimos anos apesar de que nestes blocos estatísticos as taxas de captura foram quase sempre superiores àquelas obtidas nos demais blocos de pesca. Tal fato deve-se, eventualmente, a um dos fatores a seguir, ou até mesmo aos dois fatores: melhor técnica de pesca dos pescadores dos barcos arrendados ou maior densidade dos estoques explorados.

Os dados parecem indicar a existência de diferenças nos índices de captura em determinados estratos da área de pesca, o que justifica a divisão da área de pesca total em estratos menores para efeito da padronização dos índices de captura do bonito listrado capturado nesta pescaria.

Para observar o possível efeito da área de pesca sobre os valores estimados de CPUE do bonito listrado foram construídos gráficos do tipo boxplot, por ano, para as duas frotas analisadas, considerando duas divisões da área de pesca total. Para os barcos arrendados nacionalizados observou-se que os valores de CPUE para a área de pesca ao norte de 28°S foram sempre inferiores àqueles estimados para a área ao sul de 28°S (Figura 21). Para os barcos nacionais de Santa Catarina utilizou-se uma divisão em três sub-áreas, observando-se de modo geral uma relação crescente da CPUE com a latitude. Contudo, ainda que o padrão geral observado no período analisado indique uma menor CPUE na área ao norte de 27°S, em alguns anos os rendimentos na área entre 27°S e 30°S chegaram a superar aqueles registrados na área ao norte de 27°S. Com relação à área situada ao sul de 30°S parece não haver dúvidas de que os rendimentos são sempre superiores àqueles registrados nas demais áreas (Figura 22).

Gráficos do tipo Boxplot dos dados de CPUE também foram construídos por trimestres (Figuras 23 e 24) e faixas de temperatura (Figuras 25 e 26) para as duas frotas. De modo geral os valores de CPUE foram mais elevados no primeiro trimestre e os menores índices foram registrados no terceiro trimestre (Figuras 23 e 24). Ainda que na maioria dos anos se tenha observado valores mais altos de CPUE no quarto trimestre do ano, em relação àqueles estimados para o segundo trimestre, em alguns anos pode-se observar uma situação inversa, especialmente no caso dos barcos nacionais, com os valores de CPUE do segundo

trimestre mostrando-se superiores àqueles do quarto trimestre. A análise destes gráficos evidencia a existência do efeito do período e da área de pesca nas variações observadas nos índices de CPUE estimados para as duas frotas, indicando a possibilidade da sua utilização como fatores responsáveis por variações na CPUE na análise de padronização da CPUE do bonito listrado. No que se refere à temperatura da superfície do mar (Figuras 25 e 26), os maiores valores de CPUE foram registrados nos intervalos de temperatura entre 24° C - 25° C e os menores valores em temperaturas abaixo de 24° C.

Quanto às demais variáveis, características físicas das embarcações comprimento total (Figura 27) e TBA (Figura 28), verifica-se que os índices de captura foram sempre maiores para os barcos das classes de comprimento e TBA maiores, indicando uma relação linear com o tamanho das embarcações. Os gráficos Boxplot foram construídos para as duas frotas em conjunto, cobrindo todo o período de 1989 a 1998.

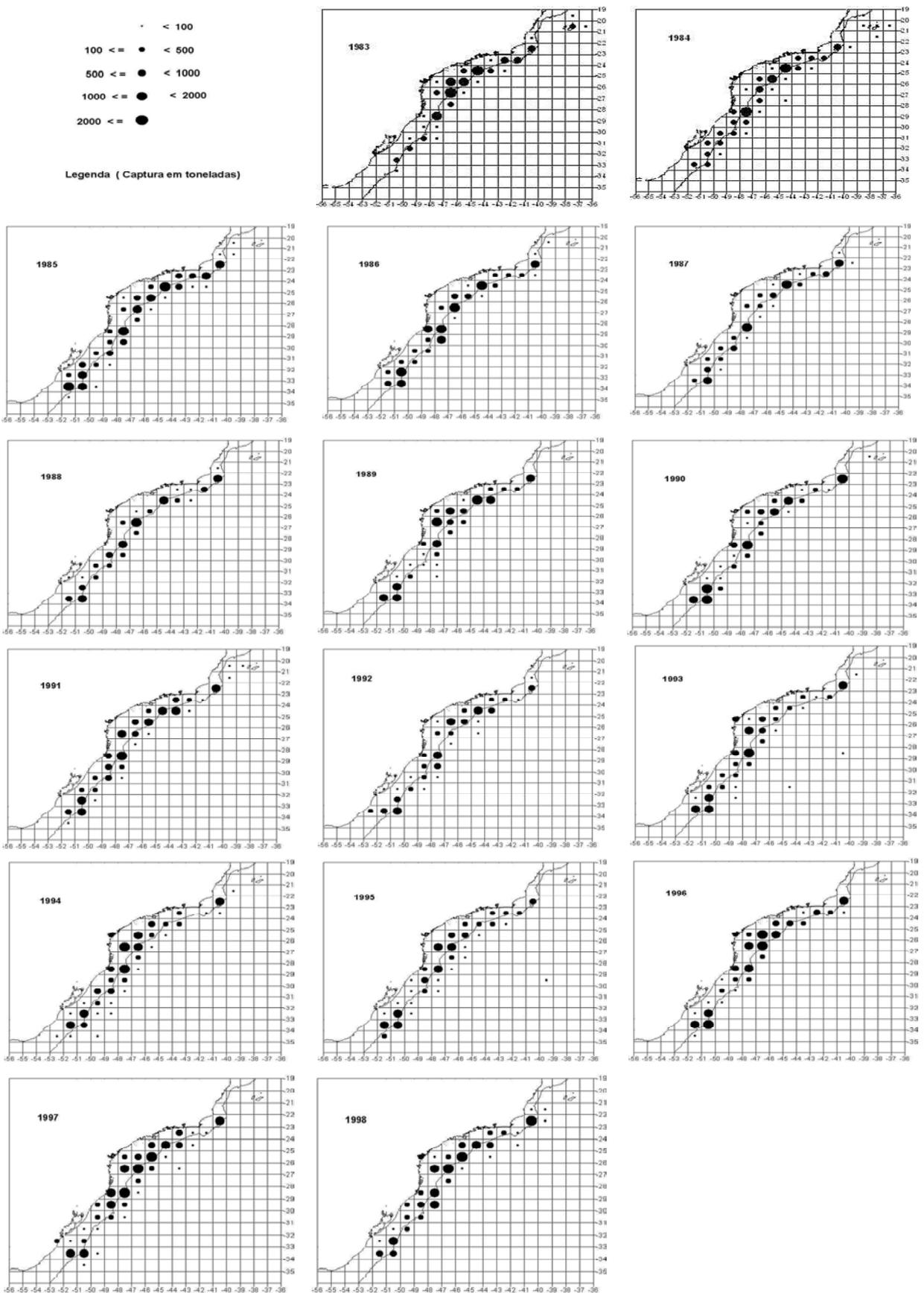


Figura 18 – Distribuição geográfica da captura anual do bonito listrado (em toneladas), nas pescarias de atuneiros de isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1998.

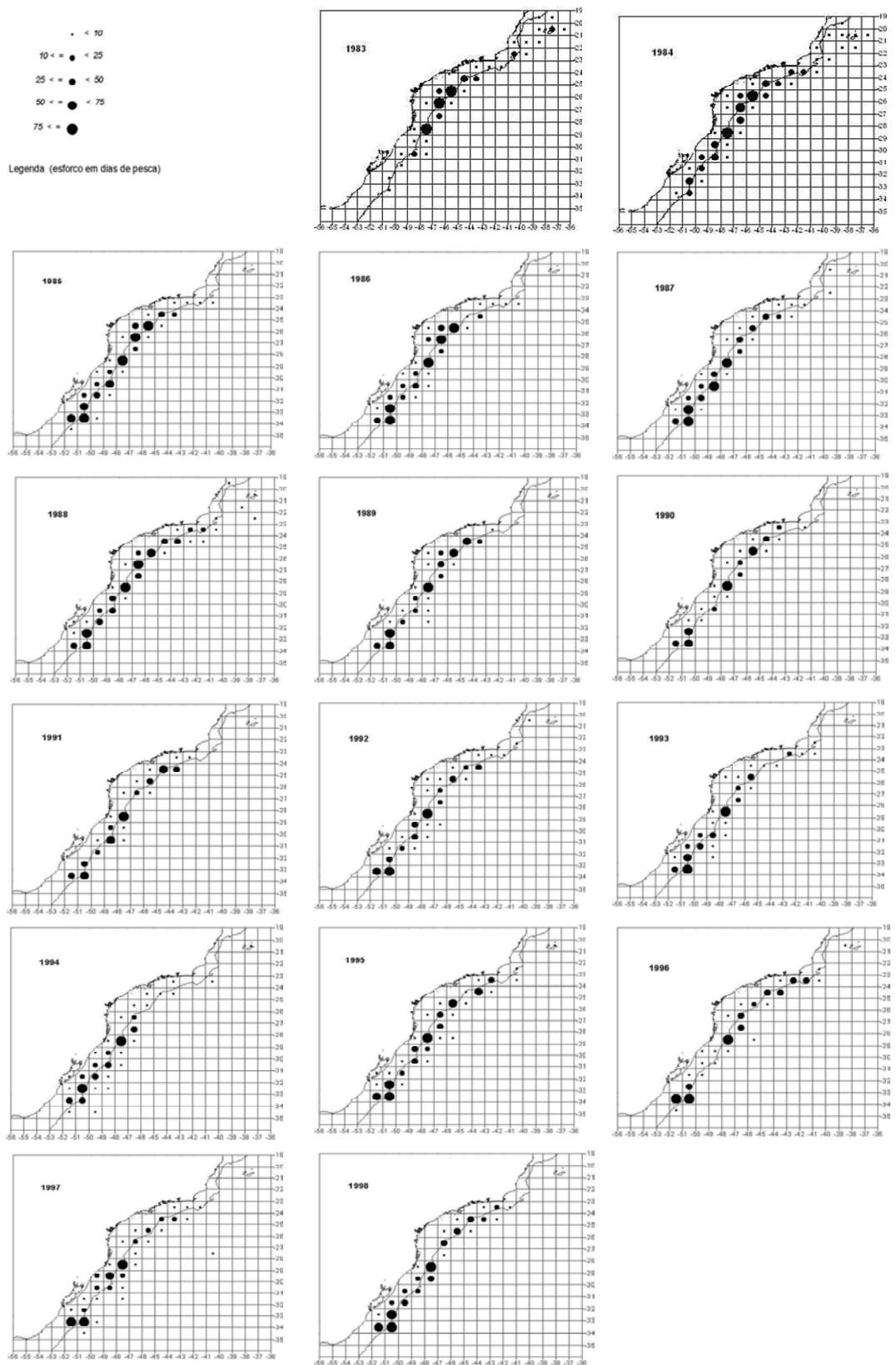


Figura 19 – Distribuição geográfica do esforço de pesca anual (número de dias de pesca), nas pescarias de atuneiros de isca-viva arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983 - 1998.

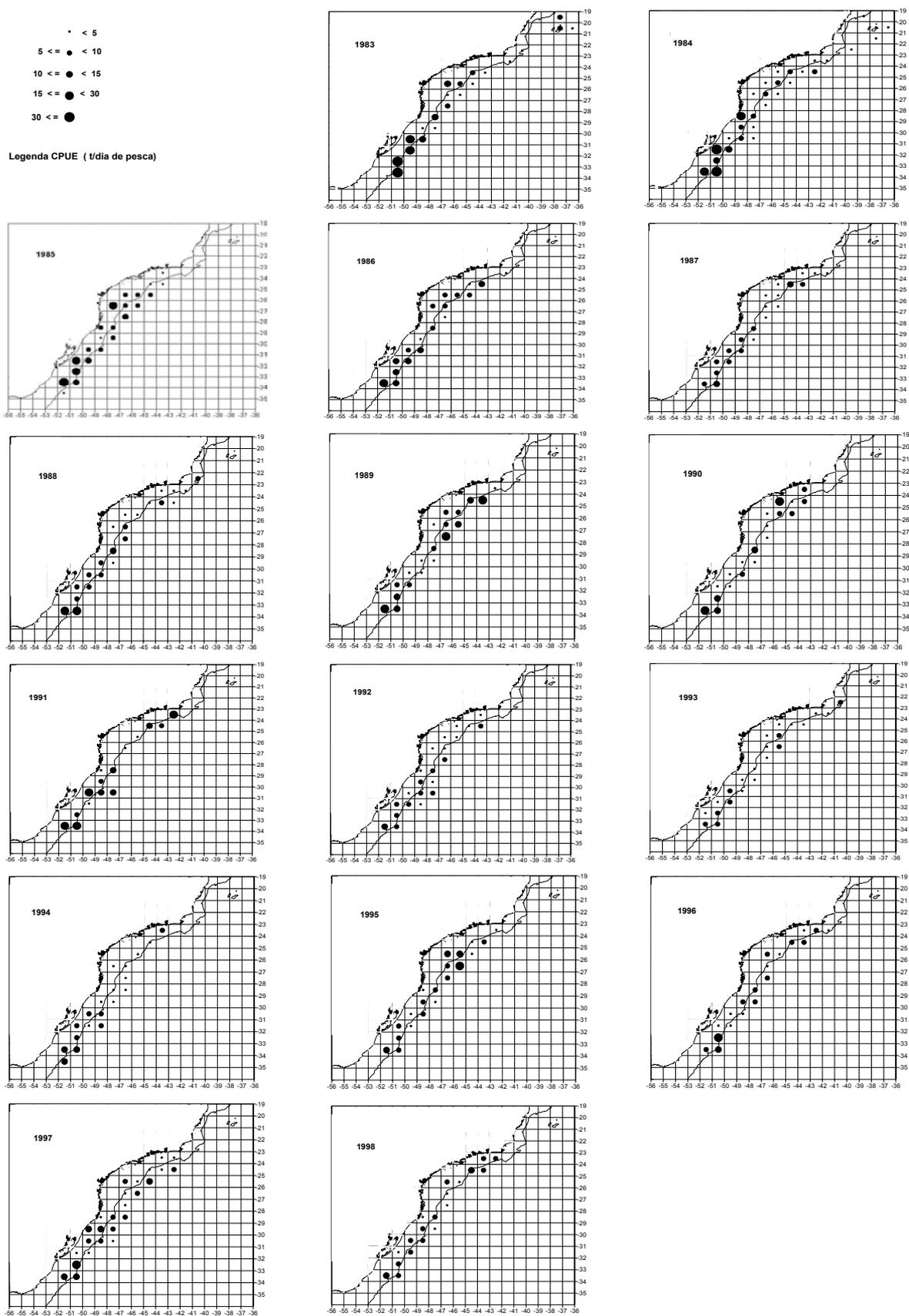


Figura 20 – Distribuição geográfica da CPUE anual do bonito listrado (t/dia de pesca), nas pescarias de atuneiros de isca-viva arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983 - 1998.

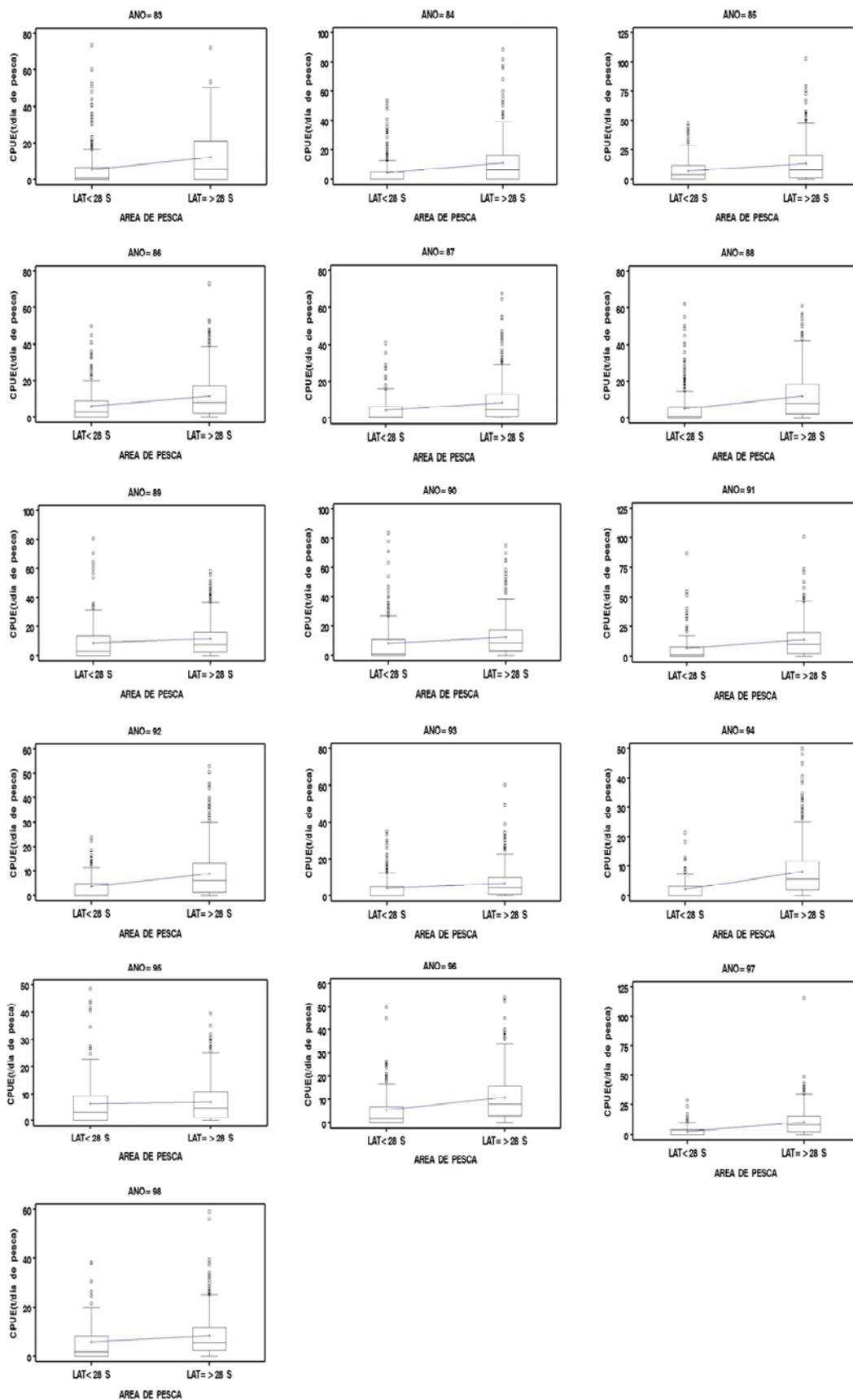


Figura 21 – Boxplot dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva dos barcos arrendados nacionalizados, por área de pesca, no período 1983 - 1998.

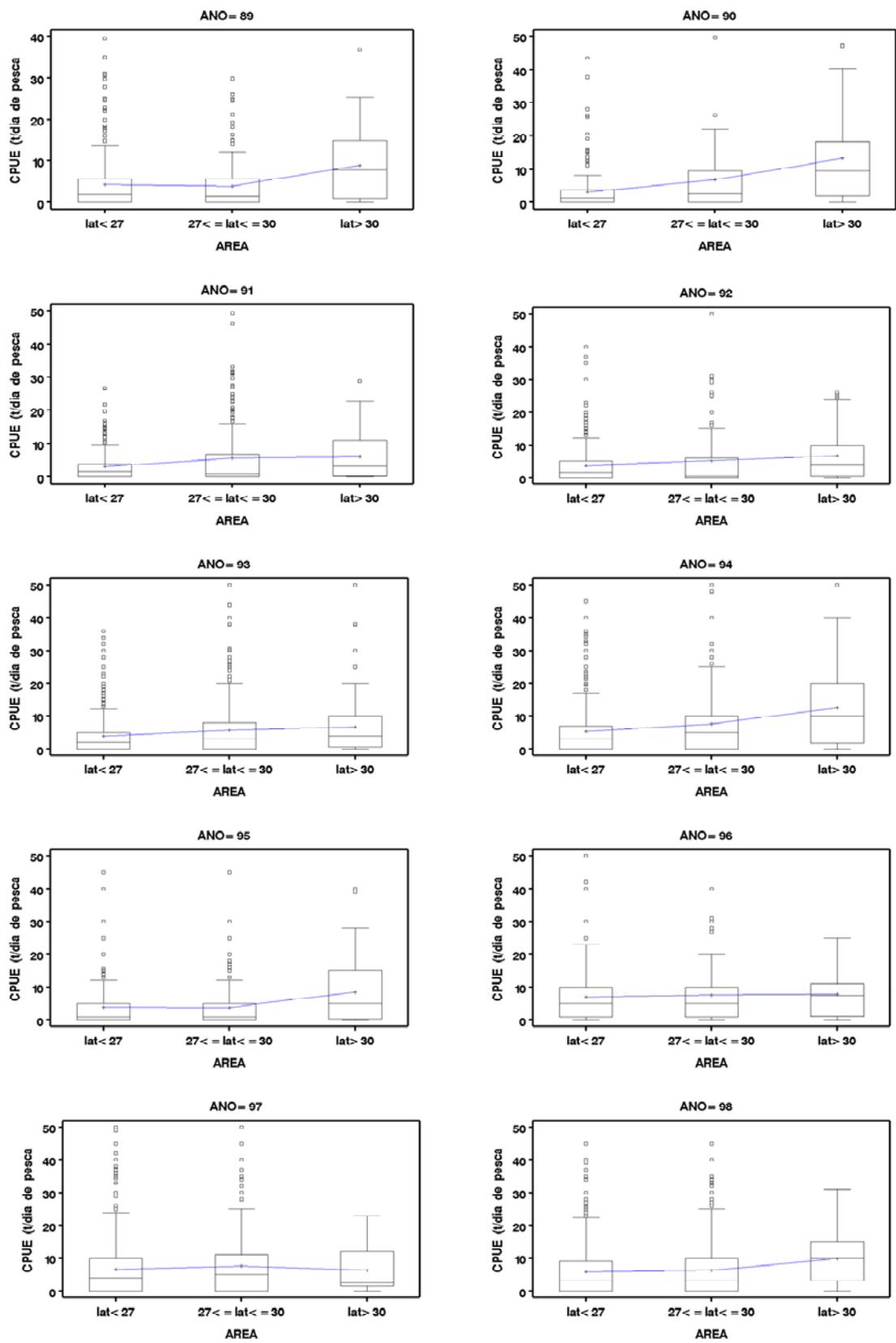


Figura 22 – Boxplot dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva dos barcos nacionais de Santa Catarina, por área de pesca, no período 1989 - 1998.

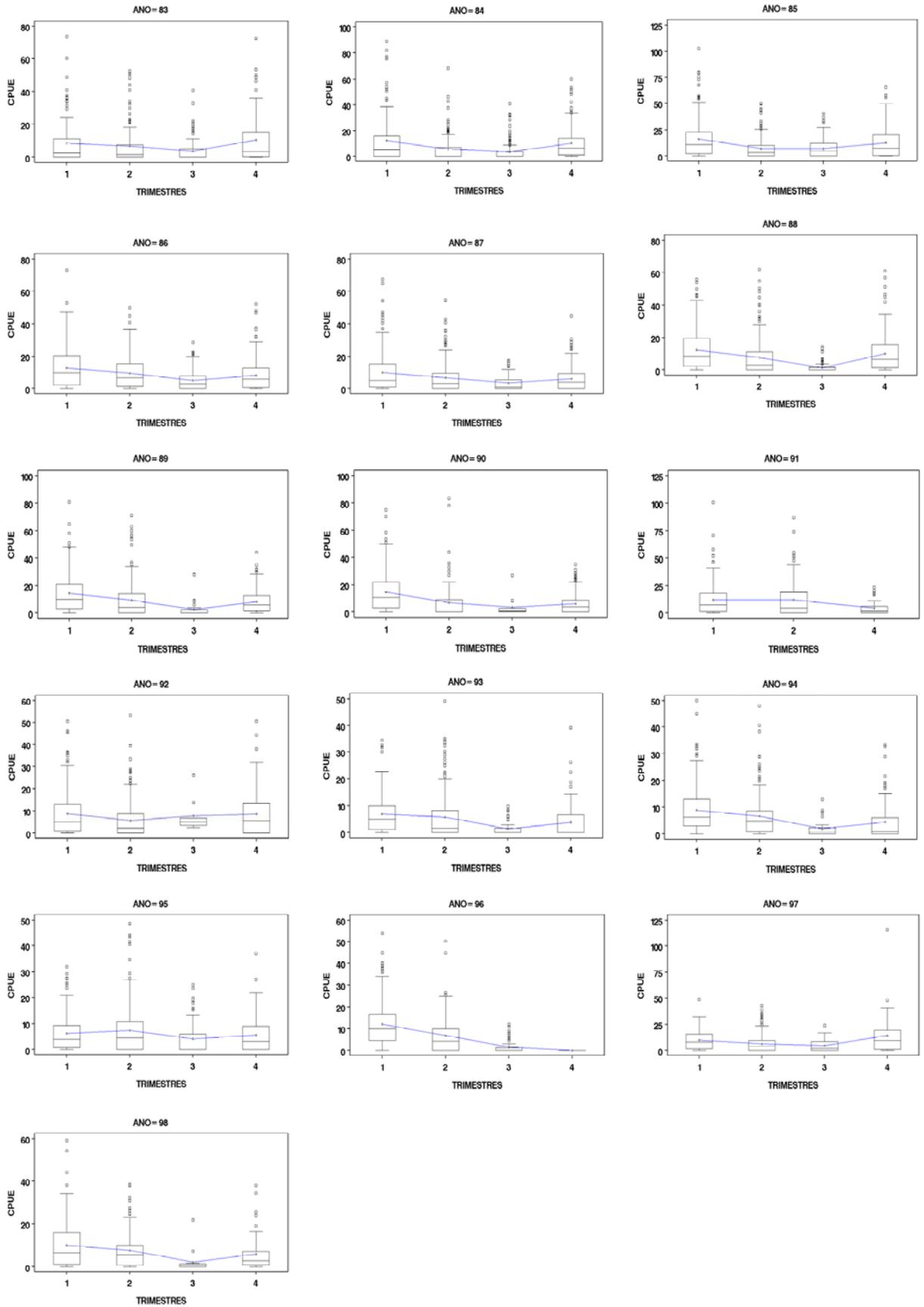


Figura 23 – Distribuição trimestral dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva dos barcos arrendados nacionalizados, no período 1983 - 1998.

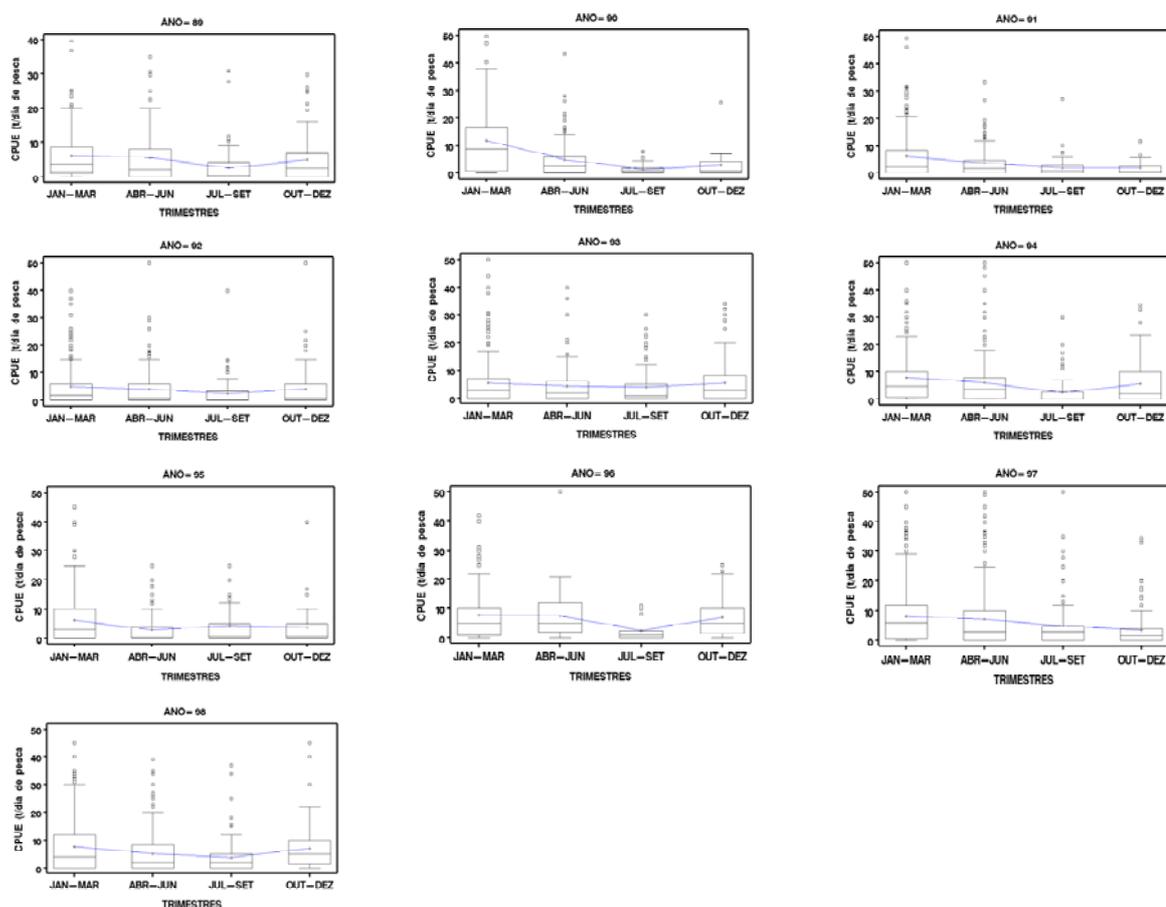


Figura 24 – Distribuição trimestral dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva dos barcos nacionais de Santa Catarina, no período 1989 - 1998.

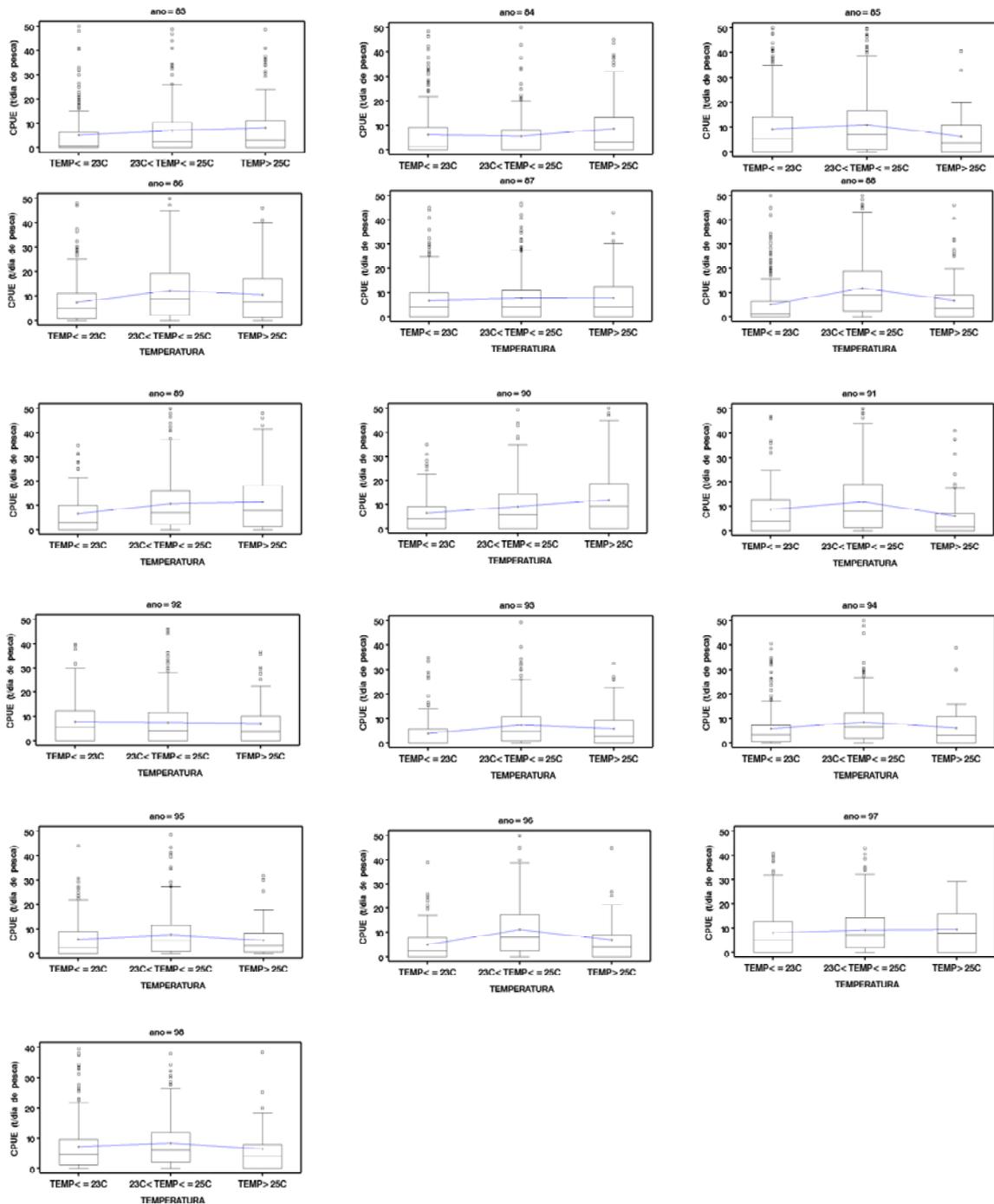


Figura 25 – Distribuição dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca), das pescarias com isca-viva dos barcos arrendados nacionalizados, por faixa de temperatura, no período 1983 - 1998.

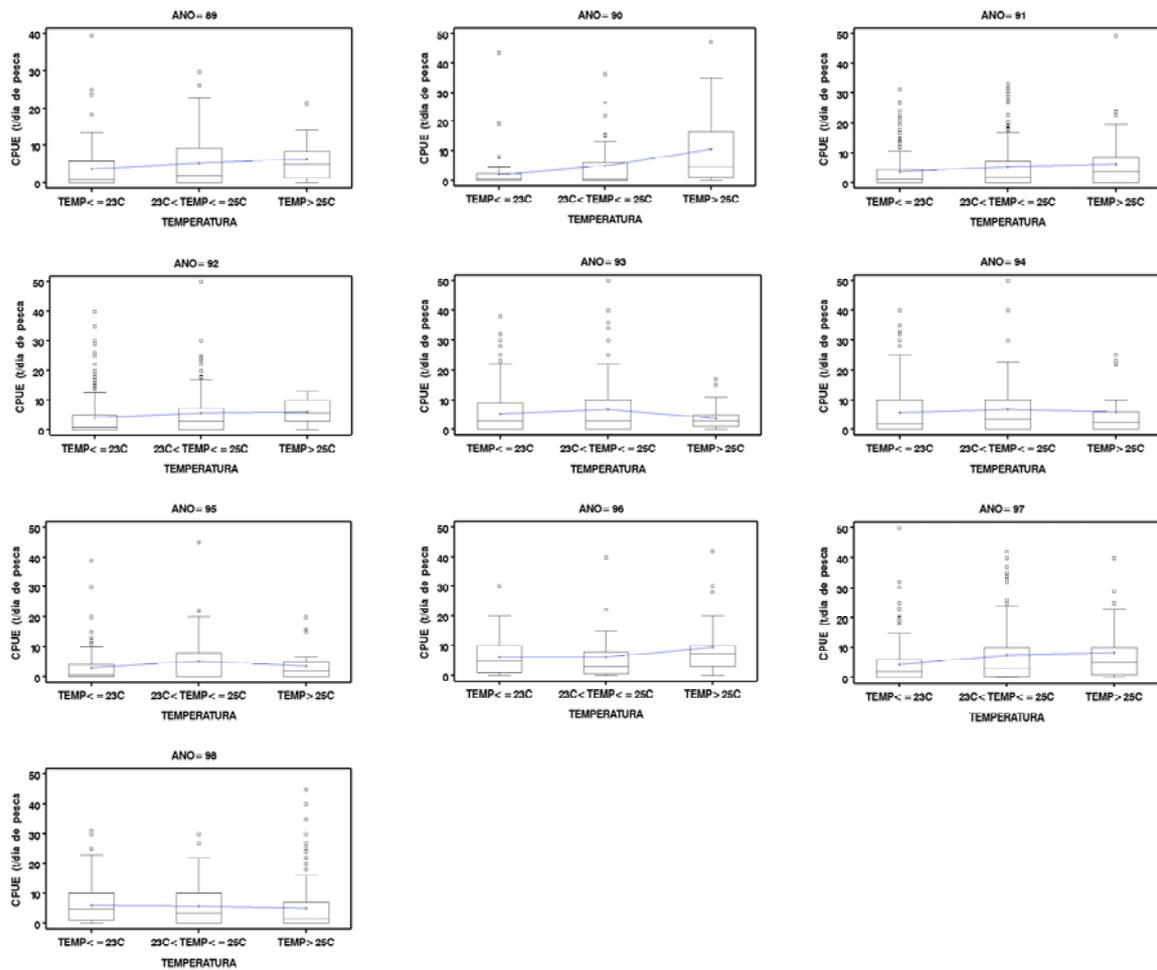


Figura 26 – Distribuição dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca), das pescarias com isca-viva, dos barcos nacionais de Santa Catarina, por faixa de temperatura, no período 1989 - 1998.

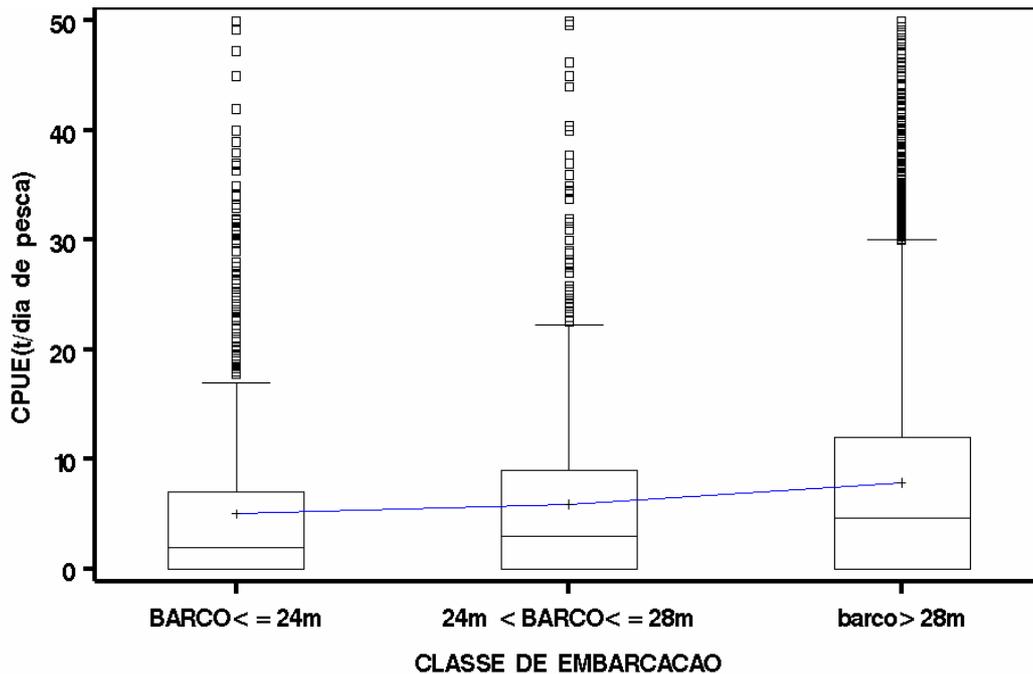


Figura 27 – Boxplot dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva dos barcos nacionais e arrendados nacionalizados, por classe de comprimento das embarcações, no sudeste e sul do Brasil, no período 1989 - 1998.

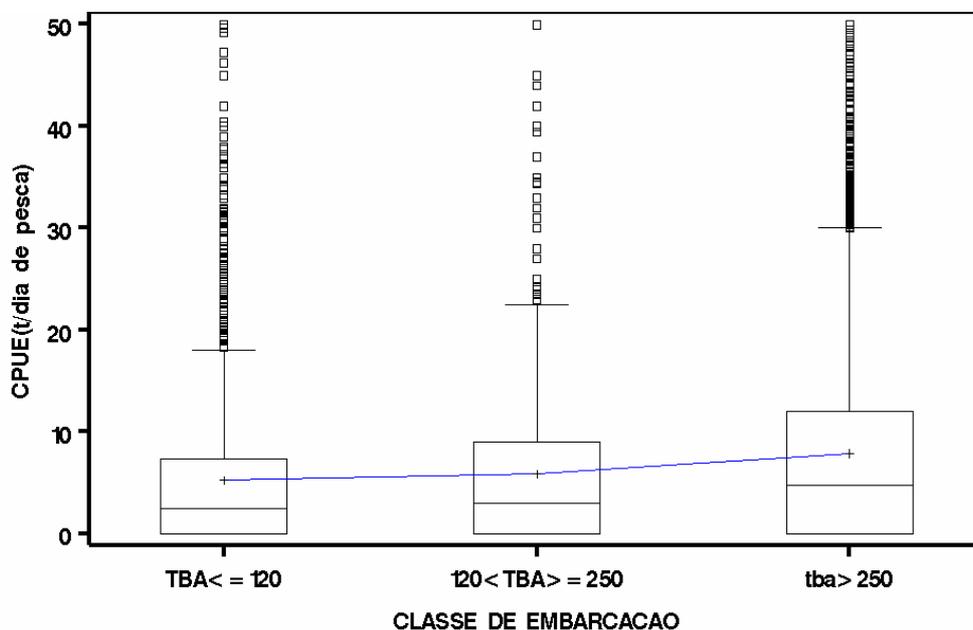


Figura 28 – Boxplot dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva dos barcos nacionais e arrendados nacionalizados, por classe de tonelagem bruta de arqueação (TBA), no sudeste e sul do Brasil, no período 1989 – 1998.

4.4. CONCLUSÕES

O elevado percentual de captura anual do bonito listrado registrado durante o período 1983 – 1998, entre 80,6% e 94,6%, em relação com a captura total (em peso) de todas as espécies capturadas na pescaria com isca-viva desenvolvida no sudeste e sul do Brasil, confirma esta espécie como alvo da pescaria. A albacora-laje destacou-se como a segunda espécie mais importante, com participação relativa média anual de 7,8%, em relação à produção total de todas as espécies.

Durante o período analisado a pesca do bonito listrado com isca-viva no sudeste e sul do Brasil foi realizada por barcos nacionais de pequeno e médio porte, com comprimento total variando entre 15 e 38 m, e por barcos arrendados nacionalizados, todos de grande porte e com comprimento total de 49,1 m. No início da pescaria, a frota nacional era composta basicamente por embarcações de pequeno porte (menos de 20 m), as quais foram gradualmente substituídas por barcos maiores.

A análise da distribuição espacial e sazonal dos índices de captura do bonito listrado mostrou um padrão consistente de variação, onde os maiores valores de CPUE foram registrados nos blocos de pesca ao sul de 28°S e no primeiro trimestre, enquanto que os menores rendimentos foram observados no terceiro trimestre.

Em relação com outros fatores, a CPUE do bonito listrado mostrou variação com a temperatura da superfície do mar e com as características físicas das embarcações. Os maiores valores da CPUE média foram observados nos intervalos de temperatura entre 24° C - 25° C e mostraram uma relação linear com o tamanho das embarcações, ou seja, os índices de captura foram sempre maiores para os barcos das classes de comprimento e TBA maiores.

A análise dos dados da pescaria demonstra que a frota de barcos atuneiros nacionais de isca-viva apresenta características diversificadas. Por outro lado, considerando que ocorreram variações na composição da frota ao longo do período analisado e que, possivelmente, existem diferenças entre o poder de pesca das embarcações, o que ficou em parte confirmado pelos resultados das análises da variação observada nos índices de CPUE, fica evidente a necessidade de se avaliar

o efeito das diferenças nas características físicas das embarcações sobre a CPUE do bonito listrado.

A análise da distribuição geográfica da captura e do esforço de pesca anual da pescaria do bonito listrado mostrou que não ocorreram tendências de alteração no padrão de distribuição das capturas e esforço de pesca e que as duas frotas apresentam um padrão de operação comum.

A frota nacional, que realiza desembarques em Santa Catarina, e a frota dos barcos arrendados nacionalizados está composta tanto por barcos de grande porte, como também por barcos de menores tamanhos, com características semelhantes àqueles do Rio de Janeiro. A análise da distribuição das capturas e do esforço de pesca mostrou que estas embarcações, praticamente, atuam em toda a área de distribuição do bonito listrado no sudeste e sul do Brasil. Desta forma, pode-se considerar que tais embarcações representam o padrão de operação de toda a frota e que o conjunto dos dados dos mapas de bordo, coletados das mesmas, são adequados para serem utilizados em análises sobre avaliação da situação da pescaria e dos efeitos desta sobre o estoque do bonito listrado.

5. MODELAGEM ESTATÍSTICA DA CAPTURA POR UNIDADE DE ESFORÇO DO BONITO LISTRADO

5.1. INTRODUÇÃO

A imposição de um esforço de pesca, fator exógeno de mortalidade causado por um aparelho de pesca, sobre uma população pesqueira gera uma ação predatória sobre a população objeto da pesca, causando, portanto, uma determinada mortalidade. Considera-se que a mortalidade gerada pelo esforço de pesca é proporcional à intensidade do seu uso, de modo que, o número ou peso dos indivíduos retirados por unidade do esforço de pesca é uma medida relativa da abundância aparente do estoque. Desta forma, uma das premissas básicas dos modelos de avaliação de estoques baseados nos dados de captura e esforço de pesca é a existência de uma correspondência entre as taxas de captura (captura por unidade de esforço – CPUE) e a abundância (N) dos estoques, ao se assumir que uma unidade operacional do aparelho de pesca deve retirar uma proporção constante do estoque presente em dada área sobre a qual o aparelho de pesca atua.

Matematicamente, desde que se assume que a captura por ação de uma arte de pesca é proporcional à densidade do estoque, tem-se que:

$$\Delta C \cong \Delta f \frac{N}{A} = q \Delta f \frac{N}{A},$$

onde ΔC = captura por unidade operacional do aparelho de pesca, q = coeficiente de capturabilidade, Δf = esforço de pesca por unidade operacional do aparelho de pesca, N = abundância média do estoque e A = área de ocorrência do estoque.

De forma simplificada, tem-se que:

$$CPUE = q N,$$

portanto, as variações na CPUE podem resultar tanto de variações na abundância dos estoques como de variações em q . Desta forma, se q permanecer constante de um período para outro, por exemplo, 1 ano, as variações na CPUE refletirão variações na abundância real.

Como dificilmente q permanece constante, com o passar do tempo as variações na CPUE nominal refletem também variações na capturabilidade que é afetada por uma série de variáveis, tais como, distribuição do esforço de pesca, modificações nos petrechos de pesca, alterações na estratégia de pesca, introdução de equipamentos/ inovações tecnológicas auxiliares aos petrechos de pesca, que aumentam sua eficiência etc.

Mesmo ocorrendo variações em q , que é a situação mais comumente encontrada ao se estudar a dinâmica de uma população submetida à exploração pesqueira, ainda assim será possível relacionar as variações na CPUE às variações na abundância real, desde que se possa identificar e remover o impacto dos fatores responsáveis pelas variações em q . Esta é a idéia básica em que se fundamenta o processo de padronização das taxas de captura (CPUE).

ARREGUIN-SANCHEZ (1996) realizou uma abrangente revisão da literatura sobre capturabilidade, concluindo que as várias fontes de variação no coeficiente de capturabilidade estão associadas a vários fatores, como, por exemplo, abundância dos estoques pesqueiros, comportamento dos peixes, biologia e dinâmica populacional dos peixes, qualidade e quantidade do esforço de pesca, estratégia de pesca, e, condições ambientais.

Isto posto, a se considerar as premissas acima, faz-se necessário realizar a padronização da CPUE antes da sua utilização nas análises de avaliação de estoques, tendo em vista remover toda sorte de variabilidade que não esteja diretamente relacionada com flutuações na abundância real do estoque.

Em 1999, uma análise bastante preliminar foi apresentada na reunião ICCAT de avaliação de estoques do bonito listrado do Atlântico, considerando-se um número reduzido de fatores (frota, ano, trimestre e área de pesca) responsáveis por variações no rendimento das pescarias (MENESES DE LIMA; LIN; MENEZES, 2000). Nesta análise os fatores considerados foram os seguintes: frota (três níveis) – nacional do Rio de Janeiro; nacional de Santa Catarina e Frota de barcos japoneses arrendados; ano (16 níveis) – de 1983 a 1998; trimestre (quatro níveis) – I, II, III e IV; e área (dois níveis) – ao norte de 28°S e ao sul de 28°S. O resultado desta análise não foi suficiente para justificar a utilização dos índices estimados numa análise de avaliação através do modelo de produção.

Mais recentemente ANDRADE (2003) utilizando dados de mapas de bordo para o ano de 1994 aplicou uma análise de GLM para identificar as áreas de

pesca mais rentáveis. Os fatores utilizados foram área e trimestre do ano e as variáveis ambientais temperatura, estado do céu, força do vento, além da profundidade, número de pescadores e quantidade de isca-viva utilizada por viagem de pesca. Os resultados confirmaram as conclusões de MENESES DE LIMA; LIN; MENEZES (op cit.) indicando que área e trimestre do ano são os fatores responsáveis pela maior variação na CPUE. Indicaram também que as pescarias realizadas no segundo trimestre, com céu claro e ventos fracos são aquelas que resultaram em maiores valores de CPUE. Com relação à temperatura da superfície do mar, como não encontrou evidência de uma relação direta entre a temperatura e a presença ou abundância do bonito listrado, concluiu que a temperatura da superfície do mar pode ser considerada, apenas, como indicativo de áreas com probabilidade de ocorrência de cardumes do bonito listrado vulneráveis à pesca com isca-viva.

BROWN; PASTOR; SANSORES (2004) citando FONTENEAU (1998) ressaltam que a heterogeneidade espaço-temporal do meio ambiente marinho afeta a biologia, dinâmica e disponibilidade dos estoques de atuns, bem como sua vulnerabilidade aos petrechos de pesca, constituindo-se, portanto, numa fonte de variabilidade nas taxas de captura nominal. Destacam, ainda, que a temperatura da superfície do mar é um dos mais importantes fatores físicos, modificando os padrões de agregação vertical e horizontal dos atuns por sua influência sobre a alimentação, reprodução, comportamento migratório e termo-regulação. Estes autores utilizaram dados de programas de observadores de bordo das pescarias de espinhel pelágico dos Estados Unidos e do México, no período 1992-2002, na análise de padronização da CPUE da albacora lage, pelo modelo linear generalizado, no qual a temperatura média da superfície do mar foi um dos principais fatores que explicaram as variações observadas na CPUE desta espécie.

SILVA (1996) ao analisar dados das pescarias dos barcos atuneiros de isca-viva nacionalizados, realizadas no sudeste e sul do Brasil, entre 1992 e 1994, na área compreendida entre 23°S e 35°S, cita a temperatura como fator de suma importância na pescaria do bonito listrado. Ao relacionar os rendimentos da pescaria com a temperatura da superfície do mar constatou que 86,5% das capturas ocorreram entre 22° C e 25,9° C, sendo o intervalo entre 24° C e 24,9° C onde se observou maior esforço e captura e, na faixa entre 24° C e 25,9° C, o maior rendimento.

O objetivo deste trabalho é a modelagem estatística das taxas de captura do bonito listrado capturado nas pescarias brasileiras com vara e isca-viva, através do modelo linear generalizado. As variáveis ou fatores que influenciam no rendimento desta pescaria serão identificados para eliminar os efeitos destes fatores sobre a CPUE, visando a obtenção de uma CPUE padronizada que reflita de forma mais adequada a variação observada na abundância dos estoques e que, portanto, venha a atender as premissas básicas dos modelos de avaliação de estoques que utilizam este parâmetro como indicador da abundância real dos estoques.

5.2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

5.2.1 Métodos de padronização da CPUE

KLAER (1994) apresenta uma revisão dos métodos utilizados na padronização do esforço de pesca e da captura por esforço de pesca (CPUE), classificando-os em três tipos: (1) o método mais simples consiste na obtenção de um índice de abundância (CPUE) de um conjunto de barcos que tenham pescado de forma consistente (mesma área de pesca, pequenas variações nos petrechos de pesca) durante o período analisado, fazendo com que a CPUE estimada reflita a abundância real; (2) Padronização relativa, que consiste na estimação da eficiência de pesca de unidades pesqueiras, tais como barcos ou classes de embarcações, operando numa mesma área e período de tempo. Este método fornece estimativas do poder de pesca de cada embarcação, que é utilizado para ajustar as taxas de captura, fornecendo uma CPUE padronizada; e (3) Métodos estatísticos, utilizam técnicas de análise estatística em pescarias aonde existam dados sobre fatores que afetam as taxas de captura observadas, quantificando e removendo o efeito de variáveis que influenciam as taxas de captura. Dentre os métodos estatísticos disponíveis, os modelos lineares generalizados (GLM), são os mais aceitos e largamente utilizados na padronização das taxas de captura utilizadas nos modelos de avaliação de estoques.

Os primeiros métodos desenvolvidos para a padronização da CPUE consistiam na determinação da eficiência de unidades de pesca sobre os estoques, tais como barcos ou categorias de barcos. Através deste método o desempenho individual de barcos pescando na mesma área e período de tempo era medida e

utilizada para obter estimativas do poder de pesca que, por sua vez, eram empregadas para ajustar as taxas de captura gerando uma CPUE padronizada. Os trabalhos pioneiros que levaram ao desenvolvimento deste método foram realizados por GULLAND (1956) e BEVERTON; HOLT (1957).

O método desenvolvido por BEVERTON; HOLT (1957) foi o mais utilizado na padronização do esforço de pesca até o aparecimento dos métodos baseados em modelagem estatística (modelo linear generalizado). Este método é baseado na determinação do poder de pesca relativo definido por,

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

onde PPR_i é o poder de pesca relativo do barco, C_i é a captura total do barco i durante o período de tempo no qual o barco padrão e o barco i estiveram na pesca, C_s é a captura do barco padrão durante o período de tempo em que ambos (barco padrão e barco i) estiveram na pesca, E_s e E_i representam, respectivamente, o esforço total (em dias de pesca ou qualquer outra unidade de esforço) do barco padrão e do barco i durante o período de tempo em que ambos estiveram na pesca.

A padronização da CPUE para o ano t ficava definida por

$$I = \frac{\sum_{i=0}^t C_{ti}}{\sum_{i=0}^t PPR_i \times E_{ti}}$$

onde C_{ti} é a captura do barco i no ano t e E_{ti} é o número de dias de pesca do barco i no ano t .

Portanto, o poder de pesca de cada barco era obtido pela divisão da sua captura pela captura de um barco padrão pescando na mesma área e período de tempo. Em seguida o esforço de pesca nominal de cada embarcação era multiplicado pelo respectivo poder de pesca gerando o esforço padronizado. A CPUE padronizada seria então obtida pela divisão da captura pelo esforço de pesca padronizado.

Com relação aos métodos de análise estatística, GULLAND (1956) foi o primeiro a introduzir a idéia da utilização de análise de variância para a modelagem do logaritmo da CPUE. O autor utilizou dados da pesca de barcos arrasteiros e cerqueiros e suas respectivas características físicas para desenvolver um método para o cálculo do poder de pesca que em seguida foi utilizado para padronização da CPUE. Com este trabalho, no qual utilizou uma abordagem baseada em modelos lineares, GULLAND (op.cit.) tornou-se o precursor da utilização da técnica de modelagem da CPUE através dos modelos lineares generalizados que, atualmente, se constitui no método mais utilizado na padronização da CPUE.

Os estudos de Gulland foram expandidos por outros pesquisadores, tais como: a) ROBSON (1966), que aplicou análise de regressão múltipla para obter estimativas de poder de pesca e abundância relativa, b) ALLEN; PUNSLY (1984), que aplicaram um modelo linear na padronização da CPUE da albacora lage capturada na pesca de cerco desenvolvida no Oceano Pacífico oriental e c) GAVARIS (1980) que aplicou o modelo linear generalizado, assumindo uma distribuição lognormal dos dados de CPUE e considerando vários fatores como país, tipo de petrecho de pesca, classe de tonelagem das embarcações, mês, área de pesca e ano para obter estimativas de CPUE padronizada. De acordo com HILBORN ; WALTERS (1992), embora existam várias maneiras de se fazer a padronização da CPUE a utilização do Modelo Linear Generalizado (GLM) tem sido o procedimento mais adequado e usual; e este instrumento tem se tornado padrão nas análises de avaliação de estoques realizadas no âmbito da ICCAT.

MAUNDER; PUNT (2004) apresentam uma revisão dos métodos e procedimentos utilizados na padronização da captura e do esforço de pesca, onde destacam as características dos métodos mais comumente utilizados, os problemas ao se lidar com dados com captura zero, o processo de seleção das variáveis explanatórias, a identificação e interpretação das interações entre as variáveis e os testes utilizados na seleção e validação dos modelos estatísticos mais adequados para explicar as variações na CPUE. Como os modelos lineares generalizados são os métodos mais utilizados na padronização da captura e do esforço de pesca, o enfoque central deste trabalho são os modelos lineares generalizados.

Neste sentido, os referidos autores citam que o desenvolvimento dos métodos baseados em modelos lineares generalizados teve início com

GAVARIS (1980) que pela primeira vez utilizou tais modelos na padronização da captura e esforço de pesca, estendendo o uso de modelos multiplicativos para este fim, ao assumir explicitamente que o erro aleatório tinha distribuição lognormal. Este autor aplicou um modelo de análise de variância (utilizando apenas variáveis explicatórias categóricas) ao logaritmo natural da CPUE, assumindo um erro Gaussiano com variância constante (equivalente a uma estimação pelo método dos mínimos quadrados) e independência entre as observações. Esta mesma abordagem foi utilizada por KIMURA (1981) utilizando variáveis categóricas e contínuas.

Na revisão apresentada por MAUNDER; PUNT (2004) eles citam que os modelos lineares generalizados são definidos pela distribuição estatística da variável resposta e por uma combinação linear de um conjunto de variáveis explanatórias que estejam relacionadas com o valor esperado da variável resposta. Portanto, a suposição básica de um modelo GLM é a existência de relação entre alguma função do valor esperado da variável resposta e as variáveis explicativas.

MAUNDER; PUNT (op. cit.) ressaltam que para a aplicação do modelo linear generalizado na padronização da captura e esforço de pesca, torna-se necessário escolher uma variável resposta, escolher uma distribuição amostral para a variável resposta dentre as distribuições da família exponencial, selecionar a função de ligação apropriada para a distribuição e o conjunto de variáveis explicativas. O fator tempo deve ser incluído entre as variáveis explicativas uma vez que o objetivo principal da padronização dos dados de captura e esforço de pesca é detectar tendências observadas na abundância ao longo do tempo.

MENESES DE LIMA (1993) realizou uma análise preliminar do poder de pesca de atuneiros de isca-viva no sudeste e sul do Brasil, utilizando o método desenvolvido por GULLAND (1956). Por este método, um grupo de barcos padrão foi selecionado estimando-se o seu poder de pesca que foi utilizado para obter a densidade média dos cardumes por área de pesca. Para os demais barcos o poder de pesca foi estimado comparando suas respectivas CPUE's com as estimativas de densidade dos barcos padrão. O modelo de regressão linear foi utilizado para relacionar o poder de pesca com as características físicas das embarcações, demonstrando que a maior variação no poder de pesca foi explicada pelo comprimento total das embarcações.

Em 1994, foi realizada no Brasil uma reunião técnica da ICCAT, tendo como objetivo principal desenvolver métodos de padronização dos índices de abundância das pescarias de atuns do Atlântico sul. Pela primeira vez tentou-se analisar tais dados, através do modelo linear generalizado (GLM), para a obtenção de índices de abundância padronizados para as pescarias do bonito listrado capturado com isca-viva nas pescarias brasileiras. Entretanto, devido principalmente a limitações de tempo, tais análises não foram concretizadas (ICCAT, 1995).

Os dados de freqüências de CPUE raramente apresentam distribuição normal, sendo este um dos principais problemas ao se realizar análises estatísticas que envolvem a aplicação de testes estatísticos, nos quais se assume que as variáveis têm uma escala de medida contínua, freqüência com distribuição normal e desvio padrão independente da média. Como resultado, o poder dos testes estatísticos é reduzido e as análises podem apresentar resultados equivocados (HUBERT; FABRIZIO, no prelo).

Segundo estes autores, os dados de CPUE podem apresentar diferentes formas, variando desde a distribuição de probabilidade normal à distribuição binomial negativa. Neste sentido, citando MOYLE; LOUND (1960) ressaltam que é bastante comum encontrar distribuições de CPUE com desvio padrão aproximadamente igual à média e distribuições com assimetria positiva, assim como distribuições em que a variância da CPUE aumenta proporcionalmente com a média, caracterizando tipos de distribuição que não são normalmente distribuídas. Alguns autores sugerem que a forma da distribuição dos dados de CPUE varia com a abundância ou densidade dos estoques pesqueiros. Assim, para estoques com valores altos de densidade podem ocorrer distribuições do tipo normal, mas à medida que a densidade diminui a moda da distribuição se desloca para a esquerda e a distribuição se torna assimétrica para a direita. Quando os níveis de densidade são relativamente baixos, a situação mais comum é aquela aonde não são realizadas capturas (ou seja, capturas nulas) com a distribuição de freqüências da CPUE alongando-se para a direita, representando uma distribuição de probabilidade do tipo binomial negativa (POWER; MOSER, 1999). Uma vez que a maioria dos estoques de peixes exibe densidades populacionais baixas e distribuição espacial em "patchy", distribuições de freqüência de CPUE que se assemelham com distribuições binomiais negativas são bastante comuns quando se analisam dados pesqueiros.

ANDRADE; TEIXEIRA (2002) analisaram os dados de distribuição de frequências da CPUE do bonito listrado capturado nas pescarias de isca-viva no sudeste e sul do Brasil, durante o período 1995-2000, nos quais estavam incluídos, também, os dias de pesca com capturas nulas, conseguindo um ajuste mais adequado aos dados quando utilizaram um modelo de distribuição do tipo binomial negativa. Neste sentido, concluíram que a distribuição normal não era adequada para a realização de análises utilizando a CPUE média, tais como, na aplicação do modelo linear generalizado para a padronização de índices de abundância.

Uma abordagem aplicada freqüentemente nos estudos de padronização das taxas de captura tem sido a de se considerar que a variável resposta (CPUE), depois que é submetida a uma transformação logarítmica, atende às suposições do modelo de regressão linear, seguindo uma distribuição normal, com variância igual e constante.

O procedimento usual consiste em adicionar uma constante às taxas de captura, antes de se aplicar a transformação logarítmica, evitando-se assim o problema de se ter logaritmos indefinidos para as taxas de captura nulas (zero). Como não existe um critério objetivo para determinar o valor a ser atribuído a esta constante, vários autores têm utilizado o valor 1 ou, alternativamente, um valor equivalente a 10% da CPUE média do conjunto de dados analisados. ORTIZ, LEGAULT; EHRHARDT (2000) ao aplicar o modelo linear generalizado para estimar as taxas de captura de espécies de peixes que ocorrem como “by catch” na pesca de arrasto de camarões, no golfo do México, utilizaram diferentes valores para a constante adicionada às taxas de captura, antes da transformação logarítmica, conseguindo demonstrar que o modelo linear generalizado é altamente sensível à escolha da constante utilizada, gerando estimativas de CPUE que variaram de forma marcante com o valor da constante adicionada à CPUE. Contudo, apesar das variações na CPUE estimada, não foram observadas variações na tendência das taxas de captura entre as várias espécies de “by catch”.

Estes autores concluíram ainda que o modelo gera estimativas dependentes da seleção da constante utilizada, devido ao fato de que os dados das taxas de capturas das espécies de “by catch” não cumpriam com as suposições associadas com o modelo linear generalizado. Em particular, as CPUE's observadas não apresentaram distribuição lognormal em função da elevada proporção de capturas nulas nos dados analisados. Ao aplicar o modelo delta lognormal aos

mesmos dados observaram que este modelo se ajustava melhor a estrutura dos dados, além de se evitar o problema da definição da constante a adicionar à CPUE antes da sua transformação logarítmica.

Em vários estudos sobre padronização de dados de CPUE que incluíram os registros com captura zero a transformação logarítmica tem sido utilizada com sucesso para se conseguir normalizar a CPUE e estabilizar a variância, como por exemplo, na análise realizada por ALLEN; PUNSLY (1984) com dados de CPUE da albacora lage, capturada com redes de cerco no oceano Pacífico oriental. Contudo, outros estudos têm demonstrado que tal transformação nem sempre é suficiente para se atingir a normalidade dos dados. Neste sentido, PUNSLY; NAKANO (1992) realizaram análise de padronização da CPUE da albacora lage da pesca com espinhel (longline) do oceano Pacífico oriental concluindo que a alta frequência de capturas nulas foi um dos principais motivos que resultaram na falta de ajuste entre o logaritmo da CPUE e a distribuição normal.

5.2.2 A modelagem estatística

A modelagem estatística é um instrumento de fundamental importância no estudo da variabilidade de um conjunto de dados observados. A variabilidade observada se distingue em dois elementos, a variabilidade sistemática e a variabilidade aleatória, e pode ser expresso através da seguinte expressão:

Variável resposta = componente sistemático + componente aleatório

O componente sistemático corresponde à variabilidade explicada pelos valores das variáveis ou níveis de determinados fatores e, geralmente, está representado por um modelo de regressão. Como este componente sistemático do modelo descreve uma resposta ideal, sem considerar as flutuações na resposta torna-se necessário incluir um componente probabilístico no modelo, denominado componente aleatório ou residual, que mediante uma distribuição probabilística descreve o quanto a variável resposta observada se desvia da resposta esperada obtida pelo componente sistemático do modelo. Uma forma equivalente para expressar a relação formulada acima entre o componente sistemático e o componente aleatório do modelo seria:

$$\text{Dados} = \text{Modelo} + \text{Erro}$$

onde o modelo corresponde à variabilidade dos dados explicada pelo componente sistemático e o erro é a variabilidade não explicada ou componente aleatório do modelo, representando a discrepância entre os dados observados e os dados estimados pelo componente sistemático do modelo.

A definição estrutural dos modelos lineares generalizados é dada por

$$G(y) = f(x) + \varepsilon$$

sendo $G(y)$ uma função aplicada sobre a variável resposta, denominada função de ligação; $f(x)$ uma função aplicada sobre as variáveis explicativas com o objetivo de estabelecer uma relação estatística com a variável resposta (componente sistemático); ε o componente de erro aleatório, ou diferença entre as duas funções.

5.2.3 O modelo linear generalizado (GLM)

Dentro da família de modelos lineares generalizados está o modelo linear geral que se caracteriza por apresentar uma distribuição de probabilidade do erro do tipo normal, no qual as provas de significância e validade do modelo dependem desta distribuição.

Este modelo básico de regressão linear é definido pela fórmula

$$Y = \alpha + \beta X + \varepsilon$$

Sendo que Y representa a variável resposta, ou variável dependente; α é uma constante que representa o ponto onde a reta corta o eixo dos Y ; X é a variável explicativa ou variável independente; β é o coeficiente angular que expressa o quanto a média de Y varia para cada aumento de uma unidade da variável X ; e finalmente ε é o erro aleatório, o qual representa o componente residual e reflete a variação aleatória em Y que não é explicada pelo modelo.

As suposições das variáveis do modelo são as seguintes: (1) X é uma variável supostamente controlada e não sujeita à variações aleatórias; (2) o valor esperado da variável Y para qualquer valor da variável X é determinado pela função linear $\mu_y = \alpha + \beta X$; (3) para um dado valor de X os valores correspondentes de Y são independentes entre si e normalmente distribuídos e (4) os erros (ε) apresentam a mesma variabilidade em todos os níveis da variável X, ou seja a variância ao longo da linha de regressão é constante e, portanto, independe da magnitude de X ou Y.

As suposições do modelo que precisam ser testadas para confirmar sua validade e que estão estritamente relacionadas com o erro aleatório, dizem respeito aos valores de Y que devem ser independentes entre si (condição atendida se os dados tiverem sido amostrados seguindo um procedimento de amostragem aleatória bem definida); apresentar variância constante e mostrar uma distribuição normal.

A confirmação da homogeneidade da variância é obtida através da análise dos resíduos, que envolve o exame de vários gráficos de dispersão sendo o mais ilustrativo aquele que relaciona os resíduos aos valores de Y estimados pelo modelo, que deve mostrar uma dispersão aleatória.

Os parâmetros do modelo linear de regressão são estimados através do método dos mínimos quadrados. Uma característica deste modelo é que a variável resposta deve ser contínua e normalmente distribuída. Dada esta condição, o modelo linear não se aplica aos casos em que a variável resposta não é contínua em todo o intervalo real, quando a variância de Y varia com a sua média ou quando os erros não apresentam distribuição normal.

O modelo linear generalizado GLM é uma extensão do modelo linear clássico, que estende sua aplicação a um conjunto mais heterogêneo de dados que inclui tanto as variáveis contínuas como as variáveis discretas. No GLM a média de uma população passa a depender de um estimador linear, por meio de uma função de ligação não linear, e a distribuição de probabilidade da variável resposta pode seguir qualquer distribuição que pertença à família exponencial, entre as quais se incluem as distribuições normal, binomial, Poisson, binomial negativa e Gamma.

Os modelos lineares generalizados envolvem três componentes, a saber: (1) um aleatório que identifica a variável resposta Y, a qual se assume que

segue uma distribuição de probabilidade; (2) um componente sistemático que especifica as variáveis explicativas como estimadores do modelo e (3) uma relação funcional entre a parte sistemática e a média esperada da parte aleatória.

A componente aleatória de um GLM consiste em identificar a variável resposta Y , e selecionar uma distribuição de probabilidade para as observações da variável resposta (Y_1, Y_2, \dots, Y_n).

O valor esperado de Y é a média de sua distribuição de probabilidade, $\mu = E(Y)$, a qual varia em função dos valores das variáveis explicativas.

A componente sistemática de um GLM está formada pela combinação linear das variáveis explicativas (x_j), que constituem o preditor linear do modelo:

$$\eta(x) = \alpha + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k$$

A relação funcional no modelo GLM é a função de união ou ligação entre a componente aleatória e a componente sistemática. Esta função especifica como $\mu = E(Y)$ está relacionada com as variáveis explicativas no preditor linear $\eta(x)$. A formulação do modelo no qual a função g se denomina função de ligação é, portanto, a seguinte:

$$g(\mu) = \eta(x)$$

O Algoritmo de ajuste de um modelo linear generalizado é o dos mínimos quadrados iterados ponderados (*Iteratively Reweighted Least-Squares* IRLS), mediante o qual são obtidos os estimadores de verossimilhança dos parâmetros β do estimador linear η . Nesta regressão a variável dependente não é Y , mas z , a forma linearizada da função de ligação aplicada a Y , ou seja, $z = g(y) = \eta$ e os pesos são função dos valores ajustados μ (McCULLAGH; NELDER, 1989; SOTO RUIZ, 2002).

O Modelo linear generalizado não se aplica a dados correlacionados e não inclui efeitos aleatórios no preditor linear. Uma extensão do GLM são os modelos lineares generalizados mistos (GLMMs) que incorporam efeitos aleatórios com distribuição de probabilidade normal no estimador linear e os dados ajustados podem apresentar correlação.

O GLMMs é formulado como segue:

$$Y = X\beta + Z\gamma + \varepsilon$$

onde β é um vetor de parâmetros desconhecidos dos efeitos fixos com arranjo de matriz X conhecido, γ é um vetor de parâmetros desconhecidos dos efeitos aleatórios com arranjo de matriz Z conhecido e ε é um vetor de erro aleatório não conhecido cujos elementos não são obrigatoriamente independentes e homogêneos.

No GLMMs os parâmetros são estimados através de uma função de quasi-verossimilhança, que é uma extensão dos métodos de verossimilhança.

A aplicação do GLM a um conjunto de dados consiste na identificação da variável resposta e das variáveis explicativas, seleção de uma função de ligação apropriada e uma distribuição de probabilidade para a variável resposta. As variáveis explicativas podem ser quaisquer combinações de variáveis contínuas, categóricas e interações.

Um aspecto importante da aplicação de modelos lineares generalizados é a seleção das variáveis explanatórias que compõem o modelo. Variações na medida de discrepância ou bondade de ajuste do modelo são freqüentemente utilizadas para avaliar a contribuição de conjuntos de variáveis explanatórias a um modelo determinado.

Uma estratégia para seleção de variáveis é ajustar uma seqüência de modelos, iniciando com um modelo simples contendo apenas o termo do coeficiente linear (intercepto) e em seguida incluir uma variável explanatória adicional sucessivamente em cada modelo testado. A importância de cada variável explanatória adicional é medida pela diferença em deviança ou logaritmo da verossimilhança entre modelos sucessivos (DEMÉTRIO, 2002; SOTO RUIZ, 2002).

A deviança do modelo compara o logaritmo da verossimilhança do modelo ajustado com o logaritmo da verossimilhança de um modelo saturado, que é um modelo que contém exatamente n parâmetros e se ajusta perfeitamente aos dados.

A formulação da deviança é dada por:

$$\lambda(\beta) = 2 \ln L(\text{modelo saturado}) - 2 \ln L(\beta)$$

$$= 2[\ell(\text{modelo saturado}) - \ell(\beta)]$$

Onde $\lambda(\beta)$ = deviância do modelo e ℓ representa o logaritmo da função de verossimilhança.

O ajuste do modelo aos dados é avaliado através de testes estatísticos e da análise gráfica dos resíduos para confirmar se as suposições do modelo testado são atendidas.

5.3. MATERIAL E MÉTODOS

Os dados analisados no presente capítulo foram obtidos dos formulários de mapas de bordo preenchidos pelos mestres das embarcações que operaram nas pescarias de atum com isca-viva nas regiões sudeste e sul do Brasil, realizando desembarques nos estados do Rio de Janeiro, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, ao longo do período 1983 a 1998.

As informações básicas coletadas nos mapas de bordo referem-se a informações diárias sobre as viagens, no que concerne às atividades de captura de isca-viva, nos deslocamentos até os pesqueiros e na atividade de procura e pesca dos cardumes. As seguintes informações, por mapa de bordo, foram obtidas para cada embarcação e viagem de pesca: porto e data de saída e de chegada, número de pescadores embarcados, número de baldes/sarricos de cada espécie utilizada como isca-viva, tipo de atividade diária (navegando – capturando isca – procurando cardumes – efetivamente pescando – parado por mau tempo). A posição (latitude e longitude) ou o nome do pesqueiro onde foi realizada a atividade e a captura diária estimada em peso de cada espécie. Adicionalmente também eram coletados dados de profundidade e temperatura na superfície do mar do local onde foi realizada cada atividade.

No final do ano de 1998, a responsabilidade pela aplicação dos mapas de bordo foi repassada do IBAMA para o Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento (MAPA). Com esta mudança ocorreu uma descontinuidade da coleta de dados no ano de 1999 e, embora tenha ocorrido a retomada desta atividade, a partir do ano de 2000, devido às alterações introduzidas nos formulários de mapas

de bordo, os dados coletados incluíram apenas a informação referente aos totais de captura e esforço de pesca por viagem. Desta forma, não foi possível juntar estes dados com aqueles coletados pelo IBAMA. Por este motivo, tivemos que limitar a análise de padronização de CPUE ao período 1983-1998, pois a alternativa de aproveitar os dados recentes apenas se daria se se optasse pela análise dos dados agregados por viagem, o que resultaria na perda de muita informação que explicasse a variabilidade nos dados de CPUE.

No caso dos barcos que operam exclusivamente com base no Rio de Janeiro, a análise dos mapas de bordo mostrou que tais embarcações apresentam um padrão de operação diferente das demais embarcações, realizando pescarias nas proximidades das plataformas de petróleo fundeadas ao longo da costa daquele estado e, por esta razão as capturas mostram maior diversidade de espécies. A análise dos mapas de bordo mostra também que em muitas viagens de pesca não ocorreram capturas do bonito listrado, diferentemente das demais frotas onde esta espécie está sempre presente nas capturas e se apresenta como a mais abundante, podendo, portanto ser considerada como espécie alvo da pescaria.

Para efeito de análise de padronização da CPUE do bonito listrado a inclusão dos barcos do Rio de Janeiro aparentemente traria muitos problemas para explicar a fonte de variação na CPUE, uma vez que nos mapas de bordo não existe informação sobre capturas associadas às plataformas de petróleo, com exceção de alguns anos, onde esta informação é incompleta e imprecisa.

Decidiu-se, portanto, excluir os dados de mapas de bordo dos barcos que desembarcaram exclusivamente no estado do Rio de Janeiro. Quanto aos barcos que realizaram desembarques em Santa Catarina, observou-se que nos meses de inverno algumas embarcações passaram a operar com base no estado do Rio de Janeiro e os dados destas viagens de pesca foram utilizados para complementar a série histórica de dados das embarcações de Santa Catarina. Portanto, o conjunto de dados analisados para efeito de padronização da CPUE do bonito listrado ficou restrito aos barcos estrangeiros arrendados nacionalizados e aos barcos da frota baseada no estado de Santa Catarina.

Considerando que os formulários de mapas de bordo não estiveram disponíveis para os anos de 1983 a 1988 para os barcos da frota de Santa Catarina e que, portanto, não se pôde dispor dos dados de registros de pesca individualizados, considerou-se duas alternativas para possibilitar o aproveitamento

dos dados agrupados desta frota na análise de padronização da CPUE: (1) Agrupar os dados dos barcos arrendados nacionalizados, disponíveis como registros individuais de pesca, no mesmo formato dos dados dos barcos nacionais; ou (2) Considerar uma série completa de registros de dados individualizados para todo o período 1983-1998, utilizando os dados da frota de atuneiros arrendados nacionalizados; uma outra série de registros de dados individualizados, para o período 1989-1998, utilizando apenas os dados dos barcos nacionais com desembarques em Santa Catarina; e uma terceira série com os dados agrupados por viagem de pesca, mês e bloco estatístico de 1º de lado, para os barcos nacionais do Rio de Janeiro e de Santa Catarina, para o período de 1983 a 1988.

Como se descartou a possibilidade de se utilizar os dados das embarcações com desembarques no Rio de Janeiro, as análises de padronização da CPUE do bonito listrado foram realizadas considerando dois conjuntos de dados. Dados agregados por embarcação, mês e bloco de 1º de lado para o período de 1983 a 1988; e dados desagregados (registros individuais) por barco, viagem, dia e bloco de 1º de lado, para o período de 1989 a 1998, considerando os barcos nacionais de Santa Catarina e os barcos arrendados nacionalizados;

A análise descritiva dos dados de CPUE do bonito listrado foi realizada com base em histogramas da distribuição das freqüências, para avaliar se a distribuição normal era adequada para descrever as variações observadas na CPUE.

Também foram aplicados testes estatísticos de bondade de ajuste aplicados para confirmar se a distribuição da variável logaritmo da CPUE positiva do bonito listrado seguia uma distribuição normal. No teste não paramétrico de Kolmogorov-Smirnof, a função de distribuição teórica de uma amostra (distribuição normal do logaritmo da CPUE) é comparada com a função de distribuição empírica, que se constrói a partir da amostra.

Para ilustrar graficamente se os dados poderiam pertencer a uma distribuição normal construíram-se gráficos de probabilidade normal ou q-q plots, que comparam os valores de uma variável com os percentis ou quartis de uma distribuição teórica especificada. Nestes gráficos se a distribuição dos dados se ajustar à distribuição teórica, os pontos no gráfico seguem um padrão linear.

Nas análises de padronização de dados de CPUE de pescarias com elevado número de capturas nulas, como é o caso da pesca do bonito listrado com

vara e isca-viva desenvolvida no sudeste e sul do Brasil, o tratamento das capturas nulas tem sido realizado de várias maneiras. GATICA; HERNÁNDEZ (2003) citam as seguintes alternativas para tratamento dos registros de capturas nulas: (1) não considerar as capturas nulas; (2) adicionar uma constante às capturas nulas; (3) incorporar as capturas nulas na análise e, finalmente, (4) analisar as capturas nulas separadamente. Ressaltam ainda que o tipo de tratamento escolhido determina a distribuição do erro no modelo a ser adotado.

A distribuição delta tem sido utilizada por vários autores para modelar dados de abundância obtidos tanto de pescarias comerciais (STEFÁNSSON, 1996; VIGNAUX, 1996) como de prospecção e pesca experimental (PENNINGTON, 1983), nos quais existe elevada proporção de capturas nulas.

O método delta-GLM consiste na análise separada da proporção dos dias de pesca com sucesso $P(cpue>0)$ e da CPUE das capturas positivas, que depois são combinadas para construir um índice de abundância padronizado. A probabilidade, P , de se obter uma captura positiva é modelada utilizando a distribuição de erro binomial e a CPUE das capturas positivas é modelada assumindo-se geralmente uma distribuição de erro lognormal ou Gamma.

Conforme citado por SOTO RUIZ (2002) o método delta lognormal se divide em dois componentes: (1) a probabilidade de que a CPUE seja maior que zero $P\{CPUE>0\}$, e (2) a distribuição dos valores da CPUE positiva. Ambos são modelados independentemente, obtendo-se um ajuste da probabilidade da CPUE positiva e um ajuste da CPUE esperada, ambas obtidas dos valores de CPUE maior que zero.

Este método, portanto, consiste na aplicação de dois modelos lineares generalizados que utilizam as distribuições, binomial e lognormal ou Gamma, respectivamente, para a probabilidade da CPUE maior que zero e para a CPUE positiva.

Estimativa da CPUE para cada ano:

$$\underline{CPUE}_y = u_y p_y$$

onde u_y é uma medida padronizada da CPUE para as capturas positivas do ano y e p_y é uma medida padronizada da proporção dos valores de capturas positivas do ano y .

Os seguintes fatores foram considerados relevantes e com possibilidades de influenciar a proporção de dias de pesca com captura positiva de bonito listrado: (1) temperatura da superfície do mar, (2) estação do ano, (3) área de pesca, (4) número de pescadores, (5) tipo de isca utilizada, (6) quantidade de isca utilizada ou uma medida representativa da quantidade de isca usada, tal como a capacidade (m^3) dos tanques de isca-viva e (7) características físicas das embarcações (comprimento total e tonelagem bruta de arqueação). Assim, foram criadas as seguintes categorias ou níveis para os fatores acima citados:

FATORES	CATEGORIAS INTERVALO		
TEMPERATURA (°C)	TEMP < 23°C	23°C ≤ TEMP < 26°C	TEMP ≥ 26°C
TONELAGEM BRUTA DE ARQUEAÇÃO (TBA)	TBA ≤ 120	120 < TBA ≤ 250	TBA > 250
COMPRIMENTO DAS EMBARCAÇÕES (m=metros)	Barco ≤ 24m	24m < Barco ≤ 28m	Barco > 28m
ESTAÇÃO DO ANO	Janeiro a Abril	Maio a Agosto	Setembro a Dezembro
ÁREA DE PESCA (LAT=LATITUDE)	LAT < 27°S	27°S ≤ LAT ≤ 30°S	LAT > 30°S
CAPACIDADE DOS TANQUES DE ISCA VIVA (M³)	Vol. < 40 m ³	40 m ³ ≤ Vol. < 100 m ³	Vol. ≥ 100 m ³
NÚMERO DE PESCADORES (NP)	NP ≤ 21	21 < NP ≤ 24	NP > 24
TIPO DE ISCA	Sardinha	Boqueirão ou boqueirão e outros	Sardinha/boqueirão ou sardinha/outros
ISCA-DIA (KG)	Isca < 70	70 ≤ Isca < 100	Isca ≥ 100

As categorias ou níveis dos fatores foram determinados com base na análise de distribuição de frequências dos dados de CPUE para cada fator, procurando-se sempre realizar os agrupamentos de forma a dispor de número suficiente de observações dentro de cada fator, a fim de possibilitar a realização das análises, evitando-se, desta forma, a ocorrência de combinações de fatores com reduzido número de observações ou mesmo sem observações.

Uma característica importante do modelo linear generalizado é a possibilidade de analisar dados não balanceados, ou seja, nos quais pode existir grande variação ou mesmo a ausência de informação para algumas combinações de variáveis explicativas ou fatores. Contudo, conforme assinalado por GATICA; HERNÁNDEZ (2003), a incorporação de variáveis que apresentem um grande número de células vazias pode influenciar a estimação dos efeitos de cada fator e o poder dos testes de significância do modelo.

O tipo de isca foi utilizado como um fator porque os pescadores têm demonstrado preferência pela sardinha, que é a espécie mais utilizada como isca-viva e, portanto, existe a possibilidade de que sua utilização resulte em melhores taxas de captura, introduzindo assim variações na CPUE. Quanto à capacidade dos tanques de isca-viva, considerou-se que esta medida determina a quantidade de isca que pode ser usada para atrair e concentrar os cardumes de peixe numa viagem de pesca, e, portanto, permite que a embarcação permaneça por maior período de tempo na área de pesca, aumentando suas possibilidades de captura sem ter que interromper a viagem na busca e captura da isca-viva.

Para modelar a probabilidade dos dias de pesca com captura positiva os dados de cada viagem de pesca foram codificados, identificando os registros de dias de pesca sem captura pelo número 0 (zero) e os dias de pesca com captura positiva pelo número 1 (um), obtendo-se desta forma observações do tipo 0/1, que caracterizam um experimento do tipo Bernoulli. Na formulação do modelo linear generalizado para os dados da proporção de capturas positivas geralmente se assume a distribuição de erro binomial. Como para este tipo de distribuição existe a restrição de que o domínio da função de ligação esteja no intervalo entre 0 e 1 uma função adequada é a chamada função logit, que foi utilizada neste trabalho como ligação entre o componente linear (variáveis explicativas) e o erro binomial.

Neste modelo a variável resposta foi definida como sucesso, assumindo-se :

Sucesso = 0, para dias de pesca sem captura

Sucesso = 1, para dias de pesca com captura positiva (> 0)

Os mesmos fatores foram considerados na modelagem da CPUE calculada para os dias de pesca com captura positiva. Neste caso, assumiu-se duas distribuições de erro aleatório: a distribuição lognormal e a distribuição Gamma. Para a distribuição lognormal assumiu-se para a variável resposta $\log(\text{CPUE})$ uma distribuição normal e, portanto, a identidade ou média foi considerada como a função de ligação. Para a distribuição Gamma a variável resposta foi a CPUE, com função de ligação logarítmica. A CPUE foi definida como captura em toneladas por dia de pesca efetiva.

Na modelagem da CPUE a seleção das variáveis para compor o modelo final foi realizada utilizando o procedimento GENMOD do pacote estatístico SAS, usando uma abordagem por etapas (forward approach) na qual cada fator potencial foi testado individualmente. Para tanto se iniciou o procedimento com um modelo nulo sem variáveis explanatórias (fatores). O modelo nulo é o modelo mais simples, tendo um único parâmetro, representado por um valor μ comum a todos os dados. Esse modelo atribui toda a variação entre os y 's ao componente aleatório. Os fatores foram incorporados ao modelo um a um e os resultados foram ordenados em função da maior para a menor redução na deviência por grau de liberdade quando comparado com o modelo nulo. Para tanto, o primeiro fator incorporado ao modelo nulo foi aquele responsável pela maior redução na deviência. O modelo assim formado passou a ser o modelo base e o processo foi repetido, adicionando fatores e interações entre fatores, individualmente, até que não restasse nenhum fator que tivesse atingido o critério para incorporação no modelo final.

Para inclusão no modelo final os fatores responsáveis pela maior redução na deviência por grau de liberdade foram submetidos às seguintes condições (BROWN; PASTOR; SANSORES, 2004): (1) o efeito do fator deveria ser significativo ao nível mínimo de 5% baseado nos resultados do teste do χ^2 para a razão da verossimilhança obtida de um teste do tipo III e (2) a deviência por grau de liberdade deveria ser reduzida em pelo menos 1% com relação ao modelo menos complexo. Em todos os casos o fator ano, mesmo não sendo significativo, foi sempre

incorporado ao modelo por ser indispensável para calcular as séries padronizadas de CPUE anual. Os resultados foram sumariados na forma de tabelas de análise de deviência que incluíram a deviência para a proporção das observações com captura positiva e a deviência para as capturas positivas.

De acordo com DEMÉTRIO (2002) a Análise de Desvio (*Deviance Analysis* - ANODEV) é uma generalização da Análise da Variância (ANOVA) para os modelos lineares generalizados, visando obter, a partir de uma seqüência de modelos, cada um incluindo mais termos do que os anteriores, os efeitos de fatores (covariáveis) e suas interações. As Tabelas de Análise de Desvio mostram a seqüência de modelos encaixados e as diferenças de desvios entre o modelo nulo e os modelos formados pela adição sucessiva dos fatores.

Esta metodologia, que tem sido utilizada por vários autores (ORTIZ; AROCHA, 2004; RODRIGUEZ-MARIN et al., 2003; CORTÉS, 2002) na seleção dos fatores responsáveis por variações na CPUE, possibilita identificar o conjunto de variáveis explanatórias e interações que explicam o máximo da variabilidade nos dados com um número mínimo de parâmetros estimados. O teste do χ^2 foi utilizado para avaliar a significância de cada fator adicional, bem como a percentagem da deviência explicada pela variável adicionada ao modelo.

Segundo McCULLAGH; NELDER (1989), a diferença na deviência entre dois modelos que diferem apenas em uma variável explanatória segue uma distribuição do tipo χ^2 , com graus de liberdade igual ao número de parâmetros adicionais estimados menos um.

Após a identificação do modelo final procedeu-se a padronização da CPUE do bonito listrado para cada segmento da frota de isca-viva da região sudeste e sul do Brasil, aplicando os modelos delta-lognormal e delta-Gamma, utilizando a macro GLIMMIX, do programa estatístico SAS, através da qual se ajusta o modelo linear generalizado misto ao conjunto dos dados, utilizando o procedimento SAS MIXED. Todos os fatores foram modelados como efeitos fixos, com exceção dos fatores de interação com a variável ano, os quais foram tratados como efeitos aleatórios. Desta forma os índices de abundância anual padronizados puderam ser estimados com variâncias refletindo adequadamente a incerteza adicional que é esperada quando efeitos significativos de interação com ano estão presentes (PORCH; EKLUND, 2003).

A classificação de um fator como de efeito fixo ou aleatório é muitas vezes bastante subjetiva, pois nem sempre é possível definir de forma clara e objetiva se uma variável incluída num modelo deve ser considerada como de efeito fixo ou aleatório. Teoricamente os efeitos de um fator são considerados como fixos se todos os possíveis níveis estiverem incluídos no fator, por exemplo, a variável estação do ano é um fator de efeito fixo, pois só temos quatro níveis possíveis. Por outro lado, se os níveis de um determinado fator representam apenas uma amostra de uma população dos níveis potenciais, este fator pode ser considerado como de efeito aleatório. Pode-se, também, considerar que um efeito é fixo, quando se escolhe os tratamentos (ou níveis) que são de interesse analisar.

No presente trabalho todos os fatores foram considerados como de efeito fixo, com exceção das interações de primeira ordem que incluíram o fator ano. No caso da interação entre os fatores ano*área de pesca partiu-se da premissa de que a interação resultou de uma mudança aleatória na distribuição da população para considerar a interação ano*área como efeito aleatório.

A interação ano*TBA foi considerada como efeito aleatório com base na premissa de que se uma série diferente de anos vier a ser analisada serão amostrados barcos com características diferentes, seja porque algum barco deixou de pescar ou porque entraram novos barcos na pescaria, ou ainda, porque os dados foram coletados de barcos diferentes. Portanto, os níveis do fator TBA poderão assumir valores diferentes justificando considerar o fator TBA como tendo efeito aleatório. Neste caso, como a TBA tem efeito aleatório, então a interação que incluir este fator passa a ser considerado como efeito aleatório.

Independentemente da discussão técnica se um fator deve ser considerado de efeito fixo ou aleatório, no presente trabalho se adotou o procedimento seguido no âmbito das reuniões técnicas promovidas pela ICCAT onde se considera que as interações de primeira ordem que incluem a variável ano podem ser tratadas como tendo efeito aleatório. Neste sentido, vários trabalhos sobre padronização de CPUE de espécies de atuns e afins através do modelo linear generalizado misto tratam as interações com o fator ano como efeito aleatório (ORTIZ; BROWN, 2002; ORTIZ, 2005).

A significância de cada fator individual foi testada com um teste do tipo III de efeitos fixos, que examina a significância de um efeito com todos os outros efeitos no modelo (SAS *Institute Inc*, 1999). A significância do efeito das interações

aleatórias foi avaliada pelo teste do χ^2 da diferença entre os logaritmos da verossimilhança entre modelos encadeados sucessivos (PINHEIRO; BATES, 2000) e pelo critério de informação de Akaike (AIC) e o critério Bayesiano de Schwarz (BIC), pelos quais os menores valores de AIC e BIC indicam o melhor modelo que se ajusta aos dados (LITTELL et al., 1996).

$$\begin{aligned} \text{AIC} &= -2 \ln \ell + 2p \\ \text{BIC} &= -2 \ln \ell + p \ln(n) \end{aligned}$$

onde ℓ é o máximo da função de verossimilhança, p , o número de parâmetros e n , o número de observações.

No modelo final misto os índices de abundância padronizada foram calculados como o produto das médias dos mínimos quadrados do efeito ano dos componentes binomial e lognormal ou Gamma. A média dos mínimos quadrados e o erro padrão estimados pelo modelo binomial foram transformados da escala logit para a escala de probabilidade usando a função inversa. Para o modelo lognormal utilizou-se um termo de correção de vícios aplicado à CPUE média estimada em escala logarítmica usando as equações e algoritmos descritos por LO et al. (1992).

5.4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.4.1. Análise descritiva dos dados

Na Tabela 8 são apresentados os dados e informações sobre o número de barcos, viagens, desembarques e capturas controlados pelos sistemas de coleta de dados (Controle de Desembarque e Mapas de Bordo). Estes dados foram utilizados para o cálculo do índice de cobertura dos mapas de bordo, no período 1989-1996, nas pescarias da frota nacional sediada em Santa Catarina.

As estimativas mostram uma taxa de cobertura calculada pela relação entre o número de viagens controladas pelos Mapas de Bordo e o número total de viagens controladas pelo Sistema Controle de Desembarque, variando entre 14,6 e 39,8%. Apesar da pesca com isca-viva ser caracterizada como uma pescaria multi-específica, no sudeste e sul do Brasil o bonito listrado é a espécie predominante nesta pescaria, com percentual de captura superior a 70% em relação à captura total. MIYAKE (1990) ao avaliar a utilização deste índice para efeito de extrapolação

dos dados de captura e esforço de pesca obtidos dos mapas de bordo para a captura total cita que no caso de pescarias homogêneas uma cobertura relativamente baixa entre 40 e 50% seria aceitável.

Tabela 8 – Número de barcos, com respectivos valores do número de viagens e da captura controlados pelos sistemas de coleta de dados (Controle de Desembarque e Mapa de Bordo) das pescarias da frota nacional sediada em Santa Catarina, no período 1989 - 1996.

Valores		Ano							
		1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Controle de desembarque	número de barcos	29	38	31	40	39	34	31	32
	viagens	332	261	317	440	402	405	278	277
	desembarque (t)* bonito listrado	9270	8244	10631	10157	12243	13857	8926	14607
Mapas de bordo	número de barcos	15	10	13	25	28	22	20	24
	viagens	90	38	72	120	160	133	83	80
	captura total (t)	2918	1348	2141	3789	5223	5058	3060	3567
	bonito listrado			2097	3505	4778	4752	2854	3434
Cobertura		27,1	14,6	22,7	27,3	39,8	32,8	29,9	28,9

Na Tabela 9 se apresenta para a frota arrendada nacionalizada, sediada em Santa Catarina e no Rio Grande do Sul, os dados sobre o número de barcos em operação e os desembarques anuais do bonito listrado e o número de viagens, captura total e captura do bonito listrado controlados pelo sistema Mapas de Bordo. Para estas embarcações o índice de cobertura dos mapas de bordo, que foi calculado pela relação captura do bonito listrado controlada pelos mapas de bordo e captura desembarcada, mostrou-se sempre superior a 70%, tendo em alguns anos chegado aos 100%.

A distribuição de freqüências da CPUE do bonito listrado (Figura 29), para as pescarias dos atuneiros arrendados nacionalizados, mostrou-se assimétrica com elevado número de dias de pesca sem captura (CPUE=0) e uma longa cauda à direita. O histograma da CPUE após transformação logarítmica, na qual se somou uma constante a todos os valores de CPUE para eliminar o problema do cálculo do logaritmo de zero, $\log(CPUE+0.001)$, mostrou que os valores de CPUE zero não fazem parte de uma mesma distribuição contínua como a do logaritmo das CPUE positivas (Figura 30). Quando os valores de CPUE zero foram eliminados pôde-se observar que os dados do logaritmo da CPUE positiva do bonito listrado se assemelham muito aos de uma variável com uma distribuição normal (Figura 31).

Desta forma, a análise gráfica das distribuições de freqüência parece indicar que tanto uma distribuição lognormal, como uma distribuição Gamma poderia ser utilizada para descrever os valores de CPUE positiva do bonito listrado.

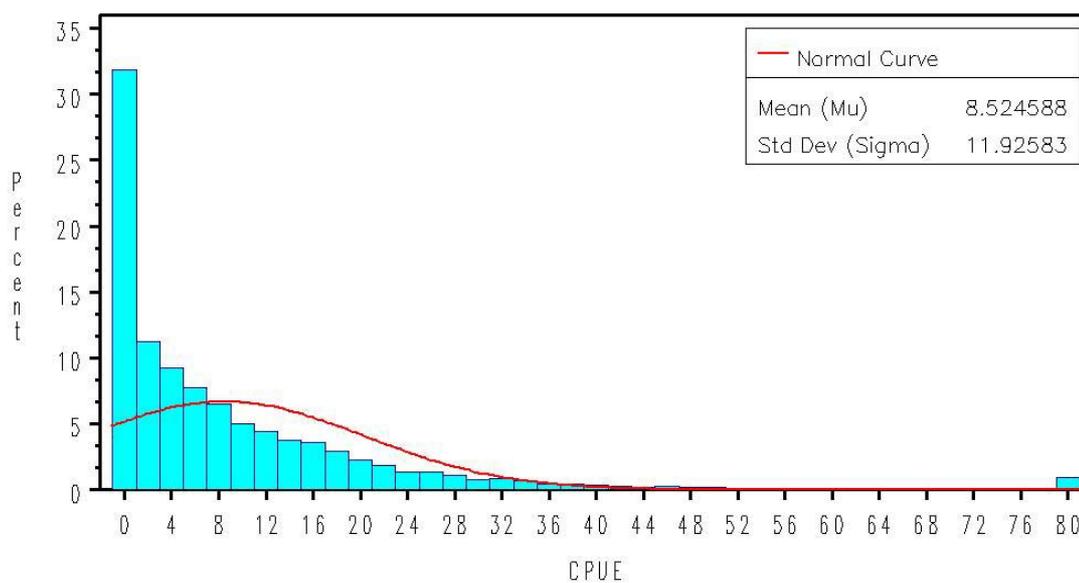


Figura 29 – Distribuição de freqüência e curva de densidade normal ajustada aos valores de CPUE (t/dia de pesca) do bonito listrado, das pescarias de atuneiros arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1998.

Tabela 9 – Número de barcos, com respectivos valores do número de viagens e da captura controlados pelos sistemas de coleta de dados (Controle de Desembarque e Mapa de Bordo), das pescarias da frota arrendada nacionalizada, sediada em Santa Catarina e no Rio Grande do Sul, no período de 1982 a 1998.

Valores		Ano																
		1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993(*)	1994	1995	1996	1997	1998
Controle de desembarque	número de barcos	1	3	6	5	6	8	5	5	7	4	4	4	4	4	4	4	4
	viagens		-															
	desembarque (t)* bonito listrado	1600	3669	5707	11013	8220	6794	7264	6332	6735	5945	4497	3696	4047	5378	5374	6096	5306
Mapas de bordo	número de barcos	1	3	6	5	6	8	5	5	7	4	4	4	4	4	4	4	4
	viagens	10	30	42	66	56	50	53	40	36	31	33	30	35	33	28	33	27
	captura total (t)	1618	3461	4925	9793	7951	5831	6956	5858	5950	4203	4620	4038	4501	4371	4180	5165	4411
	bonito listrado	1600	3408	4772	9531	7843	5275	6847	5817	5902	4187	4523	3800	4216	4120	4128	5078	4374
Cobertura		100,0	92,9	83,6	86,5	95,4	77,6	94,3	91,9	87,6	70,4	100,6	102,8	104,2	76,6	76,8	83,3	82,4

IBAMA

(*) Os dados publicados em IBAMA (1998) foram revisados acrescentando 912,1 t e 195,6 t, respectivamente para 1993 e 1994, desembarcadas em Santa Catarina.

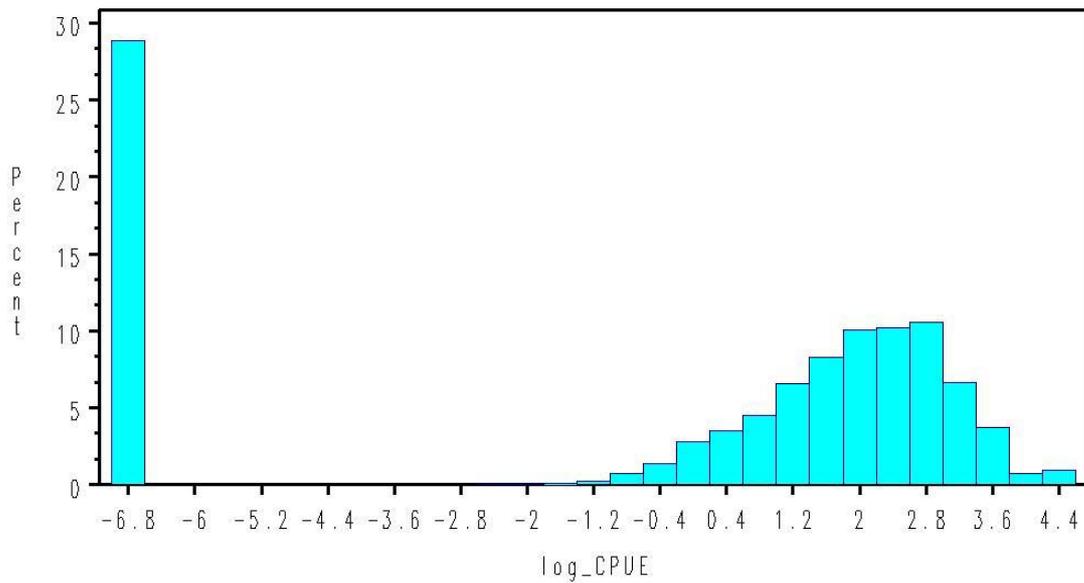


Figura 30 – Distribuição de freqüência dos valores do logaritmo da CPUE (t/dia de pesca+constante) do bonito listrado, das pescarias de atuneiros arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1998, (inclusive dias de pesca sem captura).

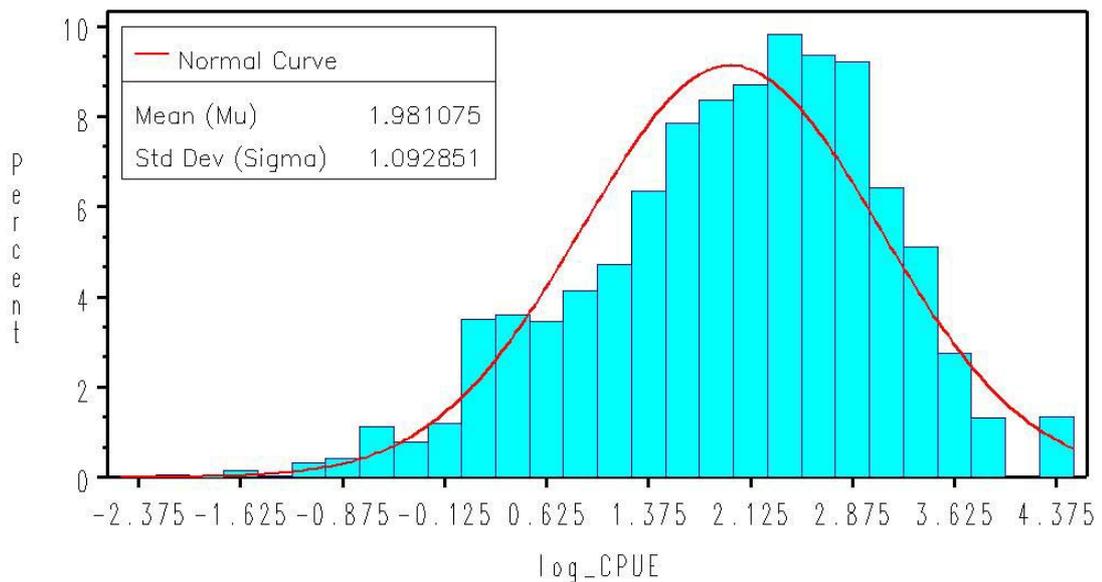


Figura 31 – Distribuição de freqüência e curva de densidade normal ajustada ao logaritmo dos valores de CPUE (t/dia de pesca) positiva do bonito listrado, das pescarias de atuneiros arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1998.

Na Tabela 10 são apresentados os resultados dos testes estatísticos de bondade de ajuste aplicados para confirmar se a distribuição da variável logaritmo da CPUE positiva do bonito listrado seguia uma distribuição normal. No teste não paramétrico de Kolmogorov-Smirnov, o valor estimado de D é pequeno e a probabilidade $p < 0.01$, indicando não haver evidência suficiente nos dados para aceitar a hipótese H_0 de que o logaritmo da CPUE siga uma distribuição normal. Os dois outros testes estatísticos resultaram em valores de $p < 0.01$, confirmando a conclusão de que os dados não provêm de uma distribuição normal.

Nas Figuras 32 e 33 se pode observar que para os valores da CPUE positiva e para o seu logaritmo ocorre na parte central uma maior aderência dos pontos à reta da distribuição teórica, porém, na parte inferior e superior desviaram-se da reta, indicando a presença de pontos extremos, que fazem com que a distribuição da CPUE positiva tenha caudas mais compridas que a distribuição normal. A comparação dos dois gráficos indica que a transformação logarítmica resultou numa maior aproximação da distribuição normal.

Tabela 10 – Testes estatísticos de normalidade do logaritmo da CPUE do bonito listrado capturado nas pescarias com isca-viva, de atuneiros nacionais e arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983 - 1998.

Teste	Parâmetros	Valor de p
Kolmogorov-Smirnov	D = 0,053665	Pr > D < 0,010
Cramer-von Mises	W-Sq = 6,109577	Pr > W-Sq < 0,005
Anderson-Darling	A-Sq = 37,040133	Pr > A-Sq < 0,005

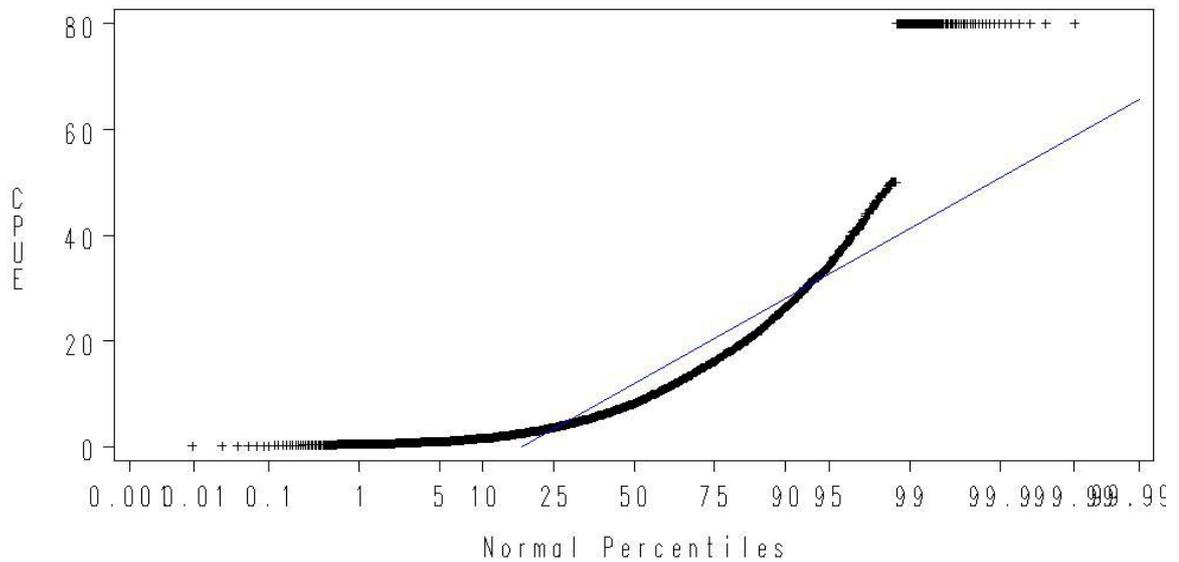


Figura 32 – Gráfico normal de probabilidade da CPUE positiva do bonito listrado, das pescarias dos barcos arrendados nacionalizados, no período 1983-1998, em função dos percentis da distribuição normal padrão.

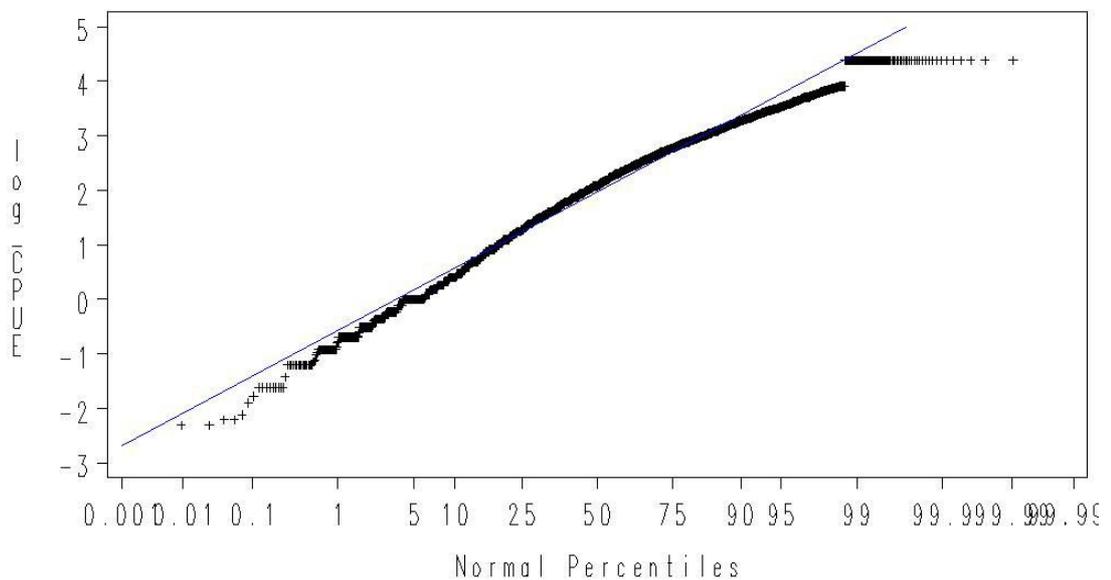


Figura 33 – Gráfico normal de probabilidade do logaritmo da CPUE positiva do bonito listrado, das pescarias dos barcos arrendados nacionalizados, no período 1983-1998, em função dos percentis da distribuição normal padrão.

Apesar destes resultados indicarem que os dados não se ajustam a uma distribuição normal, quando se trabalha com dados reais é comum que as observações não se ajustem a uma distribuição conhecida. Desta forma, considerando que a transformação logarítmica reduziu a assimetria e a presença de dados extremos na distribuição, consideramos razoável analisar os dados supondo que o logaritmo da CPUE segue uma distribuição normal, tendo em vista as limitações para que se produza um ajuste perfeito. Neste caso, como se está supondo que o logaritmo da CPUE é normal, isto significa dizer que a CPUE tem distribuição lognormal.

A análise dos mapas com a distribuição geográfica das taxas de captura (Figuras 34 e 35) mostra que os maiores índices foram registrados nos blocos de pesca situados na região sul, durante o primeiro e o quarto trimestre do ano. A área total de pesca estende-se de 20°S a 35°S; contudo evidenciam-se um padrão sazonal da pesca, com deslocamentos no sentido norte-sul e sul-norte durante o ano. Desta forma, a área de pesca estende-se até 35° S no verão, mas no outono/inverno fica restrita à parte central, entre 22 °S e 30 °S. Devido às condições de tempo adversas para a pesca (baixas temperaturas e fortes ventos) praticamente não ocorrem pescarias ao sul de 30°S.

Os dados parecem indicar a existência de diferenças nos índices de captura em determinados estratos da área de pesca, o que justifica a divisão da área de pesca total em estratos menores, para efeito da padronização dos índices de captura do bonito listrado capturado nesta pescaria.

O efeito da área de pesca, estação do ano, temperatura e características físicas das embarcações sobre os valores estimados de CPUE do bonito listrado já foi demonstrado no item 4.3.2 , na parte “Distribuição das capturas, do esforço de pesca e da CPUE”, através da análise de gráficos do tipo boxplot, onde se pode observar que, de modo geral, os valores de CPUE para a área de pesca ao norte de 28°S foram sempre inferiores àqueles estimados para a área ao sul de 28°S; os valores de CPUE foram mais elevados no primeiro trimestre do ano e os menores índices foram registrados no terceiro trimestre; e quanto às características das embarcações, as análises indicaram uma relação linear da CPUE com o tamanho das embarcações. Estes resultados evidenciam o efeito da área de pesca, estação do ano, temperatura e características físicas das embarcações nas

variações observadas nos índices de CPUE estimados, indicando a possibilidade da utilização destas variáveis na análise de padronização da CPUE do bonito listrado.

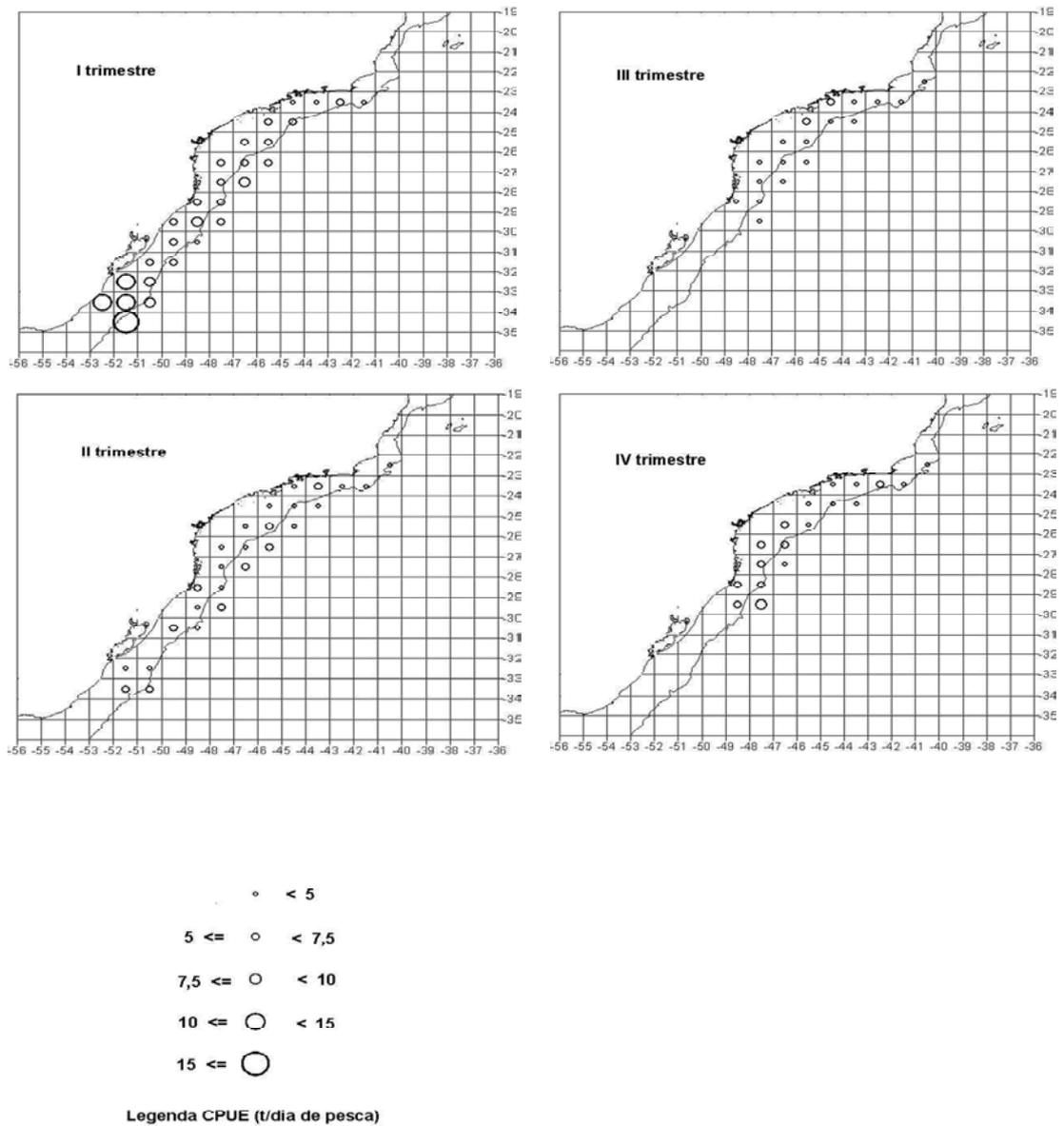


Figura 34 – Distribuição geográfica da CPUE média trimestral do bonito listrado (t/dia de pesca) nas pescarias de atuneiros de isca-viva arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1998.

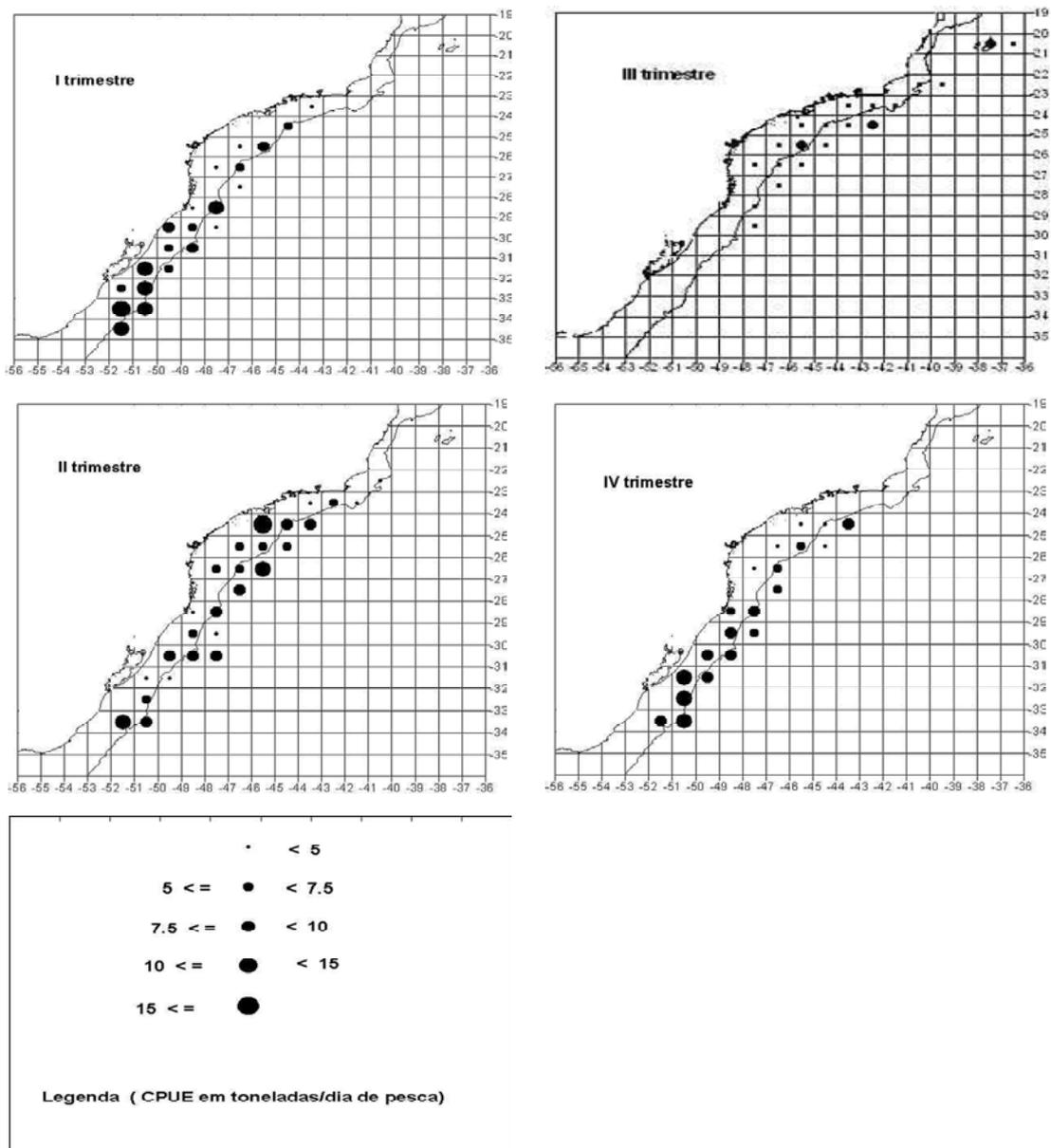


Figura 35 – Distribuição geográfica da CPUE média trimestral do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva desenvolvidas no sudeste e no sul do Brasil, por atuneiros baseados no estado de Santa Catarina, no período de 1983 a 1998.

5.4.2. Padronização da CPUE

Séries de dados utilizados

Durante o período estudado, a pesca do bonito listrado foi realizada ao longo de toda a costa das regiões sudeste e sul do Brasil. Contudo, os desembarques foram realizados apenas nos estados do Rio de Janeiro, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, sendo importante ressaltar que, neste último Estado, operaram quase que exclusivamente os barcos arrendados nacionalizados, os quais, antes de sua nacionalização, desembarcavam a maior parte da produção em Santa Catarina.

Os três conjuntos de dados disponíveis para a realização das análises de padronização da CPUE do bonito listrado totalizaram 4.915 registros com dados agrupados por viagem, mês e bloco de pesca, para os barcos nacionais com desembarques no Rio de Janeiro e em Santa Catarina, no período 1983-1998; 7.164 observações com dados de registros de pesca diários para os barcos nacionais com desembarques no estado de Santa Catarina, no período 1989-1998; e 9.694 observações com registros diários de pesca para os barcos arrendados nacionalizados, no período 1983-1998.

Uma análise descritiva da pesca do bonito listrado com vara e isca-viva foi realizada por MENESES DE LIMA, LIN; MENEZES (2000) que classificaram os barcos atuneiros de isca-viva do sudeste e sul do Brasil em frota nacional do Rio de Janeiro, frota nacional de Santa Catarina e frota estrangeira arrendada. Tal classificação teve por base vários critérios, tais como, as características físicas das embarcações, a composição das capturas, área de operação e rendimentos da pesca. Os barcos arrendados eram de maior tamanho e, portanto, com maior autonomia de mar, que lhes permitia operar ao longo de toda a extensão da área de pesca. Os barcos do Rio de Janeiro eram de menor tamanho, a composição das capturas era diferente, com menor participação relativa do bonito listrado, aparentemente indicando que a pesca poderia não ser direcionada à captura desta espécie em alguns períodos do ano e operavam numa área mais restrita. As taxas de captura do bonito listrado eram também menores em comparação com as demais embarcações. Os barcos nacionais de Santa Catarina mostravam características físicas superiores aos barcos do Rio de Janeiro, operavam ao longo de toda a área

de pesca, ainda que o esforço estivesse mais concentrado na parte intermediária da área de pesca e a composição das capturas era idêntica àquela dos barcos arrendados.

Analisando os dados de frequência de operação anual por embarcação, expresso como o número de anos em que cada embarcação realizou desembarques em um dos estados, no período 1983-1996, observa-se que num mesmo ano algumas embarcações nacionais realizaram desembarques tanto no Rio de Janeiro como em Santa Catarina. Tais embarcações estiveram, portanto, fazendo parte de uma ou de outra frota num mesmo ano (ANEXO II).

No caso dos barcos que operam com base no estado de Santa Catarina, devido às condições de tempo adversas à realização da pesca, nos meses mais frios, é comum o deslocamento de algumas embarcações, em direção ao norte, na busca de áreas de pesca mais favoráveis e tais embarcações passam a realizar desembarques no estado do Rio de Janeiro nos meses de inverno. Os dados dos mapas de bordo destas viagens de pesca foram utilizados para complementar a série histórica de dados das embarcações de Santa Catarina, do período 1989-1998.

Até o ano de 1985 o maior número de desembarques ocorria no estado do Rio de Janeiro. Devido à pouca expressividade da pescaria desenvolvida pelos barcos baseados em Santa Catarina, havia pouca informação disponível para este Estado. Desta forma, para o período de 1983 a 1988 foram considerados também os dados das embarcações que realizaram desembarques no Rio de Janeiro. Como a partir de 1989 o maior volume de dados era oriundo da frota que realizava desembarques em Santa Catarina, a qual apresentava um padrão de operação mais compatível com aquele dos barcos arrendados nacionalizados, a partir deste ano apenas foram considerados os dados destas duas frotas na padronização da CPUE do bonito listrado.

Considerando que para os anos de 1983 a 1988 não foram disponibilizados dados de registros de pesca individualizados para os barcos da frota de Santa Catarina e do Rio de Janeiro, os dados dos barcos arrendados nacionalizados, disponíveis como registros individuais de pesca, foram agregados no mesmo formato dos dados dos barcos nacionais. Desta forma, as análises de padronização da CPUE do bonito listrado foram realizadas considerando dois conjuntos de dados: (1) dados agregados por embarcação, mês e bloco de 1º de

lado, para o período de 1983 a 1988, considerando todas as embarcações; e (2) dados desagregados (registros individuais) por barco, viagem, dia e bloco de 1º de lado, para o período de 1989 a 1998, considerando apenas os barcos de Santa Catarina e os barcos arrendados nacionalizados.

Portanto, duas séries de CPUE padronizada foram estimadas para o bonito listrado, através do modelo linear generalizado misto, aplicando para cada série dois modelos delta-GLM; um com distribuição delta-lognormal e outro com distribuição delta-Gamma. Tabelas de análise de deviance e de avaliação do modelo misto, testes diagnósticos para avaliação do ajuste dos modelos e gráficos das séries de CPUE nominal e de CPUE padronizada foram construídos para cada série de CPUE padronizada.

Uma análise adicional foi realizada considerando toda a série histórica de 1983 a 1998 dos barcos arrendados nacionalizados, com vistas a avaliar o efeito dos fatores tipo e quantidade de isca-viva utilizada, que estiveram disponíveis apenas para estas embarcações. Contudo, não se chegou a aplicar o modelo linear generalizado para obter estimativas de CPUE padronizada, pois estes dados fazem parte das duas séries para as quais foram obtidos índices de CPUE padronizada.

A seleção do Modelo

Dentre o conjunto de modelos possíveis de utilizar para descrever as principais características da variável resposta, taxa de captura do bonito listrado (CPUE), consideraram-se os modelos delta-lognormal e o modelo delta-gamma como aqueles mais relevantes, em função do tipo de distribuição apresentado por esta variável: elevada proporção de capturas nulas e distribuição assimétrica da CPUE das capturas positivas.

HELSER; PUNT; METHOT (2004) utilizaram a distribuição delta na aplicação do modelo linear generalizado misto aos dados de levantamentos de arrasto de fundo, onde para as quatro espécies analisadas as taxas de captura nulas representaram até 10% do total. Segundo estes autores ainda que para os dados classificados por um valor zero (capturas nulas) ou um valor unitário (captura positiva) se possa assumir que representam um experimento Bernoulli e, portanto, podem ser modelados usando uma distribuição binomial do erro, os dados de capturas positivas devem ser examinados para determinar o modelo de erro mais

apropriado para tais dados. Neste caso, com base na análise de gráficos de dispersão dos valores da variância e da média, que aparentemente mostravam que a variância das taxas de captura era proporcional ao quadrado da média, optaram pelo modelo de erro com distribuição Gamma. Outros autores, contudo, têm optado pela utilização da distribuição lognormal (ORTIZ; LEGAULT; EHRHARD, 2000; BROWN, 2002).

A definição da probabilidade de distribuição da variável resposta (CPUE)

Vários autores (DONG; RESTREPO, 1996; PUNT et al., 2000) sugerem que a análise da relação entre a CPUE média e a variância da CPUE fornece uma indicação da distribuição mais adequada aos dados. Neste sentido, se a análise do gráfico de dispersão da variância contra a CPUE média indicar que a variância é proporcional ao quadrado da média pode-se assumir que tanto uma distribuição lognormal como uma distribuição Gamma são provavelmente candidatas adequadas para descrever a distribuição da variável resposta.

A partir da análise da relação média-variância da CPUE trimestral, por área, no período 1989-1998, para os barcos nacionais (Figura 36) e no período 1983-1998, para os barcos arrendados nacionalizados (Figura 37), chegou-se à conclusão que a taxa de captura positiva do bonito listrado poderia ser modelada como uma variável aleatória com distribuição Gamma ou lognormal. Para tanto se aplicou uma regressão linear entre o logaritmo natural da variância em cada estrato e a respectiva média, obtendo-se para os barcos nacionais, no período 1989-1998, a equação:

$$\text{Log(variância)} = 0,349 + 1,75 * \text{Log(média)}$$

que quando transformada resultou em

$$\text{variância} = 0,349 * \text{média}^{1,75}$$

O expoente na equação acima é significativamente diferente de zero ($t_{72} = 9,40$, $P < 0,0001$), mas não difere significativamente de 2 ($t_{72} = 1,39$; $0,20 > P > 0,10$).

Já para os barcos arrendados nacionalizados, a análise dos dados referentes ao período 1983-1998, resultou na seguinte equação

$$\text{Log(variância)} = - 0,769 + 2,175 \times \text{Log (média)}$$

que quando transformada resultou em

$$\text{variância} = - 0,769 \times \text{média}^{2.175}$$

O expoente na equação acima é significativamente diferente de zero ($t_{116} = 14,24$; $P < 0,0001$), mas não difere significativamente de 2 ($t_{116} = 1,11$; $0,30 > P > 0,20$). Portanto, a variância da CPUE do bonito listrado nos dois conjuntos de dados analisados pode ser considerada como aproximadamente proporcional ao quadrado da média

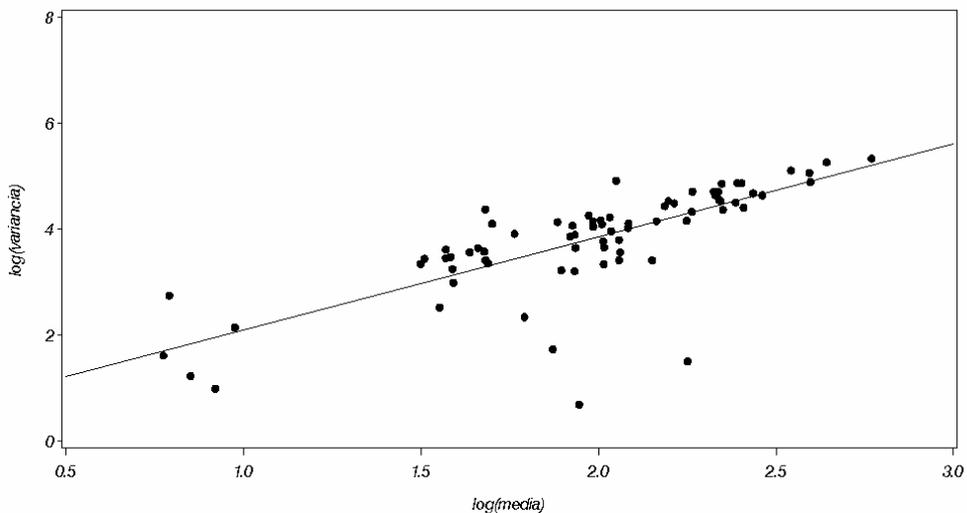


Figura 36 – Regressão entre o logaritmo da variância e o logaritmo da média da CPUE do bonito listrado, por estrato de ano, trimestre e área, nas pescarias dos barcos nacionais de isca-viva, com desembarques em Santa Catarina, no período 1989-1998.

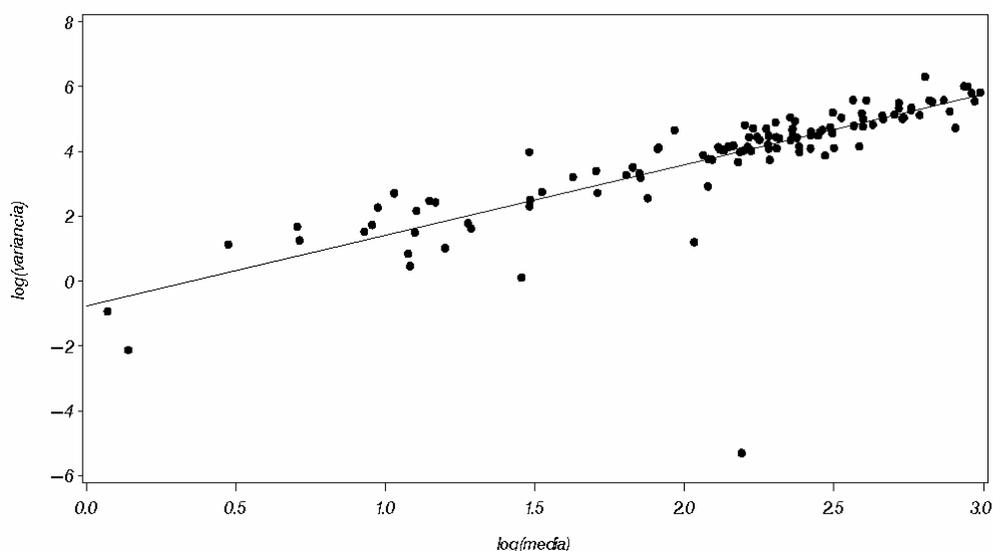


Figura 37 – Regressão entre o logaritmo da variância e o logaritmo da CPUE média do bonito listrado, por estrato de ano, trimestre e área, nas pescarias dos barcos arrendados nacionalizados de isca-viva, no período 1983-1998.

Seleção das variáveis explicativas

Conforme mostrado no item 4.3.2, que trata sobre a evolução e caracterização das embarcações atuneiras nacionais que operaram na pescaria do bonito listrado com vara e isca-viva no sudeste e sul do Brasil, durante o período 1983-1998, tem-se que ocorreram alterações na composição da frota, traduzidas na substituição gradual dos barcos menores por embarcações de maior porte, o que pode se refletir no possível aumento do poder de pesca das embarcações. Como existe uma forte correlação entre as características físicas das embarcações (comprimento, tonelagem bruta de arqueação - TBA e capacidade de porão), conforme é mostrado na Figura 38, qualquer uma destas características poderia ser utilizada para mensurar a variabilidade na CPUE associada com o poder de pesca das embarcações. Deste modo, para verificar se as diferenças físicas das embarcações influenciam as variações nas taxas de captura, a TBA e o comprimento das embarcações foram classificados de acordo com as suas respectivas distribuições de frequência (Figuras 39 e 40). Os seguintes estratos foram definidos:

TBA

- (1) ≤ 120 ,
- (2) $120 < \text{TBA} \leq 250$
- (3) > 250

Comprimento das embarcações

- (1) ≤ 24 m,
- (2) $24 \text{ m} < \text{comprimento} \leq 28$ m
- (3) > 28 m.

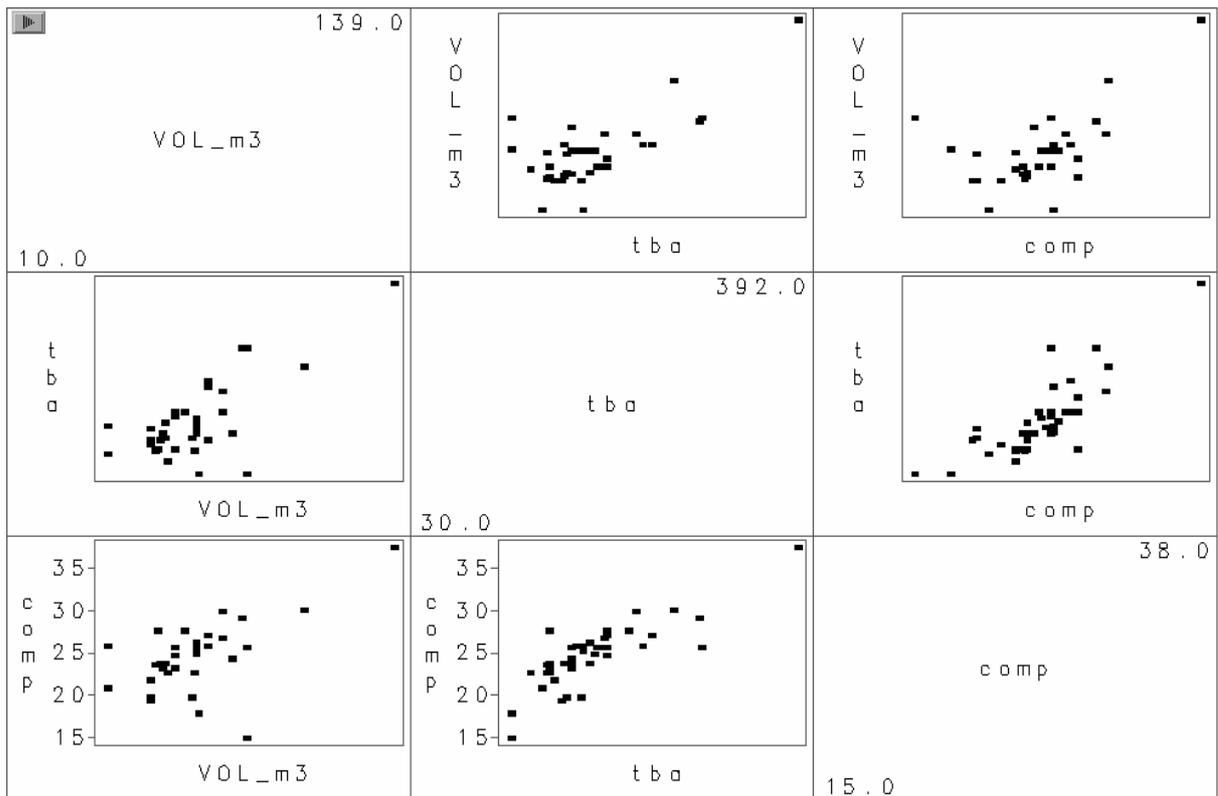


Figura 38 – Matriz dos gráficos de dispersão das variáveis características físicas das embarcações, capacidade dos tanques de isca-viva (vol_m³), tonelage bruta de arqueação (TBA) e comprimento (comp). Barcos nacionais, com desembarques em Santa Catarina, no período de 1989 a 1998.

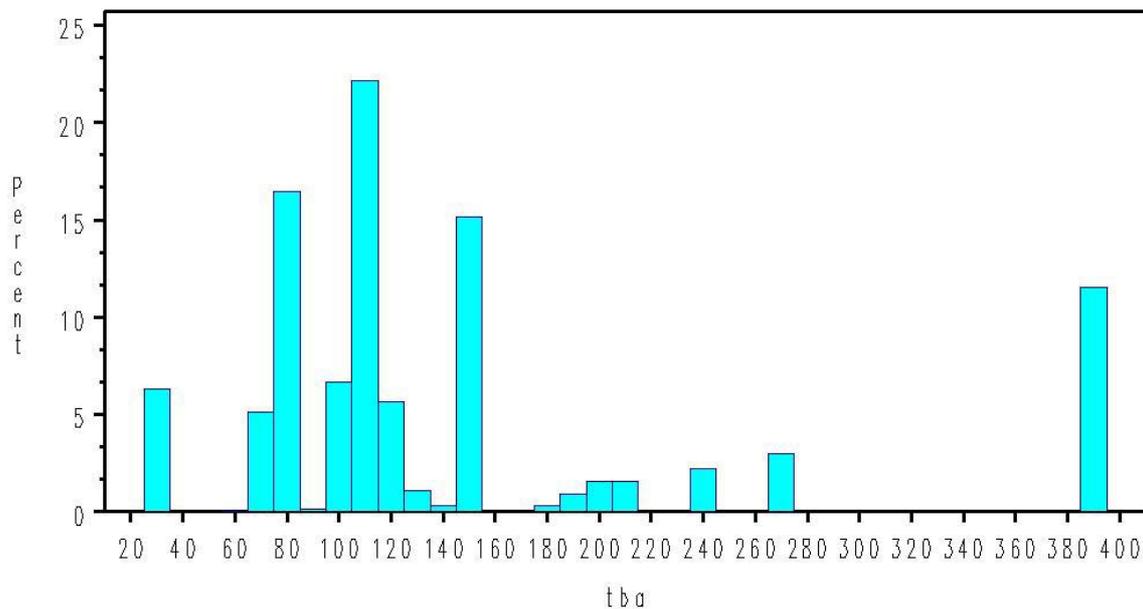


Figura 39 – Distribuição dos dados de CPUE do bonito listrado, por classes de TBA (tonelagem bruta de arqueação) dos barcos atuneiros de Santa Catarina, no período de 1989 a 1998.

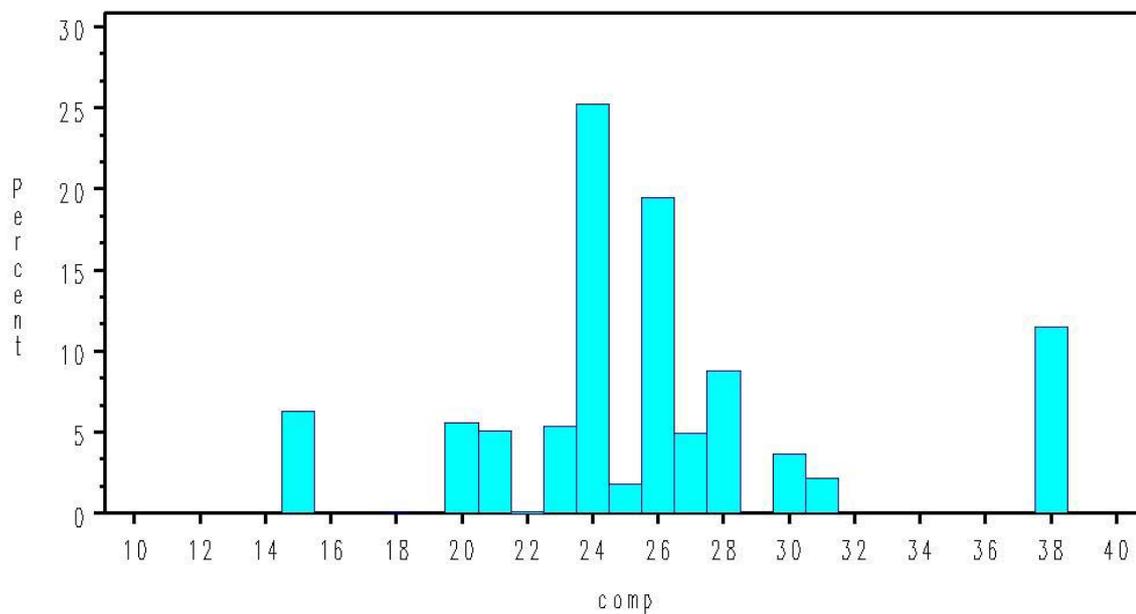


Figura 40 – Distribuição dos dados de CPUE do bonito listrado, por classes de comprimento (metros) dos barcos atuneiros de Santa Catarina, no período de 1989 a 1998.

Séries de CPUE padronizada

Período 1989-1998.

Durante o período de 1989 a 1996 foram coletados mapas de bordo de um total de 54 embarcações totalizando 1035 viagens de pesca. A taxa de cobertura, calculada pela relação entre o número de viagens com mapas de bordo coletados e o número total de viagens realizadas, foi da ordem de 35,2%.

Os dados disponíveis para análise somaram 7.164 observações, com registros de pesca diários para os barcos nacionais e 5.474 observações com registros diários de pesca para os barcos arrendados nacionalizados, no período 1989-1998, totalizando 12.638 observações. O número de observações (captura e esforço), distribuído por trimestre e ano, que esteve disponível para análise durante o período de 1989 a 1998 é apresentado na Tabela 11. Conforme se pode observar, os dados mostram distribuição não balanceada marcante, existindo um menor número de observações no terceiro trimestre, em relação aos demais trimestres do ano. O número de observações no quarto trimestre também foi reduzido, possivelmente devido a falhas no sistema de coleta de dados. O terceiro trimestre corresponde aos meses de inverno, quando as condições ambientais são desfavoráveis à realização da pesca do bonito listrado com vara e isca-viva, e muitas embarcações reduzem suas operações de pesca neste período.

Os dados dos mapas de bordo dos barcos nacionais que desembarcaram em Santa Catarina foram fornecidos em formato digital, sendo que neste caso não havia informação sobre o número de sarricos ou peso da isca-viva utilizada nas viagens de pesca. Desta forma, uma medida alternativa da quantidade de isca utilizada por viagem de pesca foi obtida indiretamente através da informação do volume em metros cúbicos dos tanques de armazenagem e transporte de isca-viva.

Os fatores considerados como relevantes e com possibilidades de influenciar tanto a proporção de dias de pesca com captura positiva como as taxas de captura positiva do bonito listrado foram: temperatura da superfície do mar, estação do ano, área de pesca e as características físicas das embarcações (comprimento total e tonelagem bruta de arqueação). A quantidade de isca utilizada também pode afetar

a eficiência da pesca. Entretanto, como esta informação não estava disponível para a maioria das viagens de pesca, optou-se pela utilização da capacidade (m³) dos tanques de isca-viva como uma medida representativa da quantidade de isca utilizada.

Tabela 11 – Número de observações (registros de dias de pesca) por ano e trimestre obtidas dos mapas de bordo coletados dos barcos nacionais e arrendados nacionalizados, no período 1989 - 1998.

Anos	trimestres				Total
	1	2	3	4	
1989	339	315	170	286	1110
1990	245	261	99	225	830
1991	365	299	66	77	807
1992	512	508	123	224	1367
1993	701	431	160	276	1568
1994	491	472	126	232	1321
1995	507	406	143	172	1228
1996	403	312	69	134	918
1997	702	604	252	255	1813
1998	619	575	201	281	1676
Total	4884	4183	1409	2162	12638

A informação disponível sobre o número de observações para cada combinação dos fatores área, estação, grupo de barcos, capacidade dos tanques de isca-viva, número de pescadores e intervalo de temperatura com o fator ano foi bastante variável. Para algumas combinações o número de observações foi muito pequeno. Não ocorreram células vazias (sem observações) para nenhuma combinação dos fatores utilizados nos modelos testados. A única exceção foi a variável número de pescadores, que em determinados anos apresentou células sem observações (Tabela 12). Por este motivo, o número de pescadores não foi incluído como variável explicativa em alguns dos modelos testados. Conforme assinalado por YIMIN et al. (2001), os efeitos estimados e o poder dos testes estatísticos podem ser influenciados pela distribuição desigual dos dados, pois, ainda que o GLM permita a utilização de dados não balanceados, uma melhor distribuição das observações na matriz dos dados resulta na obtenção de estimativas mais precisas das taxas de captura padronizadas.

TABELA 12 Número de observações anuais utilizadas nas análises de padronização da CPUE do bonito listrado, distribuídas entre os fatores: quadrimestre, área de pesca, classe de embarcação, capacidade dos tanques de isca-viva, intervalo de temperatura e número de pescadores, para o período 1989-1998.

ANOS	QUADRIMESTRE			Total
	JAN-ABR	MAI-AGO	SET-DEZ	
1989	455	332	323	1110
1990	329	256	245	830
1991	457	256	94	807
1992	715	390	262	1367
1993	883	372	313	1568
1994	631	452	238	1321
1995	615	424	189	1228
1996	524	248	146	918
1997	956	520	337	1813
1998	818	545	313	1676
Total	6383	3795	2460	12638

ANOS	AREA DE PESCA			Total
	lat<27°S	27°S<=lat<=30°S	lat>30°S	
1989	473	379	258	1110
1990	359	281	190	830
1991	330	309	168	807
1992	596	472	299	1367
1993	598	568	402	1568
1994	495	508	318	1321
1995	466	450	312	1228
1996	467	203	248	918
1997	1056	537	220	1813
1998	878	494	304	1676
Total	5718	4201	2719	12638

ANOS	CAPACIDADE TANQUES ISCA VIVA			Total
	vol m3<40	40<=vol m3<100	vol m3>=100	
1989	294	145	671	1110
1990	125	112	593	830
1991	177	267	363	807
1992	233	404	680	1317
1993	266	459	775	1500
1994	248	348	684	1280
1995	88	342	659	1089
1996	122	250	489	861
1997	252	595	659	1506
1998	182	414	685	1281
Total	1987	3336	6258	11581

ANOS	CLASSE DE EMBARCACAO (TBA)			Total
	TBA<=120	120<TBA<=250	TBA>250	
1989	361	78	671	1110
1990	154	83	593	830
1991	372	72	363	807
1992	444	174	710	1328
1993	540	193	835	1568
1994	515	92	714	1321
1995	299	127	724	1150
1996	213	169	501	883
1997	571	464	659	1694
1998	450	313	685	1448
Total	3919	1765	6455	12139

ANOS	CLASSE DE EMBARCACAO (COMPR.)			Total
	BARCO<=24m	24m<BARCO<=28m	BARCO>28m	
1989	157	282	671	1110
1990	92	129	609	830
1991	273	171	363	807
1992	394	235	738	1367
1993	386	350	832	1568
1994	318	287	716	1321
1995	271	229	728	1228
1996	170	216	532	918
1997	462	657	694	1813
1998	492	415	769	1676
Total	3015	2971	6652	12638

ANOS	NO. DE PESCADORES (n)			Total
	np<=21	21<np<=24	np>24	
1989	64	498	0	562
1990	60	541	50	651
1991	39	263	0	302
1992	83	450	10	543
1993	275	711	541	1527
1994	395	640	283	1318
1995	274	709	245	1228
1996	89	338	33	460
1997	24	442	0	466
1998	0	0	0	0
Total	1303	4592	1162	7057

ANOS	INTEVALO DE TEMPERATURA (° C)			Total
	TEMP<=23C	23C<TMP<=25C	TMP>25C	
1989	326	370	112	808
1990	258	226	219	703
1991	287	344	115	746
1992	516	480	134	1130
1993	331	472	248	1051
1994	543	370	69	982
1995	383	403	143	929
1996	197	301	97	595
1997	485	423	139	1047
1998	487	273	173	933
Total	3813	3662	1449	8924

Na modelagem da CPUE calculada para os dias de pesca com captura positiva se assumiu duas distribuições de erro aleatório: (1) a distribuição lognormal e (2) a distribuição Gamma. Para a distribuição lognormal assume-se que a variável resposta, log CPUE, tem distribuição normal e se utiliza a identidade ou média como função de ligação. Para a distribuição Gamma a variável resposta foi a CPUE, com função de ligação logarítmica.

A variação anual na CPUE nominal do bonito listrado é mostrada na Figura 41, onde o valor máximo da CPUE foi observado no início da série histórica, seguindo-se de uma queda acentuada até 1993. A partir daí, observou-se uma tendência de crescimento, que foi interrompida em 1996 quando a CPUE voltou a cair. A proporção do número total de dias de pesca com captura do bonito listrado mostrou-se decrescente no período entre 1989 e 1992, quando se registrou o valor mínimo, em torno de 65%, em seguida apresentou tendência de crescimento até o máximo de aproximadamente 80% em 1996, quando voltou a decrescer (Figura 42).

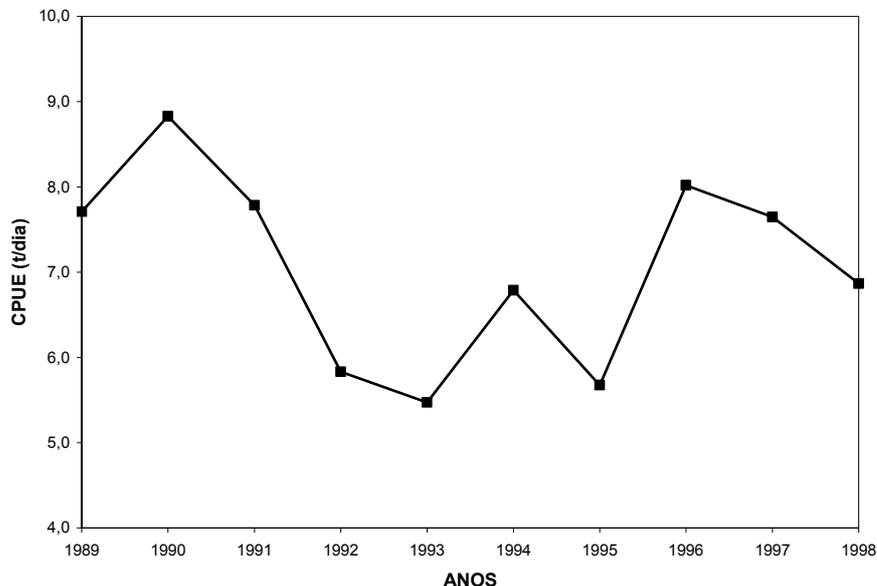


Figura 41 – Variação da CPUE nominal do bonito listrado (t/dia de pesca) na pescaria com isca-viva no sudeste e sul do Brasil, no período 1989-1998.

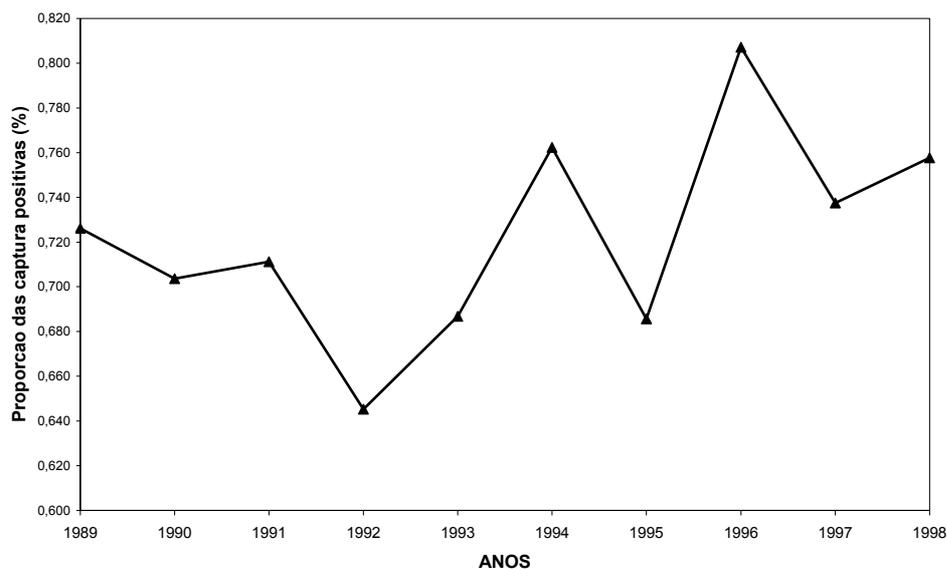


Figura 42 – Variação da proporção das capturas positivas do bonito listrado na pescaria com isca-viva no sudeste e sul do Brasil, no período 1989-1998.

Os resultados da análise de deviência utilizada na definição do modelo binomial para a probabilidade de sucesso (captura positiva de bonito listrado) são apresentados na Tabela 13. As variáveis ou fatores que produziram maior redução na deviência foram a área de pesca e a temperatura. O fator ano mostrou-se estatisticamente significativo e, embora não tenha produzido uma redução superior a 1%, também foi incorporado ao modelo. Com estes três fatores selecionados e incluídos no modelo como efeitos fixos procedeu-se a avaliação da contribuição das interações de primeira ordem entre os fatores, observando-se que apenas a interação ano com a característica TBA das embarcações atingiu o critério de inclusão no modelo. Conforme é mostrado na Tabela 14 o modelo final para a proporção das capturas positivas ficou formado pelos fatores ano, área e temperatura (efeitos fixos) e pela interação ano*TBA (efeito aleatório). Os resultados da análise pelo modelo com erro binomial para proporção das capturas positivas do bonito listrado encontram-se na Tabela 15.

Tabela 13 – Análise de deviança para seleção das variáveis do modelo linear generalizado (com distribuição binomial) aplicado aos dados de proporção das capturas positivas do bonito listrado, da pescaria com isca-viva de atuneiros nacionais e arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1989-1998.

MODELO	GL	DEVIANCIA	DEVIANCIA/GL	% REDUÇÃO	LOG	QUI-QUADRADO	
						NA DEVIANCIA	Verossimilhança
NULO	12637	14948,3	1,1829			-7474,2	
FATORES							
ÁREA	12635	14403,5	1,14	3,63	-7201,8	544,8	0
TMP	8921	10318,4	1,15	2,22	-5159,2	82,68	0
QUAD	12635	14741,8	1,16	1,37	-7370,9	206,5	0
ANO	12628	14830,9	1,17	0,71	-7415,5	117,4	0
VM3	11578	13605,9	1,17	0,66	-6803	77,35	0
TB	12136	14270,3	1,17	0,6	-7135,1	34,01	0
LT	12635	14895,4	1,17	0,34	-7447,7	52,94	0
AREA+							
TMP	8919	9798,7	1,09	3,63	-4899,4	13,16	0,00139
ANO	12626	14262,4	1,12	0,91	-7131,2	141,1	0
TB	12134	13749,1	1,13	0,6	-6874,6	17,88	0,00013
VM3	11576	13117,5	1,13	0,6	-6558,8	14,74	0,00063
QUAD	12633	14364,5	1,13	0,26	-7182,2	39,06	0
LT	12633	14370,3	1,13	0,22	-7185,1	33,28	0
TEMP+							
TB	8562	9322,2	1,08	0,9	-4661,1	22,63	0,00001
ANO	8910	9718,9	1,09	0,71	-4859,5	79,77	0
VM3	8339	9101,6	1,09	0,65	-4550,8	4,59	0,10064
LT	8917	9775,4	1,09	0,22	-4887,7	23,32	0,00001
QUAD	8917	9781,4	1,09	0,15	-4890,7	17,35	0,00017
ANO+							
TB	8553	9237,7	1,08	0,98	-4618,8	18,66	0,00009
VM3	8330	9034,2	1,08	0,57	-4517,1	4,88	0,08717
LT	8908	9701,6	1,08	0,16	-4850,8	17,38	0,00017
QUAD	8908	9702,4	1,08	0,15	-4851,2	16,59	0,00025
MODELO COM EFEITOS FIXOS: ANO + AREA + TEMP							
INTERACAO							
ANO*TB	8535	9132,7	1,07	1,9	-4566,4	123,6	0
ANO*VM3	8313	8948,7	1,07	1,31	-4474,3	90,43	0
ANO*LT	8890	9599,6	1,07	1,01	-4799,8	119,3	0
ANO*QUAD	8890	9644,4	1,08	0,54	-4822,2	74,59	0
ANO*AREA	8892	9671,3	1,08	0,29	-4835,7	47,63	0,00017
AREA*TMP	8906	9694,2	1,08	0,21	-4847,1	24,79	0,00006
ANO*TBA+							
ANO*LT	8519	9059,1	1,06	0,62	-4529,6	54,32	0,00005
ANO*QUAD	8515	9078,4	1,06	0,36	-4539,2	54,32	0,00005
ANO*AREA	8517	9086,1	1,06	0,3	-4543	46,62	0,00024
AREA*TMP	8531	9110,5	1,06	0,2	-4555,2	22,23	0,00018
ANO*VM3	8283	8883,9	1,07	-0,24	-4442	32,96	0,00014

TMP = Temperatura

QUAD = Quadrimestre

VM3 = Volume dos tanques de isca viva (m3)

TB = Tonelagem bruta de arqueação

LT = Comprimento das embarcações (m)

Tabela 14 – Análise para definição dos modelos delta-lognormal e delta-Gamma ajustados às taxas de captura do bonito listrado, da pescaria com isca-viva do sudeste e sul do Brasil, no período de 1989 a 1998.

Métodos de análises	n	Critério		-2*log verossimilhança	-2*log verossimilhança (diferença)	Teste (razão deverossimilhança)
		Informação Akaike	Bayesiano Schhwarz			
Modelo binomial (proporção de capturas positivas)						
Ano + área + temperatura (efeitos fixos)	220	6028	606,1	608,1		
Ano + área + temperatura (efeitos fixos) + ano * TBA (efeito aleatório)	220	598,2	601	594,2	6,6	< 0,025
Modelo lognormal (taxas de captura positivas)						
Ano + TBA + quadrimestre (efeitos fixos)	8788	26509,7	26516,8	26507,8	-	
Ano + TBA + qiadrimestre (efeitos fixos) + ano * área (efeito aleatório).	8788	26477,6	26478,2	26476,6	34,2	< 0,0000
Ana + TBA + quadrimestre (efeitos fixos) + ano * área + ano * quadrimestre (efeito aleatório)	8788	26423,5	26424,4	26417,5	56,1	< 0,0000
Modelo Gama (taxas de captura positivas)						
Ano + TBA + quadrimestre (efeitos fixos)	8788	24713,9	24721	24711,9		
Ano + TBA + quadrimestre (efeitos fixos) + ano * qiadrimeste (efeito aleatório).	8788	24610,6	24613,4	24606,6	105,3	< 0,0000
Ano + TBA + quadrimestre (efeitos fixos) + ano * quadrimeste + ano * TBA (efeito aleatório)	8788	24579,6	24583,8	24573,6	33	< 0,0000

A análise de deviância do modelo lognormal para as capturas positivas do bonito listrado é apresentada na Tabela 16. As variáveis TBA, ano e quadrimestre foram os fatores mais importantes, explicando a maior proporção da variabilidade observada na CPUE positiva. Os demais fatores testados, com exceção da característica comprimento das embarcações, mostraram-se estatisticamente significantes pelo teste do χ^2 , porém não contribuíram para uma redução importante na deviância total e não foram incluídas no modelo. Resultados semelhantes foram obtidos para o modelo com distribuição Gamma dos dados de CPUE das capturas positivas (Tabela 17).

A capacidade dos tanques foi utilizada como fator, por não se dispor de uma medida mais precisa da quantidade de isca utilizada por viagem de pesca. A capacidade dos tanques determina a quantidade de isca que pode ser usada para atrair e concentrar os cardumes de peixe numa viagem de pesca e, portanto, permite que a embarcação permaneça por maior período de tempo na área de pesca, aumentando suas possibilidades de captura sem ter que interromper a atividade de pesca para a busca e captura da isca-viva. Apesar de ter se mostrado estatisticamente significativo, este fator teve uma contribuição mínima na redução da deviância por grau de liberdade e não pôde, por conseguinte, ser incorporado ao modelo final.

Como existe uma forte correlação entre as características físicas comprimento, tonelagem bruta de arqueação (TBA) e capacidade de porão, qualquer uma destas características poderia ser utilizada para mensurar a variabilidade na CPUE associada com o poder de pesca das embarcações. Corroborando a existência de correlação entre a TBA e o comprimento das embarcações, na análise pelo modelo lognormal a TBA mostrou-se estatisticamente significativa e quando foi incluída no modelo o efeito da variável comprimento da embarcação passou a não influenciar de forma significativa na variação observada na CPUE. Com relação ao modelo delta-Gamma, a TBA foi também estatisticamente significativa e contribuiu com uma redução superior a 1% na deviência por grau de liberdade. Com a inclusão desta variável no modelo (Tabela 17) a percentagem de redução na deviência por grau de liberdade devida à variável comprimento das embarcações (3,1%) se reduziu a menos de 1% e, ainda que tenha se mantido estatisticamente significativa, não pôde ser incorporada no modelo final.

Para o modelo lognormal todas as interações de primeira ordem dos fatores área, comprimento e quadrimestre com o fator ano foram estatisticamente significantes e atingiram o critério de redução de 1% na deviência. Resultado semelhante foi apresentado também pela interação da área de pesca com a temperatura. Entretanto, optou-se pela inclusão apenas das interações com o fator ano, quais sejam, as interações ano*área e ano*quadrimestre. Quanto ao modelo com distribuição Gamma, apenas as interações ano*quadrimestre, ano*TBA e área*temperatura foram estatisticamente significantes e atingiram o critério de redução de 1% na deviência. Neste caso, também, foram consideradas apenas as interações com o fator ano.

Tabela 15 – Resultado da aplicação do modelo linear generalizado misto aos dados de proporção de capturas positivas do bonito listrado (distribuição binomial), das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período 1989 - 1998.

Class Level Information											
Class	Levels	Values									
ANO	10	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
area	3	1	2	3							
tmp	3	1	2	3							

Fit Statistics	
-2 Res Log Likelihood	594.2
AIC (smaller is better)	598.2
AICC (smaller is better)	598.3
BIC (smaller is better)	601.0

Solution for Fixed Effects								
Effect	ANO	area	tmp	Estimate	Standard Error	DF	t value	Pr > t
Intercept				2.8788	0.2812	20	10.24	<.0001
ANO	1989			-0.8220	0.3521	20	-2.33	0.0301
ANO	1990			-0.8284	0.3606	20	-2.30	0.0326
ANO	1991			-0.7508	0.3463	20	-2.17	0.0424
ANO	1992			-0.8930	0.3303	20	-2.70	0.0137
ANO	1993			-0.6597	0.3396	20	-1.94	0.0663
ANO	1994			-0.5960	0.3513	20	-1.70	0.1053
ANO	1995			-1.0860	0.3475	20	-3.13	0.0053
ANO	1996			-0.3485	0.3696	20	-0.94	0.3571
ANO	1997			-0.4421	0.3417	20	-1.29	0.2105
ANO	1998			0				
area		1		-1.7060	0.1261	186	-13.53	<.0001
area		2		-1.3082	0.1234	186	-10.60	<.0001
area		3		0				
tmp			1	-0.05505	0.1171	186	-0.47	0.6389
tmp			2	0.1796	0.1191	186	1.51	0.1334
tmp			3	0				

Type 3 Tests of Fixed Effects						
Effect	Num DF	Den DF	Chi-Square	F Value	Pr > ChiSq	Pr > F
ANO	9	20	14.46	1.61	0.1069	0.1804
area	2	186	183.38	91.69	<.0001	<.0001
tmp	2	186	7.21	3.61	0.0272	0.0291

Tabela 16 – Análise de deviança para seleção das variáveis do modelo linear generalizado (com distribuição lognormal) aplicado aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado, da pescaria com isca-viva de atuneiros nacionais e arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1989 - 1998.

MODELO	GL	DEVIÂNCIA	DEVIÂNCIA/GL (DEV/GL)	% REDUÇÃO NA DEV/GL	LOG (L)	χ^2	$P > \chi^2$
NULO	9119	11888,7	1,3037		-14150		
FATORES							
TB	8785	10922,4	1,2433	4,64	-13425	310,3	0
VM3	8362	10437,1	1,2482	4,26	-12795	258,4	0
QUAD	9117	11452,2	1,2561	3,65	-13979	341,1	0
LT	9117	11463,2	1,2573	3,56	-13983	332,4	0
AREA	9117	11521	1,2637	3,07	-14006	286,6	0
TMP	6516	8342,7	1,2803	1,79	-10054	131,8	0
ANO	9110	11786,8	1,2938	0,76	-14110	78,57	0
TBA+							
QUAD	8783	10546,9	1,2008	3,42	-13271	307,4	0
TMP	6276	7619,8	1,2141	2,35	-9519,2	69,79	0
AREA	8783	10822,9	1,2323	0,89	-13385	80,38	0
ANO	8776	10816,3	1,2325	0,87	-13382	85,79	0
VM3	8338	10358,7	1,2423	0,08	-12741	12,75	0,00171
LT	8783	10918,9	1,2432	0,01	-13424	2,82	0,24446
QUAD+							
ANO	8774	10423,9	1,188	1,06	-13220	103,1	0
TMP	6274	7479,4	1,1921	0,72	-9460,8	9,99	0,00676
AREA	8781	10517,5	1,1978	0,26	-13259	24,5	0
VM3	8336	9998,4	1,1994	0,12	-12593	8,06	0,01781
LT	8781	10541,9	1,2005	0,02	-13269	4,16	0,12501
ANO+							
TMP	6265	7386,1	1,179	0,77	-9421,4	11,32	0,00349
AREA	8772	10386,7	1,1841	0,33	-13204	31,44	0
VM3	8327	9867,7	1,185	0,25	-12538	10,85	0,00439
LT	8772	10420,4	1,1879	0,01	-13218	2,97	0,22702
INTERACAO							
ANO*AREA	8754	10267,3	1,1729	1,28	-13153	133	0
ANO*LT	8754	10268,5	1,173	1,27	-13154	132	0
ANO*QUAD	8756	10276,9	1,1737	1,21	-13157	124,8	0
ANO*VM3	8309	9756,6	1,1742	1,16	-12491	105,2	0
AREA*TMP	6259	7353,2	1,1748	1,11	-9407,3	39,4	0
ANO*TB	8756	10287,3	1,1749	1,11	-13162	115,9	0
ANO*AREA+							
AREA*TMP	6241	7228,5	1,1582	1,25	-9353,6	31,92	0,00002
ANO*LT	8734	10130,4	1,1599	1,11	-13094	118	0
ANO*VM3	8289	9616,9	1,1602	1,08	-12431	97,59	0
ANO*QUAD	8736	10144	1,1612	1	-13100	106,2	0
ANO*TB	8736	10161,7	1,1632	0,82	-13108	90,87	0
AREA*TEMP+							
ANO*LT	6221	7107,8	1,1425	1,35	-9300,7	105,8	0
ANO*QUAD	6223	7121,9	1,1444	1,19	-9306,9	93,35	0
ANO*TB	6223	7128,5	1,1455	1,1	-9309,9	87,46	0
ANO*VM3	6019	6939	1,1528	0,46	-9026,9	83,86	0
ANO*COMP+							
ANO*QUAD	6203	7006,9	1,1296	1,13	-9255,8	89,79	0
ANO*TB	6207	7066,1	1,1384	0,36	-9282,3	36,88	0,00077

TMP = Temperatura
 QUAD = Quadrimestre
 VM3 = Volume dos tanques de isca-viva (m³)

TB = Tonelagem bruta de arqueação
 LT = Comprimento das embarcações (m)

Tabela 17 – Análise de deviança para seleção das variáveis do modelo linear generalizado (com distribuição Gamma) aplicado aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado, da pescaria com isca-viva de atuneiros nacionais e arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1989 - 1998.

MODELO	GL	DEVIÂNCIA	DEVIÂNCIA/GL (DEV/GL)	% REDUÇÃO NA DEV/GL	LOG (L)	χ^2	P > χ^2
NULO	9119	9595,7	1,0523		-29711		
FATORES							
TBA	8785	8875,8	1,0103	3,99	-28561	291	0
VM3	8362	8484,4	1,0146	3,58	-27308	232,7	0
QUAD	9117	9285,5	1,0185	3,21	-29540	342,2	0
LT	9117	9296,4	1,0197	3,1	-29546	330	0
AREA	9117	9385,5	1,0295	2,17	-29595	230,7	0
TMP	6516	6740,3	1,0344	1,7	-21309	148,7	0
ANO	9110	9456,3	1,038	1,36	-29634	152,5	0
TBA+							
QUAD	8783	8595,2	0,9786	3,14	-28400	321,1	0
TMP	6276	6249,7	0,9958	1,44	-20495	83,35	0
ANO	8776	8755,6	0,9977	1,25	-28493	136,3	0
AREA	8783	8816,1	1,0038	0,65	-28527	67,51	0
LT	8783	8862,3	1,009	0,13	-28553	15,2	0,0005
VM3	8338	8439,2	1,0121	-0,18	-27222	2,57	0,27598
QUAD+							
ANO	8774	8479,9	0,9665	1,24	-28333	134,6	0
TMP	6274	6126,3	0,9765	0,22	-20424	11,49	0,0032
AREA	8781	8581	0,9772	0,14	-28392	16,42	0,00027
LT	8781	8582	0,9773	0,13	-28393	15,31	0,00047
VM3	8336	8159,8	0,9789	-0,03	-27062	2,86	0,23949
ANO+							
TMP	6265	6028,4	0,9622	0,44	-20366	13,86	0,00098
AREA	8772	8462,2	0,9647	0,19	-28322	20,83	0,00003
LT	8772	8468,1	0,9654	0,12	-28326	13,89	0,00096
VM3	8327	8042,1	0,9658	0,07	-26994	9,76	0,00759
INTERAÇÃO							
ANO*QUAD	8756	8361,5	0,9549	1,19	-28263	140	0
ANO*TB	8756	8364,3	0,9553	1,16	-28265	136,6	0
ANO*AREA	8754	8365,2	0,9556	1,13	-28265	135,5	0
ANO*LT	8754	8376,4	0,9569	0,99	-28272	122,3	0
ANO*VM3	8309	7952,3	0,9571	0,97	-26940	115,8	0
AREA*TMP	6259	6015,2	0,961	0,56	-20359	29,44	0,00027
ANO*QUAD+							
AREA*TMP	6241	5887,2	0,9433	1,22	-20282	45,05	0
ANO*LT	8736	8251,8	0,9446	1,09	-28197	131,3	0
ANO*VM3	8291	7831,7	0,9446	1,08	-26868	124,4	0
ANO*AREA	8736	8260,7	0,9456	0,98	-28203	120,5	0
ANO*TB	8738	8262,6	0,9456	0,98	-28204	118,2	0
AREA*TEMP+							
ANO*TB	6223	5770,2	0,9272	1,7	-20211	142,5	0
ANO*LT	6221	5773	0,928	1,62	-20213	138,9	0
ANO*VM3	6019	5606,2	0,9314	1,26	-19583	134,1	0
ANO*AREA	6223	5824,7	0,936	0,78	-20244	75,82	0
ANO*TBA+							
ANO*AREA	6205	5728,1	0,9231	0,44	-20185	51,91	0,00004
ANO*LT	6207	5746,1	0,9258	0,16	-20196	29,59	0,02027
ANO*VM3	6012	5594,9	0,9306	-0,37	-19576	14,4	0,10883

TMP= Temperatura
 QUAD = Quadrimestre
 VM3 = Volume dos tanques de isca-viva (m³)

TB = Tonelagem bruta de arqueação
 LT = Comprimento das embarcações (m)

A definição dos modelos finais foi baseada em três critérios de seleção e no teste da razão da verossimilhança, cujos resultados são apresentados na Tabela 14. Neste teste as diferenças maiores do que 3,84 ($\alpha=0,05$, $GL=1$), entre os valores negativos do dobro do logaritmo da verossimilhança ($-2*\log$ likelihood) do modelo completo (incluindo variável aleatória) e do modelo reduzido (sem variável aleatória) foram consideradas significantes. O modelo final para a distribuição binomial incluiu os fatores ano, área e temperatura, como fatores fixos e a interação ano*TBA como fator aleatório. Para o modelo lognormal o modelo final incluiu como efeitos fixos os fatores ano, TBA e quadrimestre e as interações ano*área e ano*quadrimestre, como efeitos aleatórios. Os resultados desta análise são apresentados na Tabela 18. Para o modelo com distribuição Gamma os fatores incluídos como efeitos fixos foram os mesmos do modelo lognormal, contudo, os fatores incluídos como efeitos aleatórios foram as interações ano*quadrimestre e ano*TBA. Os resultados desta análise encontram-se na Tabela 19.

A existência de interação entre os efeitos ano e área de pesca indica que a distribuição espacial da densidade ou capturabilidade do bonito listrado varia de ano para ano. Esta interação pode ser interpretada como o resultado de mudanças no padrão de migração entre uma área e outra devido, possivelmente, ao fato de que as variações nas condições ambientais não seguem um padrão constante de ano a ano. Existe, ainda, a possibilidade de que tal interação seja causada por taxas de captura extremamente altas obtidas em áreas (retângulos estatísticos) pouco exploradas em determinados anos. A interação ano e estação pode significar que a migração norte-sul-norte pode ter maior ou menor duração. A interação entre o fator ano e a característica TBA das embarcações, indica que a variação anual das taxas de captura entre as três classes de embarcação não segue um mesmo padrão.

Gráficos dos resíduos foram utilizados para avaliar o ajuste dos modelos aos dados e as suposições da distribuição probabilística assumida para cada modelo. Para o modelo binomial a Figura 43 apresenta os resíduos do qui-quadrado (Pearson residuals) contra a variável ano, observando-se de modo geral que os resíduos estão distribuídos em torno de zero e não mostram tendência de variação anual, indicando um ajuste aceitável do modelo. Para o modelo lognormal

são apresentados os seguintes gráficos: (a) resíduos padronizados contra a variável ano (Figura 44) que se encontram distribuídos uniformemente em torno de zero e sem tendência anual; (b) a distribuição das frequências dos resíduos com a curva normal ajustada (Figura 45) e (c) o gráfico dos quartis dos resíduos padronizados ajustados à reta da distribuição normal esperada (Figura 46), onde se observa na parte central uma maior aderência dos pontos à reta da distribuição teórica e um ligeiro desvio na parte inferior e superior da reta, indicando a presença de pontos extremos. De modo geral estes resultados sugerem um ajuste satisfatório, não havendo indícios de inadequação do modelo lognormal aos dados de CPUE do bonito listrado. A análise dos gráficos dos resíduos para o modelo com distribuição Gamma também se mostrou de acordo com a distribuição de erro assumida (Figura 47) e os resíduos não mostraram tendência em função dos anos (Figura 48).

Tabela 18 – Resultado da aplicação do modelo linear generalizado misto aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado (distribuição lognormal), das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período 1989 - 1998.

Class Level Information											
Class	Levels	Values									
ANO	10	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
tb	3	1	2	3							
QUAD	3	1	2	3							

Fit Statistics	
-2 Res Log Likelihood	26417.5
AIC (smaller is better)	26423.5
AICC (smaller is better)	26423.5
BIC (smaller is better)	26424.4

Solution for Fixed Effects									
Effect	ANO	tb	QUAD	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t	Alpha
Intercept				2.0040	0.1328	18	15.09	<.0001	0.05
ANO	1989			-0.3839	0.1781	18	-2.16	0.0449	0.05
ANO	1990			-0.2279	0.1903	18	-1.20	0.2466	0.05
ANO	1991			-0.6297	0.1870	18	-3.37	0.0034	0.05
ANO	1992			-0.2249	0.1773	18	-1.27	0.2207	0.05
ANO	1993			-0.3583	0.1733	18	-2.07	0.0533	0.05
ANO	1994			-0.2913	0.1762	18	-1.65	0.1156	0.05
ANO	1995			-0.3192	0.1846	18	-1.73	0.1010	0.05
ANO	1996			-0.1948	0.1764	18	-1.10	0.2841	0.05
ANO	1997			-0.1108	0.1672	18	-0.66	0.5158	0.05
ANO	1998			0					
tb		1		-0.4195	0.02959	8746	-14.18	<.0001	0.05
tb		2		-0.3440	0.03798	8746	-9.06	<.0001	0.05
tb		3		0					
QUAD			1	0.2933	0.07959	18	3.69	0.0017	0.05
QUAD			2	-0.1689	0.08105	18	-2.08	0.0518	0.05
QUAD			3	0					

Type 3 Tests of Fixed Effects				
Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
ANO	9	18	1.67	0.1694
tb	2	8746	107.53	<.0001
QUAD	2	18	17.81	<.0001

Tabela 19 – Resultado da aplicação do modelo linear generalizado misto aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado (distribuição Gamma), das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período 1989 - 1998.

Class Level Information											
Class	Levels	Values									
ANO	10	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
tb	3	1	2	3							
QUAD	3	1	2	3							

Fit Statistics	
-2 Res Log Likelihood	24573.6
AIC (smaller is better)	24579.6
AICC (smaller is better)	24579.6
BIC (smaller is better)	24583.8

Solution for Fixed Effects									
Effect	ANO	tb	QUAD	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t	Alpha
Intercept				2.3350	0.1422	18	16.42	<.0001	0.05
ANO	1989			-0.3320	0.1685	18	-1.97	0.0644	0.05
ANO	1990			-0.5201	0.1927	18	-2.70	0.0147	0.05
ANO	1991			-0.6647	0.1731	18	-3.84	0.0012	0.05
ANO	1992			-0.4772	0.1674	18	-2.85	0.0106	0.05
ANO	1993			-0.4300	0.1610	18	-2.67	0.0156	0.05
ANO	1994			-0.2240	0.1619	18	-1.38	0.1834	0.05
ANO	1995			-0.3685	0.1709	18	-2.16	0.0448	0.05
ANO	1996			-0.06622	0.1693	18	-0.39	0.7002	0.05
ANO	1997			-0.1464	0.1557	18	-0.94	0.3597	0.05
ANO	1998			0
tb		1		-0.2255	0.06193	8746	-3.64	0.0003	0.05
tb		2		-0.1889	0.04929	8746	-3.83	0.0001	0.05
tb		3		0
QUAD			1	0.3022	0.07786	18	3.88	0.0011	0.05
QUAD			2	-0.1400	0.07923	18	-1.77	0.0941	0.05

Type 3 Tests of Fixed Effects						
Effect	Num DF	Den DF	Chi-Square	F Value	Pr > ChiSq	Pr > F
ANO	9	18	26.19	2.91	0.0019	0.0257
tb	2	8746	15.81	7.91	0.0004	0.0004
QUAD	2	18	35.11	17.55	<.0001	<.0001

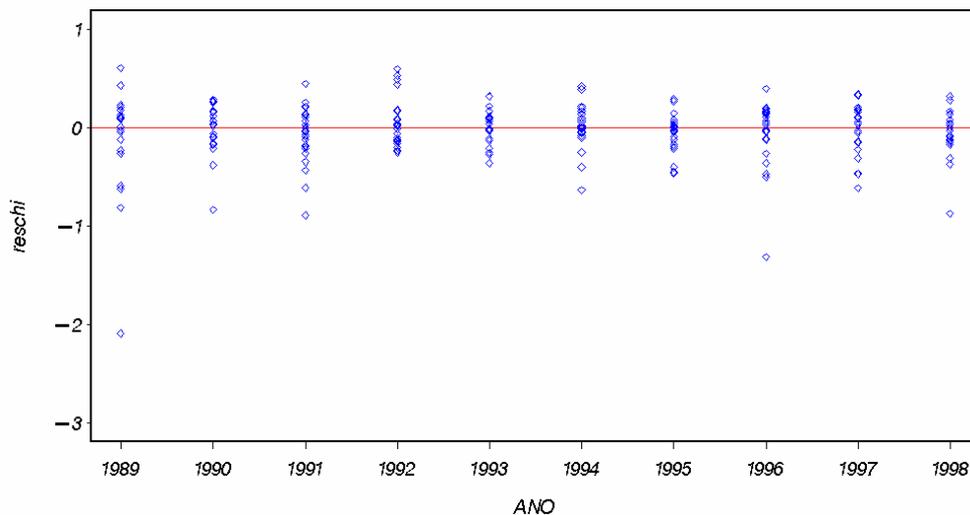


Figura 43 – Resíduos de Pearson por ano. Modelo linear generalizado misto, com distribuição binomial dos dados das proporções de capturas positivas do bonito listrado, das pescarias com isca-viva, no período de 1989 a 1998.

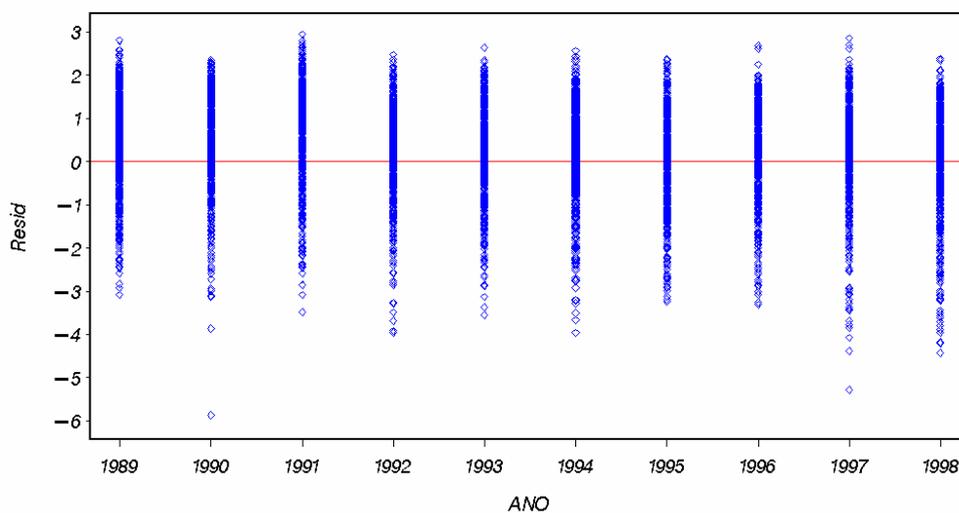


Figura 44 – Gráfico dos resíduos por ano. Modelo linear generalizado misto, com distribuição lognormal dos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado, das pescarias com isca-viva, no período de 1989 a 1998.

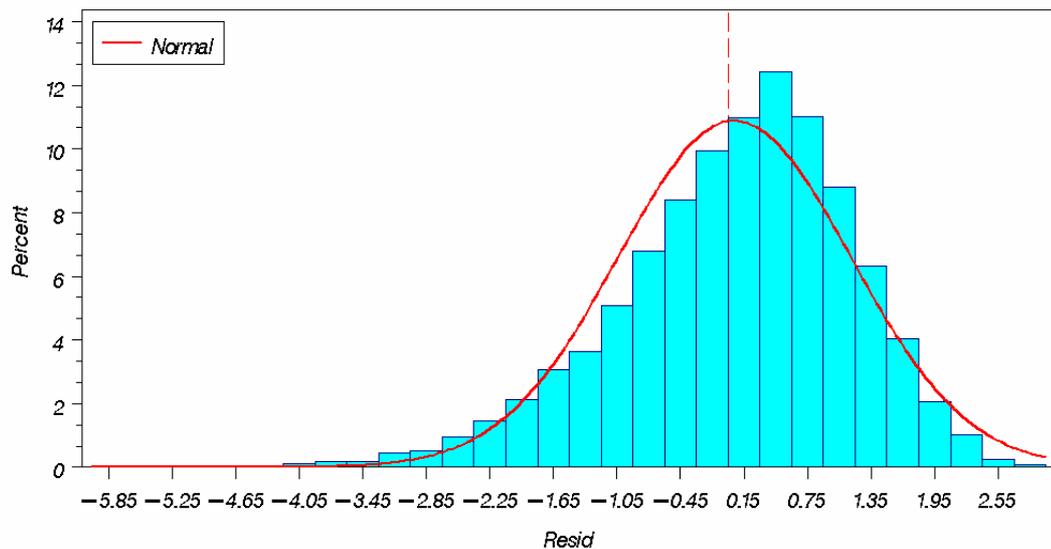


Figura 45 – Distribuição de freqüência e curva de densidade normal ajustada aos valores dos resíduos do ajuste do modelo lognormal aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado, das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1989 a 1998.

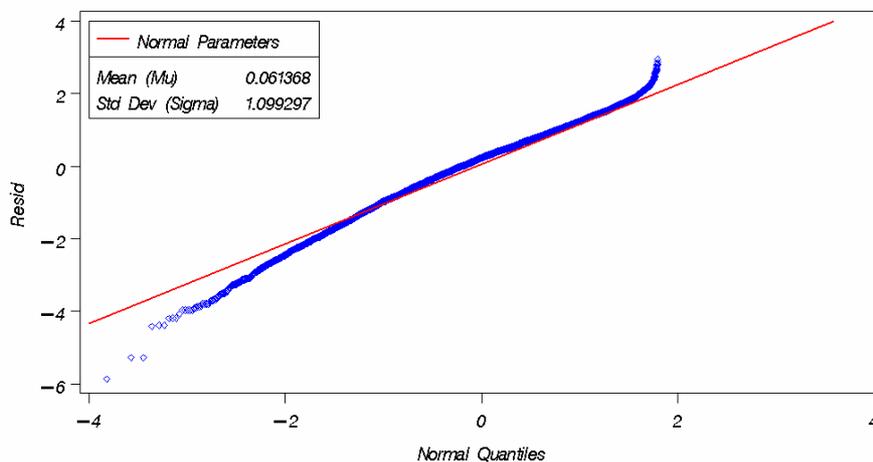


Figura 46 – Gráfico Q-Q (quartis) dos resíduos padronizados ajustados à reta dos valores esperados da distribuição normal assumida para os dados do logaritmo da CPUE das capturas positivas do bonito listrado, das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1989 a 1998.

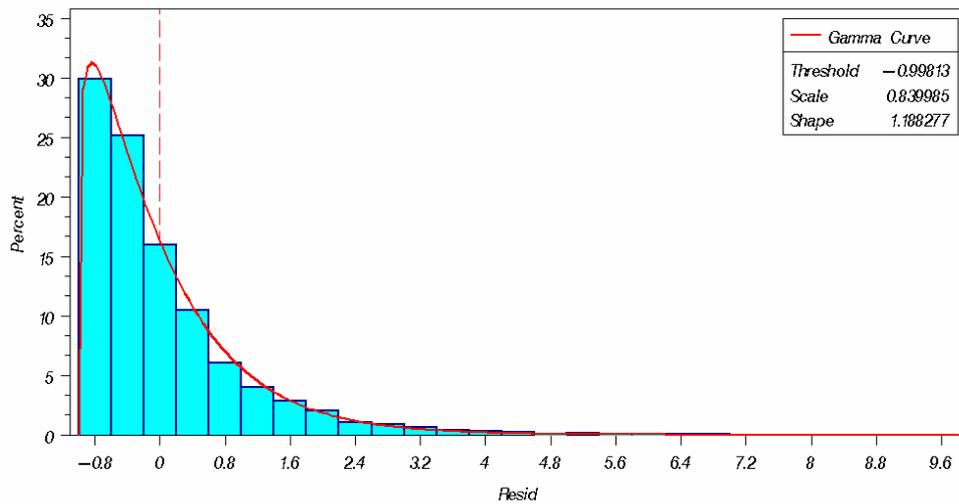


Figura 47 – Distribuição de freqüência e curva de densidade Gamma ajustada aos valores dos resíduos do ajuste do modelo Gamma aos dados de capturas positivas do bonito listrado, das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1989 a 1998.

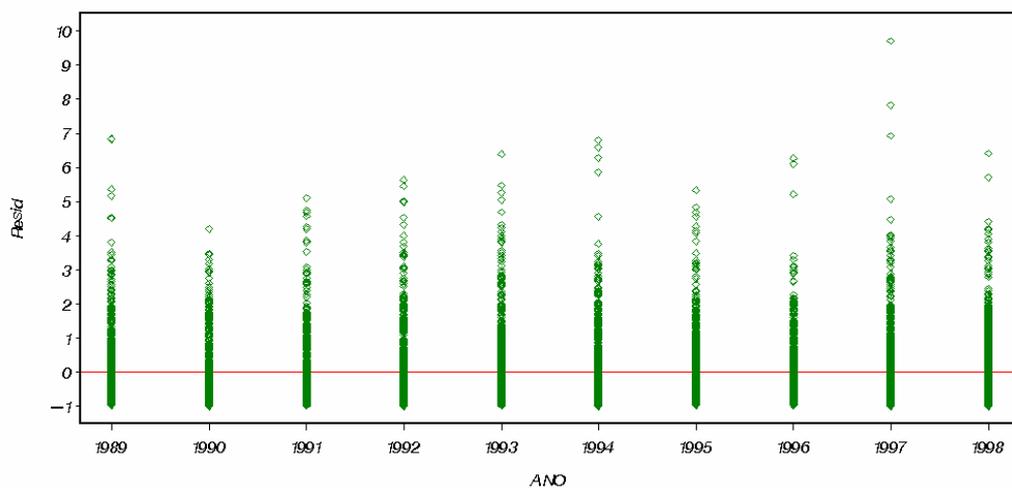


Figura 48 – Gráfico dos resíduos por ano. Modelo linear generalizado misto, com distribuição Gamma, aplicado aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1989 a 1998.

Os índices de abundância padronizados do bonito listrado, estimados pelo modelo delta-lognormal e pelo modelo delta-Gamma, com intervalos de confiança de 95% , encontram-se representados na Tabela 20 e nas Figuras 49 e 50. Para facilitar a comparação visual com a CPUE nominal, as duas séries de dados foram escalonadas em relação com os seus respectivos valores máximos. Os valores estimados da CPUE padronizada mostraram concordância com a CPUE nominal na parte central da série anual, contudo, mostraram-se inferiores no início da série histórica. Enquanto a CPUE nominal não parece exibir uma tendência consistente, os dados das CPUE's padronizadas indicam tendência de crescimento desde 1991. A comparação entre as duas séries de CPUE, em escala real, está apresentada na Figura 51, corroborando esta conclusão.

Tabela 20 – CPUE nominal (t/dia de pesca) e CPUE padronizada pelos modelos delta-Gamma e delta-lognormal, com respectivos desvios padrão e coeficiente de variação e CPUE relativa com seus intervalos de confiança de 95%. Período 1989-1998.

ANOS	CPUE Nominal	CPUE Padronizada	Coeficiente de variação	Desvio Padrão	CPUE relativa	95% inferior	95% superior
MODELO DELTA-GAMMA							
1989	7,711	5,104	15,224	0,777	0,617	0,456	0,835
1990	8,827	4,222	18,023	0,761	0,510	0,357	0,729
1991	7,785	3,724	15,705	0,585	0,450	0,329	0,615
1992	5,831	4,334	14,896	0,646	0,524	0,389	0,704
1993	5,471	4,808	13,759	0,662	0,581	0,442	0,764
1994	6,789	5,990	13,911	0,833	0,724	0,549	0,954
1995	5,676	4,574	15,834	0,724	0,553	0,403	0,757
1996	8,018	7,354	14,366	1,056	0,888	0,668	1,182
1997	7,648	6,674	12,592	0,840	0,806	0,627	1,036
1998	6,867	8,278	12,466	1,032	1,000	0,780	1,282
MODELO DELTA-LOGNORMAL							
1989	7,711	6,213	21,727	1,350	0,585	0,381	0,899
1990	8,827	7,236	22,620	1,637	0,681	0,436	1,065
1991	7,785	4,937	22,220	1,097	0,465	0,300	0,721
1992	5,831	7,152	21,542	1,541	0,673	0,440	1,031
1993	5,471	6,627	21,086	1,397	0,624	0,411	0,947
1994	6,789	7,181	21,319	1,531	0,676	0,443	1,030
1995	5,676	6,154	22,558	1,388	0,579	0,371	0,904
1996	8,018	8,292	21,165	1,755	0,780	0,513	1,186
1997	7,648	8,881	20,491	1,820	0,836	0,557	1,254
1998	6,867	10,626	20,388	2,166	1,000	0,668	1,497

OBS. A CPUE relativa é a CPUE padronizada dividida pelo valor máximo da série anual.

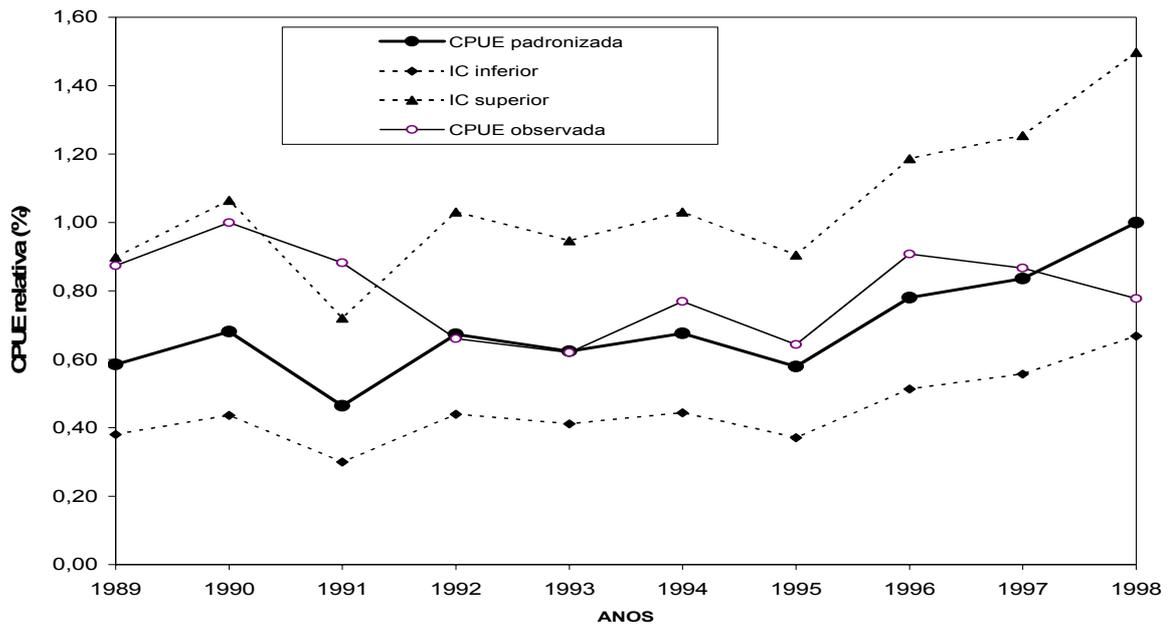


Figura 49 – CPUE padronizada estimada pelo modelo delta-lognormal, com respectivos intervalos de confiança, e CPUE nominal, do bonito listrado, para o período 1989-1998. Valores escalonados em relação ao valor máximo de cada série de CPUE.

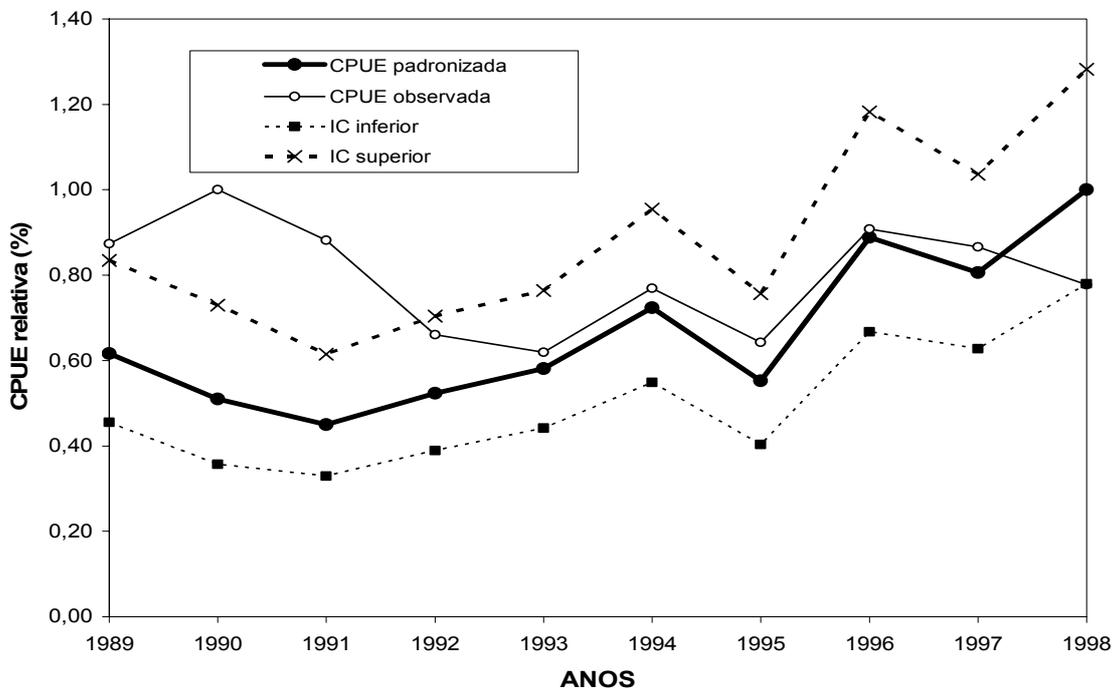


Figura 50 – CPUE padronizada estimada pelo modelo delta-Gamma, com respectivos intervalos de confiança e CPUE nominal, do bonito listrado, para o período 1989-1998. Valores escalonados em relação ao valor máximo de cada série de CPUE.

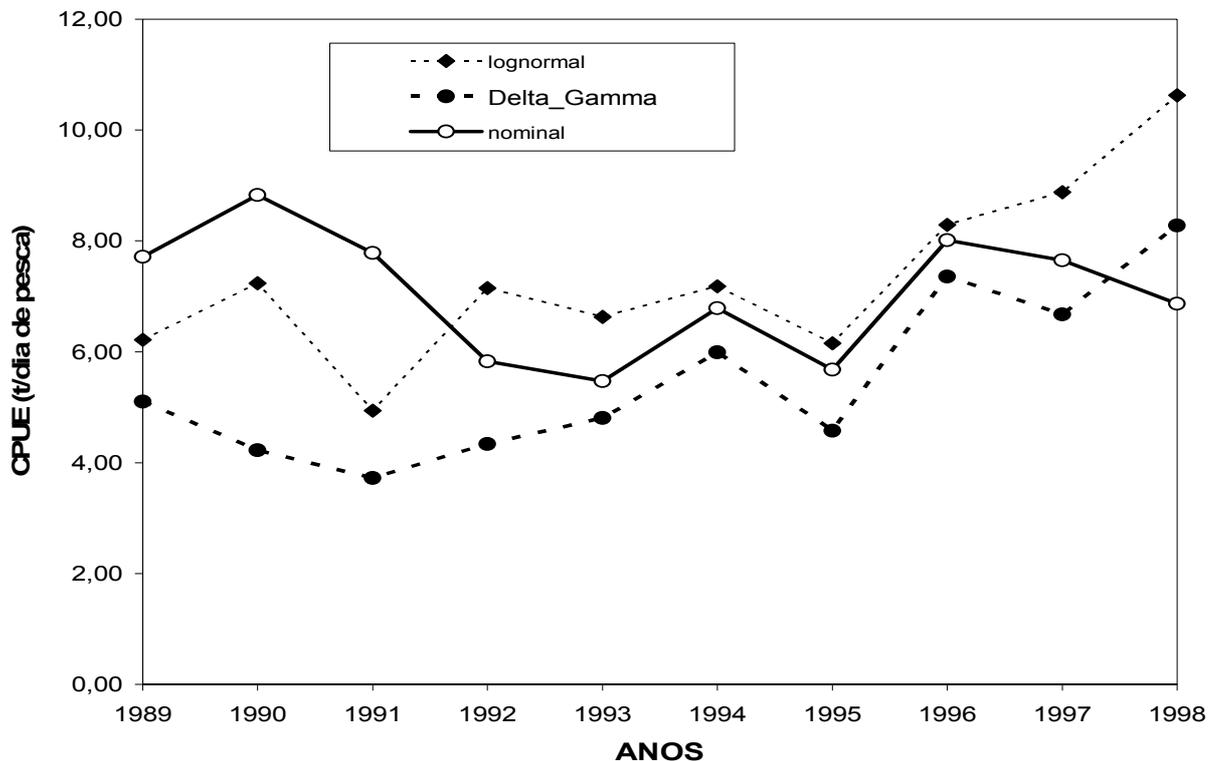


Figura 51 – Comparação entre a CPUE nominal e as duas séries de CPUE do bonito listrado, padronizadas pelos modelos delta-lognormal e delta-Gamma, da pescaria com isca-viva, do sudeste e sul do Brasil, no período 1989-1998.

Apesar das duas séries de CPUE padronizada terem exibido a mesma tendência, os valores de CPUE estimados pelo modelo delta-lognormal foram superiores àqueles estimados pelo modelo delta-Gamma. A amplitude dos intervalos de confiança foi também maior para as CPUE's estimadas pelo modelo delta-lognormal. Os valores médios dos coeficientes de variação foram de 14,7% para o modelo delta-Gamma e 21,5% para o modelo delta-lognormal.

Período 1983-1988.

Durante o período de 1983 a 1988 foram coletados mapas de bordo de um total de 57 embarcações, que realizaram desembarques nos estados do Rio de Janeiro, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. A taxa de cobertura, da ordem de 42%, foi calculada pela relação entre a captura total do bonito listrado informada nos

mapas de bordo e a captura total desembarcada do bonito listrado de todas as viagens de pesca realizadas.

Os dados disponíveis para análise somaram 3.859 observações, com registros de pesca diários de captura e esforço de pesca agregados por embarcação, mês e bloco estatístico de 1^o de lado. Durante o período considerado o número de observações no terceiro trimestre foi sempre inferior aos demais trimestres, em todos os anos (Tabelas 21). A proporção dos dias de pesca com capturas nulas foi de 36,9%, com variação mensal entre 22,2% e 55,9% (Tabela 22).

Tabela 21 – Número de observações (dados agrupados) por ano e trimestre obtidos dos mapas de bordo coletados dos barcos nacionais e arrendados nacionalizados, no período 1983 - 1988.

Anos	trimestres				total
	1	2	3	4	
1983	194	194	122	173	683
1984	250	221	188	191	850
1985	226	262	153	205	846
1986	177	170	110	132	589
1987	118	140	69	134	461
1988	112	143	88	87	430
Total	1077	1130	730	922	3859

Tabela 22 – Dados mensais das pescarias com isca-viva desenvolvidas por atuneiros nacionais e arrendados nacionalizados, nas Regiões Sudeste e Sul do Brasil, no período de 1983 a 1988.

Meses	Tipo de atividade				proporção de dias com captura zero (%)
	dias mar por viagem	captura com isca viva	procura sem pesca	pesca efetiva	
1	381	66	138	464	22,9
2	191	28	165	404	29
3	495	63	255	395	39,2
4	351	54	246	396	38,3
5	549	59	297	387	43,4
6	405	63	275	280	49,5
7	404	53	229	181	55,9
8	254	59	174	202	46,3
9	300	50	170	249	40,6
10	530	73	158	319	33,1
11	533	95	157	382	29,1
12	340	55	122	428	22,2
Total	4733	718	2386	4087	36,9

Devido ao agrupamento dos dados dos mapas de bordo, muitas informações neles contidas não puderam ser consideradas nas análises relativas ao período 1983-1988, como por exemplo, o tipo e quantidade de isca-viva e a temperatura da superfície do mar. Desta forma, os únicos fatores considerados como relevantes e com possibilidades de influenciar tanto a proporção de dias de pesca com captura positiva como as taxas de captura positiva do bonito listrado foram: ano, a estação do ano, área de pesca e as características físicas das embarcações (comprimento total e tonelagem bruta de arqueação). Assim, foram criados os seguintes fatores com os respectivos níveis:

Tonelagem bruta de arqueação (TBA)

- (1) ≤ 80
- (2) $80 < TBA \leq 250$
- (3) $TBA > 250$

Comprimento das embarcações (metros)

- (1) $< 24m$
- (2) $24m < \text{barco} \leq 28m$

(3) barco > 28m

Estação do ano (Trimestres)

(1) Janeiro - março

(2) abril - junho

(3) julho - setembro

(4) outubro - dezembro

Área de pesca (latitude)

(1) <28°S

(2) ≥ 28°S

O número de observações (captura e esforço) utilizadas nas análises de padronização da CPUE do bonito listrado, distribuídas entre os fatores ano e trimestre foi apresentado na Tabela 21, enquanto o número de observações anuais distribuídas entre os fatores área de pesca e classes de TBA e de comprimento das embarcações é apresentado na Tabela 23. Conforme se pode observar os dados mostram distribuição não balanceada, existindo uma diferença marcante no número de observações entre os níveis dos vários fatores.

Nas figuras 52 a 55 são apresentados gráficos do tipo boxplot dos dados de CPUE do bonito listrado em relação com os trimestres, área de pesca e características físicas das embarcações. A análise destes gráficos mostra o efeito destas variáveis sobre os valores estimados de CPUE do bonito listrado, onde se pode observar a tendência da CPUE média dos respectivos níveis dos fatores. Os maiores valores de CPUE foram registrados no primeiro trimestre seguido de queda até o terceiro trimestre e recuperação no quarto trimestre (Figura 52). A CPUE média foi superior na área de pesca ao sul de 28° de latitude sul (Figura 53). Os índices de CPUE foram sempre maiores para os barcos de maior comprimento e TBA (Figuras 54 e 55), o que aparentemente mostra a existência de uma relação linear da CPUE com o tamanho das embarcações. A análise destes gráficos sugere que as variações observadas nos índices de CPUE nominal do bonito listrado são afetadas pelo efeito do período do ano e área de pesca e, que as diferentes categorias de embarcações apresentam poder de pesca diferenciado, indicando a possibilidade da utilização dos fatores acima definidos na análise de padronização da CPUE do bonito listrado.

TABELA 23 Número de observações anuais utilizadas nas análises de padronização da CPUE do bonito listrado, distribuídas entre os fatores: área de pesca e classes de TBA e de comprimento das embarcação, no período 1983 - 1988.

ANOS	AREA DE PESCA		Total
	lat<28°S	lat>28°S	
1983	576	107	683
1984	552	298	850
1985	526	320	846
1986	356	233	589
1987	214	247	461
1988	256	174	430
TOTAL	2480	1379	3859

ANOS	CLASSE DE EMBARCACAO (TBA)			Total
	TBA<=80	80<TBA<=250	TBA>250	
1983	231	177	270	678
1984	221	255	367	843
1985	192	215	439	846
1986	141	89	359	589
1987	36	68	357	461
1988	27	27	376	430
TOTAL	848	831	2168	3847

ANOS	CLASSE DE EMBARCACAO (COMPR.)			Total
	BARCO<=24m	24m<BARCO<=28m	BARCO>28m	
1983	232	181	270	683
1984	263	219	368	850
1985	189	218	439	846
1986	124	105	360	589
1987	50	45	366	461
1988	21	31	378	430
TOTAL	879	799	2181	3859

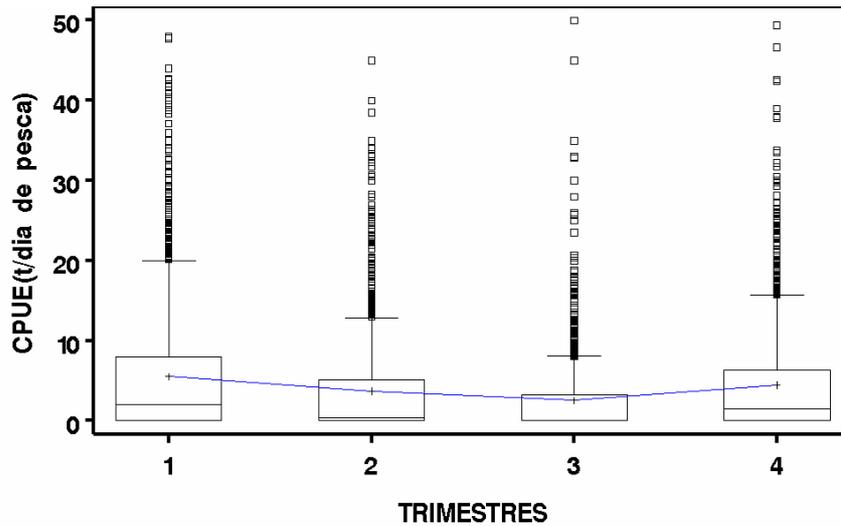


Figura 52 – Boxplot dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva dos barcos nacionais e arrendados nacionalizados, por trimestres, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1988.

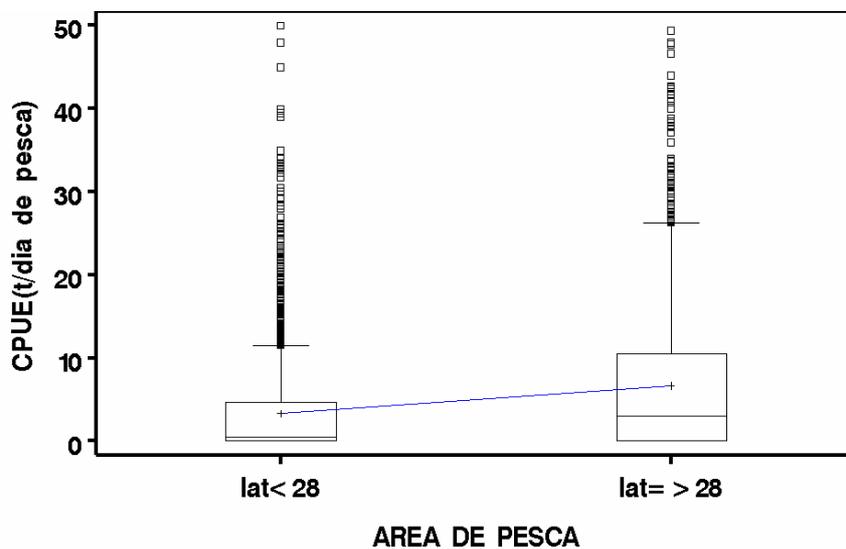


Figura 53 – Boxplot dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva dos barcos nacionais e arrendados nacionalizados, por área de pesca, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1988.

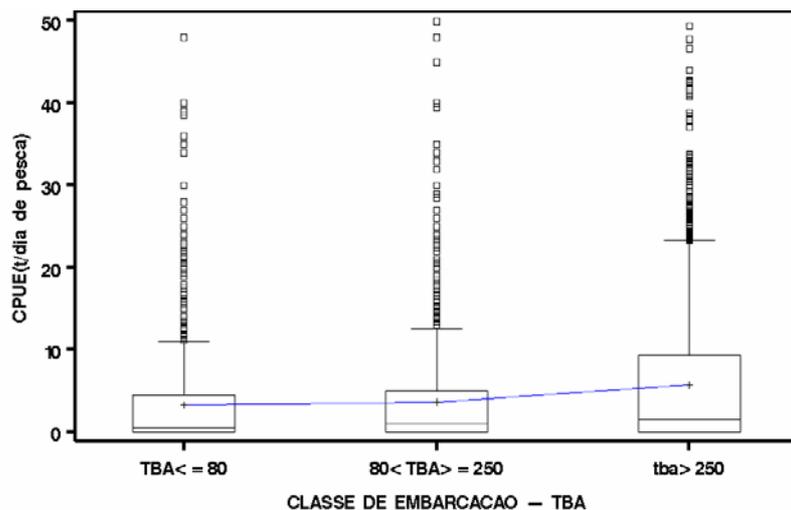


Figura 54 – Boxplot dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva dos barcos nacionais e arrendados nacionalizados, por classe de TBA das embarcações, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1988.

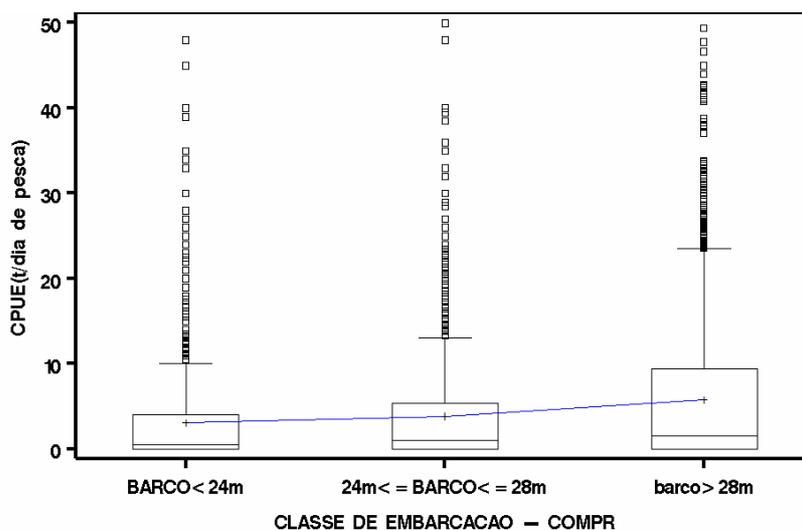


Figura 55 – Boxplot dos dados de CPUE do bonito listrado (t/dia de pesca) das pescarias com isca-viva dos barcos nacionais e arrendados nacionalizados, por classe de comprimento das embarcações, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1988.

A variação anual na CPUE nominal do bonito listrado é mostrada na Figura 56, onde o valor máximo da CPUE foi observado em 1985, seguindo-se de uma tendência de queda gradual até 1988. A proporção do número total de dias de pesca com captura positiva do bonito listrado mostrou tendência semelhante àquela observada para a CPUE das capturas positivas, com o valor mínimo de 45% sendo observado em 1984 e o máximo de 57% em 1986 (Figura 57).

Os resultados da análise de deviance utilizada na definição do modelo binomial para a probabilidade de sucesso (captura positiva de bonito listrado) encontram-se na Tabela 24. Todas as variáveis ou fatores e suas interações de primeira ordem com o fator ano foram estatisticamente significantes. Contudo, a variável área de pesca foi a única que produziu uma redução na deviance superior a 1%. O fator ano mostrou-se estatisticamente significativo e, embora não tenha produzido uma redução superior a 1%, também foi incorporado ao modelo. Com estes dois fatores (ano e área) selecionados e incluídos no modelo como efeitos fixos procedeu-se a avaliação da contribuição das interações de primeira ordem entre os fatores, observando-se que todas as interações, com exceção da interação ano*área, foram estatisticamente significantes, porém não atingiram o critério de inclusão no modelo.

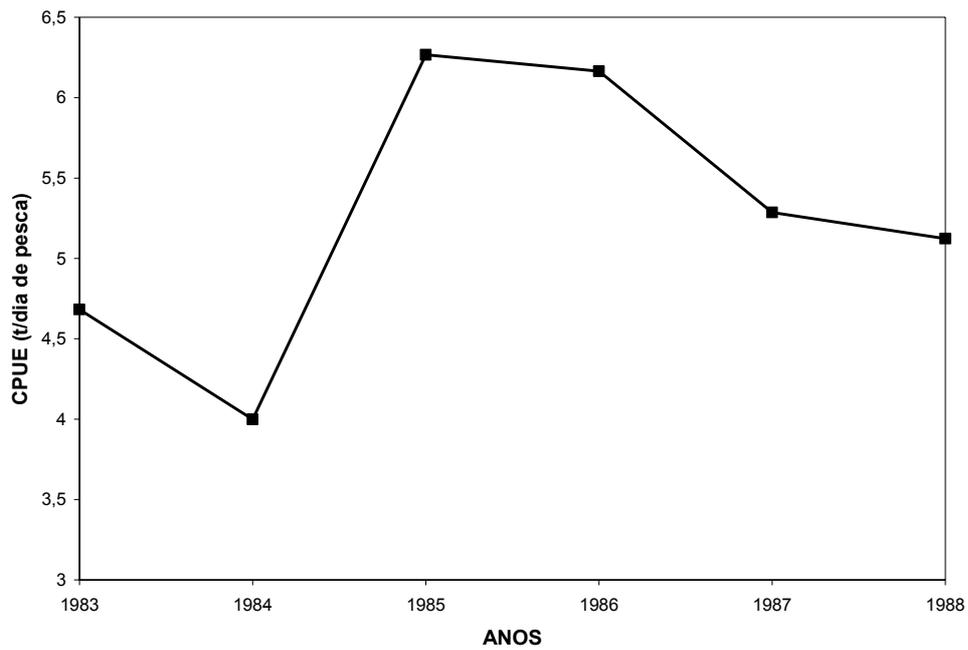


Figura 56 – Variação anual da CPUE nominal do bonito listrado (t/dia de pesca) na pescaria com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1988.

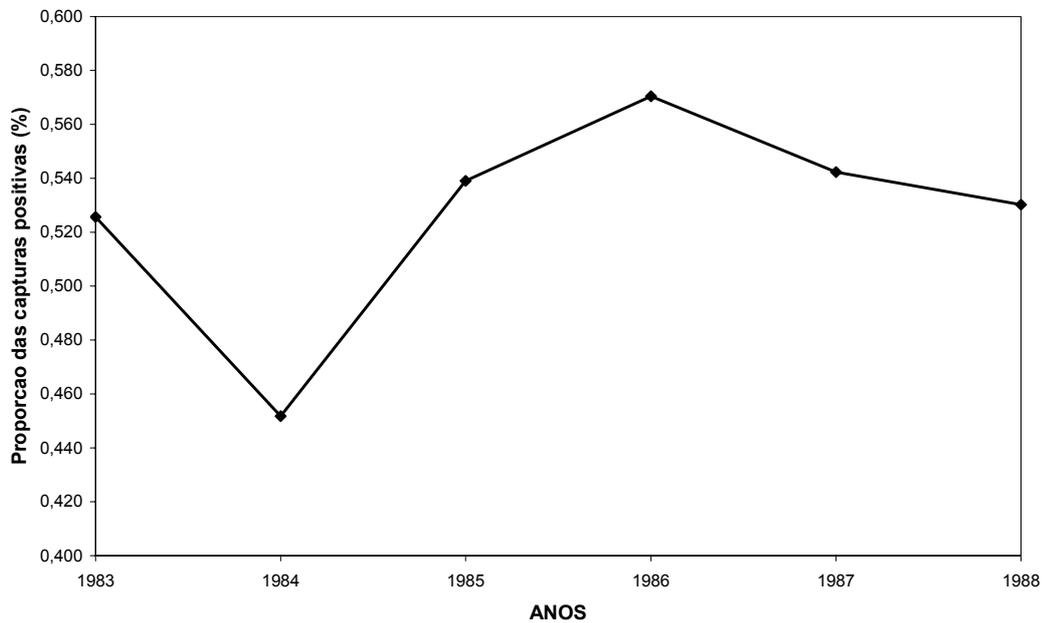


Figura 57 – Variação anual da proporção das captura positivas do bonito listrado na pescaria com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1988.

Tabela 24 – Análise de deviência para seleção das variáveis do modelo linear generalizado (com distribuição binomial) aplicado aos dados de proporção das capturas positivas do bonito listrado, da pescaria com isca-viva de atuneiros nacionais e arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1988.

MODELO	GL	DEVIÂNCIA	DEVIÂNCIA/GL (DEV/GL)	% REDUÇÃO NA DEV/GL	LOG (L)	χ^2	P > χ^2
NULO	3858	5342,5	1,3848		-2671,2		
FATORES							
ÁREA	3857	5263,5	1,36	1,45	-2631,8	78,95	0
TRIM	3855	5272,8	1,36	1,23	-2636,4	69,64	0
TB	3844	5287,5	1,37	0,67	-2643,8	37,79	0
LT	3856	5307,2	1,37	0,61	-2653,6	35,29	0
ANO	3853	5318,2	1,38	0,32	-2659,1	24,25	0,00019
ÁREA +							
TRIM	3854	5224,2	1,35	0,67	-2612,1	39,29	0
ANO	3852	5238,5	1,35	0,35	-2619,3	25,01	0,00014
TB	3843	5231,2	1,36	0,25	-2615,6	16,4	0,00028
LT	3855	5250,4	1,36	0,2	-2625,2	13,17	0,00138
ANO +							
TRIM	3849	5200,1	1,35	0,66	-2600	38,44	0
TB	3838	5206,6	1,35	0,25	-2603,3	16,99	0,0002
LT	3850	5226,4	1,35	0,18	-2613,2	12,11	0,00235
INTERAÇÃO							
ANO*TRIM	3834	5170	1,34	0,85	-2585	68,55	0
ANO*TB	3828	5187,7	1,35	0,35	-2593,9	35,92	0,00033
ANO*LT	3840	5206,3	1,35	0,3	-2603,1	32,23	0,00127
ANO*ÁREA	3847	5231,3	1,35	0,01	-2615,7	7,22	0,20502

LOG (L) – Logaritmo da Verossimilhança

$\chi^2 = \text{Qui-quadrado}$

LT – Comprimento da embarcação (m)

GL – Graus de liberdade

TB – TBA

TRIM - Trimestres

A análise de deviência do modelo lognormal para as capturas positivas do bonito listrado é apresentada na Tabela 25. As variáveis área, trimestre e ano foram os fatores mais importantes, explicando a maior proporção da variabilidade observada na CPUE positiva. Os fatores relacionados com as características das embarcações (comprimento e TBA), mostraram-se estatisticamente significantes pelo teste do χ^2 , porém não contribuíram para uma redução importante na deviência total e não foram incluídas do modelo. As interações de primeira ordem dos fatores trimestre e comprimento das embarcações com o fator ano foram

estatisticamente significantes e atingiram o critério de redução de 1% na deviência. As interações ano*TBA e ano*área não foram estatisticamente significantes.

Os resultados da análise de deviência para o modelo com distribuição Gamma são apresentados na Tabela 26. Todas as variáveis foram estatisticamente significantes. Contudo, diferentemente dos resultados apresentados na tabela 25 para o modelo lognormal, o fator ano reduziu a deviência em menos de 1%. Mesmo assim, o fator ano foi incorporado ao modelo, pela necessidade de sua inclusão para permitir o cálculo da CPUE anual padronizada. Os resultados da análise das interações de primeira ordem com o fator ano foram semelhantes àqueles que foram obtidos para o modelo com distribuição lognormal dos dados de CPUE das capturas positivas (Tabela 26).

A definição dos modelos finais foi baseada em três critérios de seleção e no teste da razão da verossimilhança cujos resultados são apresentados na Tabela 27. Neste teste as diferenças maiores do que 3,84 ($\alpha=0,05$, $GL=1$), entre os valores negativos do dobro do logaritmo da verossimilhança ($-2*\log$ likelihood) do modelo completo (incluindo variável aleatória) e do modelo reduzido (sem variável aleatória) foram consideradas significantes. O modelo final com distribuição de erro lognormal incluiu como efeitos fixos os fatores ano, área e trimestre e as interações ano*trimestre e ano*comprimento, como efeitos aleatórios. Os resultados da análise são apresentados na Tabela 28. Para o modelo com distribuição Gamma os fatores incluídos como efeitos fixos foram os mesmos do modelo lognormal, assim como os fatores incluídos como efeitos aleatórios, ou seja, as interações ano*trimestre e ano*comprimento. Os resultados desta análise encontram-se na Tabela 29. O modelo final para a distribuição binomial, no qual foram incluídos apenas os fatores ano e área como efeitos fixos, também é apresentado na Tabela 27. Os resultados da aplicação deste modelo encontram-se na Tabela 30.

Tabela 25 – Análise de deviança para seleção das variáveis do modelo linear generalizado (com distribuição lognormal) aplicado aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado, da pescaria com isca-viva de atuneiros nacionais e arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1988.

MODELO	GL	DEVIÂNCIA	DEVIÂNCIA/GL (DEV/GL)	% REDUÇÃO NA DEV/GL	LOG (L)	χ^2	P > χ^2
NULO	2012	2533,4	1,2591		-3087,8		
ÁREA	2011	2416,8	1,2018	4,55	-3040,3	94,81	0
TRIM	2009	2443,8	1,2164	3,39	-3051,5	72,51	0
TB	2007	2478,4	1,2349	1,93	-3062,6	34,21	0
LT	2010	2484,1	1,2359	1,85	-3068	39,57	0
ANO	2007	2486,2	1,2388	1,62	-3068,8	37,87	0
ÁREA +							
TRIM	2008	2376	1,1833	1,54	-3023,2	34,32	0
ANO	2006	2373,9	1,1834	1,53	-3022,3	36,13	0
TB	2006	2396,2	1,1945	0,61	-3028,7	8,36	0,01531
LT	2009	2402,2	1,1957	0,51	-3034,2	12,26	0,00218
TRIM +							
ANO	2003	2331,7	1,1641	1,62	-3004,3	37,87	0
LT	2006	2347,3	1,1702	1,11	-3011	24,43	0
TB	2003	2344,4	1,1704	1,08	-3006,7	16,97	0,00021
ANO +							
LT	2001	2306,7	1,1528	0,97	-2993,4	21,69	0,00002
TB	1998	2304,8	1,1536	0,9	-2989,6	14,4	0,00075
TOS FIXOS : ANO + ÁREA + TRIM							
INTERAÇÃO							
ANO*LT	1991	2248	1,1291	3,01	-2967,5	73,54	0
ANO*TB	1988	2251,3	1,1324	2,72	-2966	61,66	0
ANO*TRIM	1988	2252,8	1,1332	2,66	-2969,6	69,31	0
ANO*ÁREA	1998	2313,4	1,1579	0,54	-2996,3	15,86	0,00727
ANO*LT +							
ANO*TRIM	1976	2185,3	1,1059	2,05	-2939	56,97	0
ANO*TB	1979	2231,8	1,1277	0,12	-2957,3	6,75	0,66315
ANO*ÁREA	1986	2241	1,1284	0,06	-2964,3	6,29	0,27924
ANO*TRIM +							
ANO*TB	1964	2170,5	1,1052	0,07	-2929,3	5,89	0,75132
ANO*ÁREA	1971	2182,6	1,1073	-0,13	-2937,7	2,55	0,76889

LOG (L) – Logaritmo da Verossimilhança

$\chi^2 = \text{Qui-quadrado}$

LT – Comprimento da embarcação (m)

GL – Graus de liberdade

TB – TBA

TRIM - Trimestres

Tabela 26 – Análise de deviança para seleção das variáveis do modelo linear generalizado (com distribuição Gamma) aplicado aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado, da pescaria com isca-viva de atuneiros nacionais e arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983 - 1988.

MODELO	GL	DEVIÂNCIA	DEVIÂNCIA/GL (DEV/GL)	% REDUÇÃO NA DEV/GL	LOG (L)	χ^2	P > χ^2
NULO	2012	1974,8	0,9815		-6639,1		
AREA	2011	1897,6	0,9436	3,86	-6593,6	90,97	0
TRIM	2009	1901,7	0,9466	3,56	-6596,1	86,08	0
TB	2007	1944,9	0,9691	1,27	-6618,2	25,49	0
LT	2010	1950,2	0,9703	1,15	-6624,8	28,59	0
ANO	2007	1951,3	0,9722	0,94	-6625,4	27,33	0,00005
ÁREA +							
TRIM	2008	1865,4	0,929	1,55	-6574,2	38,9	0
ANO	2006	1878,5	0,9365	0,76	-6582,1	22,96	0,00034
TB	2006	1888	0,9412	0,26	-6584,4	2,81	0,24545
LT	2009	1894,4	0,943	0,07	-6591,7	3,81	0,14888
TRIM +							
ANO	2003	1845,9	0,9215	0,8	-6562,2	23,97	0,00022
TB	2003	1852,5	0,9248	0,45	-6562,9	6,56	0,03758
LT	2006	1856,4	0,9254	0,39	-6568,6	11,06	0,00397
ANO +							
LT	2001	1835,5	0,9173	0,46	-6555,8	12,73	0,00172
TB	1998	1832,9	0,9173	0,46	-6550,8	7,07	0,02914
MODELO COM EFEITOS FIXOS: ANO + ÁREA + TRIM							
ANO*LT	1991	1758,3	0,8831	4,17	-6507,1	110,2	0
ANO*TB	1988	1756	0,8833	4,15	-6502,3	104	0
ANO*TRIM	1988	1777,9	0,8943	2,95	-6519,7	85,05	0
ANO*AREA	1998	1819	0,9104	1,21	-6545,5	33,3	0
ANO*LT +							
ANO*TRIM	1976	1711,2	0,866	1,94	-6476,4	61,32	0
ANO*TB	1979	1738	0,8782	0,55	-6490,7	17,67	0,03918
ANO*AREA	1986	1751	0,8817	0,16	-6502,4	9,38	0,09474
ANO*TRIM +							
ANO*TB	1964	1694,3	0,8627	0,38	-6462	13,66	0,13486
ANO*AREA	1971	1708,4	0,8668	-0,09	-6474,6	3,59	0,60978

LOG (L) – Logaritmo da Verossimilhança
 χ^2 = Qui-quadrado
 LT – Comprimento da embarcação (m)

GL – Graus de liberdade
 TB – TBA
 TRIM - Trimestres

Tabela 27 – Análise para definição dos modelos delta-lognormal e delta-Gamma ajustados às taxas de captura do bonito listrado, da pescaria com isca-viva do sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1988.

MODELO	N	Critério de Informação Akaike	Critério Bayesiano Schwartz	-2*log(L)	-2*log(L) (diferença)	Teste razão de verossimilhança
MODELO BINOMIAL (proporção de capturas positivas)						
ANO + AREA (efeitos fixos)	190	453.5	456.7	451.5		
MODELO LOGNORMAL (taxas de captura positivas)						
ANO + AREA + TRIM (efeitos fixos)	2013	6048.5	6054.1	6046.5		
ANO + AREA + TRIM (efeitos fixos) + ANO*TRIM (efeito aleatório).	2013	6022.2	6024.6	6018.2	28.3	< 0,0000
ANO + AREA + TRIM (efeitos fixos) + ANO*TRIM + ANO*LT (efeito aleatório)	2013	5989.8	5993.3	5983.8	34.4	< 0,0000
MODELO GAMMA (taxas de captura positivas)						
ANO + AREA + TRIM (efeitos fixos)	2013	5482.2	5487.8	5480.2		
ANO + AREA + TRIM (efeitos fixos) + ANO*TRIM (efeito aleatório).	2013	5358.3	5360.6	5354.3A	125.9	< 0,0000
ANO + AREA + TRIM (efeitos fixos) + ANO*TRIM + ANO*LT (efeito aleatório)	2013	5244.6	5248.1	5238.6	115.7	< 0,0000

Tabela 28 – Resultado da aplicação do modelo linear generalizado misto aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado (distribuição lognormal) das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1988.

Class Level Information							
Class	Levels	Values					
ano	6	1983	1984	1985	1986	1987	1988
area	2	1	2				
TRIM	4	1	2	3	4		
lt	3	1	2	3			

Fit Statistics	
-2 Res Log Likelihood	5983.8
AIC (smaller is better)	5989.8
AICC (smaller is better)	5989.8
BIC (smaller is better)	5993.3

Solution for Fixed Effects								
Effect	ano	area	TRIM	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t
Intercept				1.8688	0.2396	12	7.80	<.0001
ano	1983			0.09869	0.2870	12	0.34	0.7369
ano	1984			-0.2029	0.2868	12	-0.71	0.4928
ano	1985			0.2240	0.2861	12	0.78	0.4487
ano	1986			0.3165	0.2902	12	1.09	0.2969
ano	1987			0.3049	0.2993	12	1.02	0.3284
ano	1988			0
area		1		-0.3630	0.05689	1976	-6.38	<.0001
area		2		0
TRIM			1	0.1951	0.1417	15	1.38	0.1887
TRIM			2	0.07266	0.1426	15	0.51	0.6178
TRIM			3	-0.3745	0.1492	15	-2.51	0.0240
TRIM			4	0

Type 3 Tests of Fixed Effects				
Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
ano	5	12	1.12	0.3992
area	1	1976	40.72	<.0001
TRIM	3	15	5.20	0.0116

Tabela 29 – Resultado da aplicação do modelo linear generalizado misto aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado (distribuição Gamma) das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1988

Class Level Information							
Class	Levels	Values					
ano	6	1983	1984	1985	1986	1987	1988
area	2	1	2				
TRIM	4	1	2	3	4		
lt	3	1	2	3			

Fit Statistics	
-2 Res Log Likelihood	5238.6
AIC (smaller is better)	5244.6
AICC (smaller is better)	5244.6
BIC (smaller is better)	5248.1

Solution for Fixed Effects								
Effect	ano	area	TRIM	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t
Intercept				2.1133	0.2313	12	9.13	<.0001
ano	1983			0.2284	0.2821	12	0.81	0.4339
ano	1984			0.04544	0.2820	12	0.16	0.8747
ano	1985			0.3644	0.2815	12	1.29	0.2198
ano	1986			0.4757	0.2845	12	1.67	0.1204
ano	1987			0.4879	0.2917	12	1.67	0.1202
ano	1988			0
area		1		-0.2944	0.04736	1976	-6.22	<.0001
area		2		0
TRIM			1	0.2112	0.1341	15	1.57	0.1362
TRIM			2	0.04927	0.1348	15	0.37	0.7197
TRIM			3	-0.3394	0.1396	15	-2.43	0.0281
TRIM			4	0

Type 3 Tests of Fixed Effects						
Effect	Num DF	Den DF	Chi-Square	F Value	Pr > ChiSq	Pr > F
ano	5	12	5.80	1.16	0.3260	0.3828
area	1	1976	38.64	38.64	<.0001	<.0001
TRIM	3	15	16.01	5.34	0.0011	0.0106

Tabela 30 – Resultado da aplicação do modelo linear generalizado misto aos dados de proporção das capturas positivas do bonito listrado (distribuição binomial), das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1988.

Class Level Information							
Class	Levels	Values					
ano	6	1983	1984	1985	1986	1987	1988
area	2	1	2				
TRIM	4	1	2	3	4		
lt	3	1	2	3			
tb	3	1	2	3			

Fit Statistics

-2 Res Log Likelihood	451.5
AIC (smaller is better)	453.5
AICC (smaller is better)	453.5
BIC (smaller is better)	456.7

Solution for Fixed Effects

Effect	ano	area	Estimate	Standard Error	DF	t value	Pr > t	Alpha
Intercept			0.4941	0.1289	183	3.83	0.0002	0.05
ano	1983		0.1377	0.1519	183	0.91	0.3659	0.05
ano	1984		-0.2790	0.1451	183	-1.92	0.0561	0.05
ano	1985		0.05259	0.1450	183	0.36	0.7172	0.05
ano	1986		0.1720	0.1557	183	1.10	0.2708	0.05
ano	1987		-0.03283	0.1646	183	-0.20	0.8421	0.05
ano	1988		0
area		1	-0.6204	0.08514	183	-7.29	<.0001	0.05
area		2	0

Type 3 Tests of Fixed Effects

Effect	Num DF	Den DF	Chi-Square	F Value	Pr > ChiSq	Pr > F
ano	5	183	16.34	3.27	0.0059	0.0075
area	1	183	53.09	53.09	<.0001	<.0001

Gráficos dos resíduos foram utilizados para avaliar o ajuste dos modelos aos dados e as suposições da distribuição probabilística assumida para cada modelo. Para o modelo binomial a Figura 58 apresenta os resíduos χ^2 (Pearson residuals) contra a variável ano, observando-se, de modo geral, que os resíduos estão distribuídos em torno de zero e não mostram tendência de variação anual, indicando um ajuste aceitável do modelo. Para o modelo lognormal são apresentados os seguintes gráficos: resíduos padronizados contra variável ano (Figura 59) que se encontram distribuídos uniformemente em torno de zero e sem tendência anual; distribuição das freqüências dos resíduos com a curva normal ajustada (Figura 60) e o gráfico dos quartis dos resíduos padronizados ajustados à reta da distribuição normal esperada (Figura 61), onde se observa na parte central uma maior aderência dos pontos à reta da distribuição teórica e um ligeiro desvio na parte inferior e superior da reta, indicando a presença de pontos extremos. De modo geral estes resultados sugerem um ajuste satisfatório, não havendo indícios de inadequação do modelo lognormal aos dados de CPUE do bonito listrado. A análise dos gráficos dos resíduos para o modelo com distribuição Gamma também se mostrou de acordo com a distribuição de erro assumida (Figura 62), que mostra a distribuição de freqüência dos resíduos com a curva de densidade Gamma ajustada e o gráfico de dispersão dos resíduos, que não mostram tendência em função dos anos (Figura 63).

Os índices de abundância padronizados do bonito listrado estimados pelo modelo delta lognormal e pelo modelo delta-Gamma, com intervalos de confiança de 95% , encontram-se na Tabela 31 e estão representados nas Figuras 64 e 65, nas quais são apresentados também a CPUE nominal. Para facilitar a comparação visual com a CPUE nominal, as duas séries de dados tiveram as escalas padronizadas em relação com os seus respectivos valores máximos para melhor permitir a comparação. As duas series de CPUE padronizada seguiram a mesma tendência geral da CPUE nominal, mostrando concordância entre a CPUE observada e a CPUE padronizada, o que em parte pode ser atribuído à elevada proporção de dias de pesca com captura positiva.

HELSEY; PUNT; METHOT (2004) utilizaram a distribuição delta na aplicação do modelo linear generalizado misto aos dados de levantamentos de arrasto de fundo nos quais das quatro espécies analisadas as taxas de captura nulas representaram até 10% do total. Com base na análise de gráficos de dispersão dos valores da variância e da média, que aparentemente mostravam que a variância das taxas de captura era proporcional ao quadrado da média, optaram pelo modelo de erro com distribuição Gamma.

ORTIZ; AROCHA (2004) utilizaram o modelo linear generalizado na padronização de CPUE's dos agulhões branco, vela e negro capturados como "by-catch" nas pescarias de atuneiros espinheleiros venezuelanos, testando modelos com diferentes estrutura de erro. Como resultado destas análises, os modelos Delta, principalmente aquele com distribuição binomial para a proporção de capturas positivas e distribuição lognormal para a CPUE das capturas positivas, mostraram distribuição de erro mais adequada para o ajuste do modelo aos dados e concluíram que o modelo Delta-lognormal era o mais adequado para a padronização das CPUE's das três espécies.

Os dois modelos delta-lognormal e delta-gamma mostraram um bom ajuste aos dados de CPUE observada. A variabilidade não explicada por ambos os modelos foi relativamente baixa. O coeficiente de variação da CPUE padronizada pelo modelo delta-gamma ficou em torno de 20%, enquanto para o modelo delta-lognormal ficou em torno de 26%.

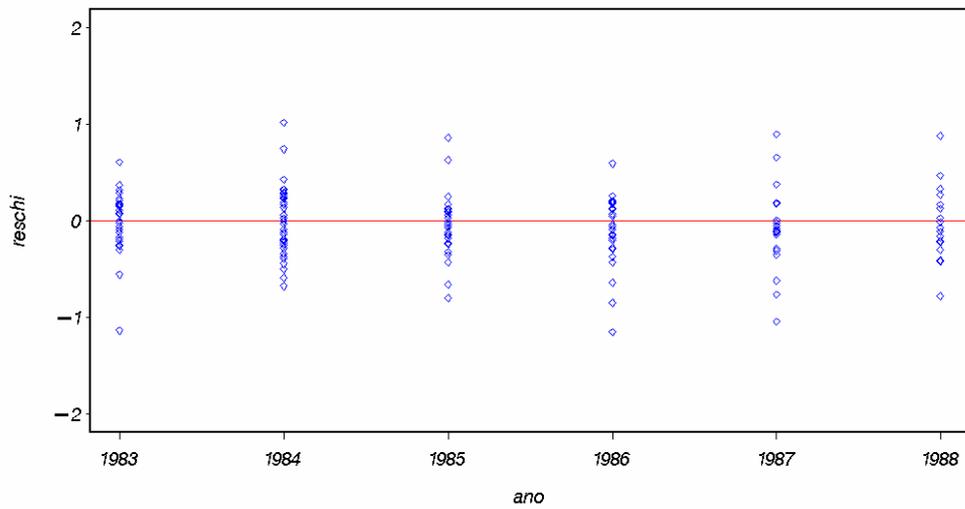


Figura 58 – Diagrama de dispersão dos resíduos de Pearson por ano. Modelo linear generalizado misto, com distribuição binomial dos dados das proporções de capturas positivas do bonito listrado, das pescarias com vara e isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1988.

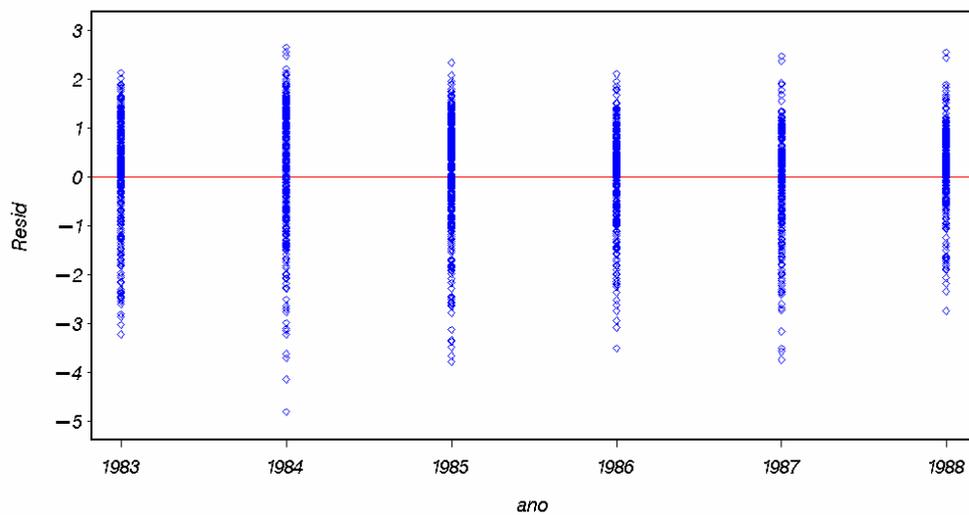


Figura 59 – Diagrama de dispersão dos resíduos por ano. Modelo linear generalizado misto, com distribuição lognormal dos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado, das pescarias com vara e isca-viva, no período de 1983 a 1988.

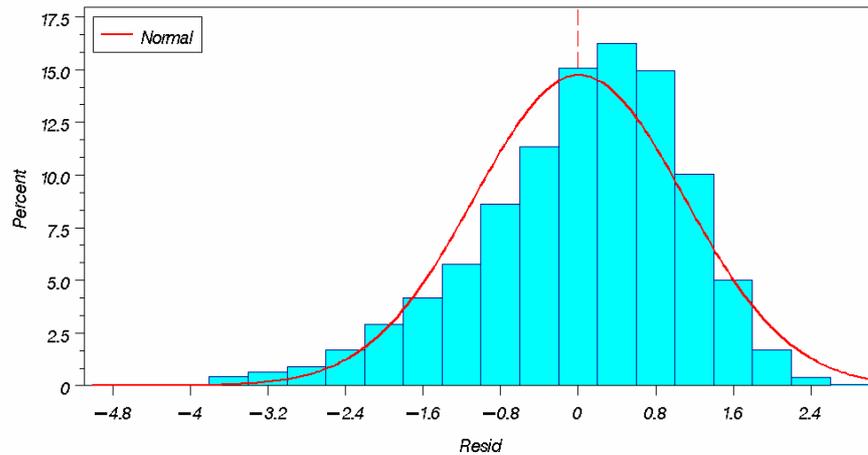


Figura 60 – Distribuição de frequência e curva de densidade normal ajustada aos valores dos resíduos do ajuste do modelo lognormal aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado, das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1988.

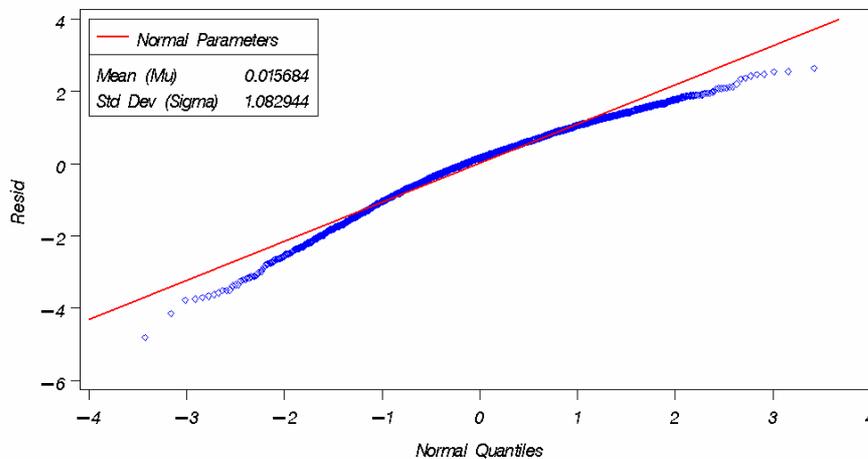


Figura 61 – Gráfico Q-Q (quartis) dos resíduos padronizados ajustados à reta dos valores esperados da distribuição normal, assumida para os dados do logaritmo da CPUE das capturas positivas do bonito listrado, das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1988.

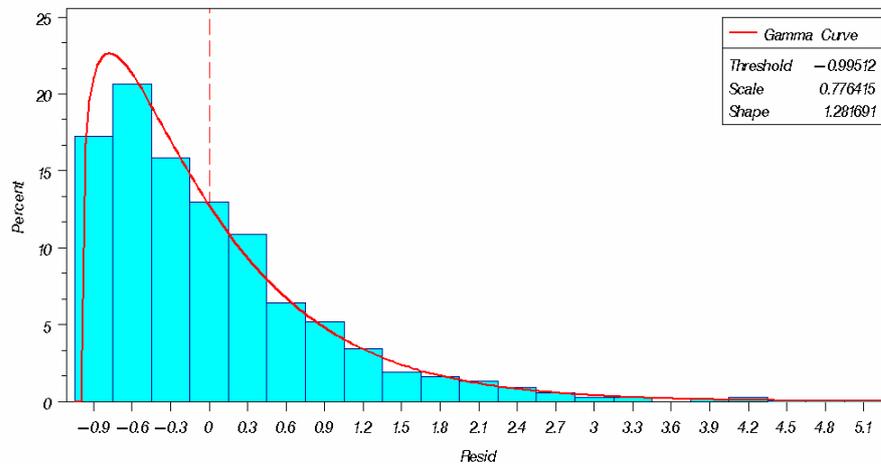


Figura 62 – Distribuição de freqüência e curva de densidade Gamma ajustada aos valores dos resíduos do ajuste do modelo Gamma aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado, das pescarias com isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1988.

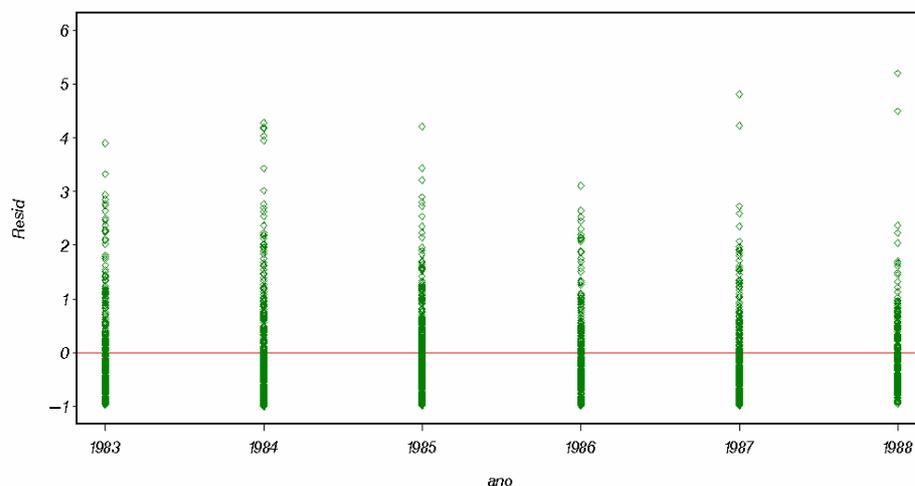


Figura 63 – Dispersão dos resíduos por ano. Modelo linear generalizado misto, com distribuição Gamma, ajustado aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado, das pescarias com vara e isca-viva, no sudeste e sul do Brasil, no período de 1983 a 1988.

Tabela 31 – CPUE nominal (t/dia de pesca) e CPUE padronizada pelos modelos delta-Gamma e delta-lognormal, com respectivos desvio padrão e coeficiente de variação e CPUE relativa com seus intervalos de confiança de 95%. Período 1983-1988.

ANOS	CPUE Nominal	CPUE Padronizada	Coefficiente de variação	Desvio Padrão	CPUE relativa	95% inferior	95% superior
MODELO DELTA-GAMMA							
1983	4.683	5.102	0.190	0.971	0.770	0.528	1.123
1984	3.999	3.490	0.191	0.666	0.527	0.361	0.769
1985	6.267	5.635	0.188	1.060	0.850	0.586	1.235
1986	6.164	6.627	0.194	1.283	1.000	0.681	1.468
1987	5.285	6.134	0.206	1.265	0.926	0.615	1.392
1988	5.124	3.823	0.222	0.848	0.577	0.372	0.894
MODELO DELTA-LOGNORMAL							
1983	4.683	5.747	0.251	1.443	0.794	0.484	1.301
1984	3.999	3.492	0.253	0.882	0.482	0.293	0.793
1985	6.267	6.281	0.249	1.566	0.867	0.531	1.417
1986	6.164	7.241	0.254	1.837	1.000	0.607	1.648
1987	5.285	6.529	0.264	1.726	0.902	0.536	1.516
1988	5.124	4.870	0.275	1.341	0.673	0.392	1.155

OBS. A CPUE relativa é a CPUE padronizada dividida pelo valor máximo da série anual.

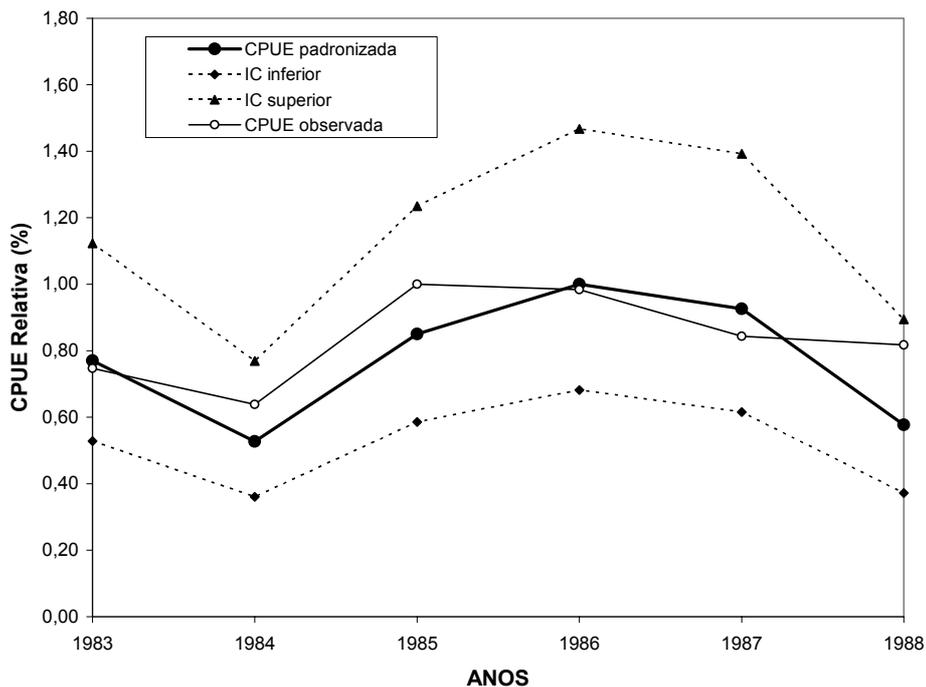


Figura 64 – CPUE padronizada estimada pelo modelo delta-lognormal, com respectivos intervalos de confiança, e CPUE nominal do bonito listrado, para o período 1983-1988. Valores escalonados em relação ao valor máximo de cada série de CPUE.

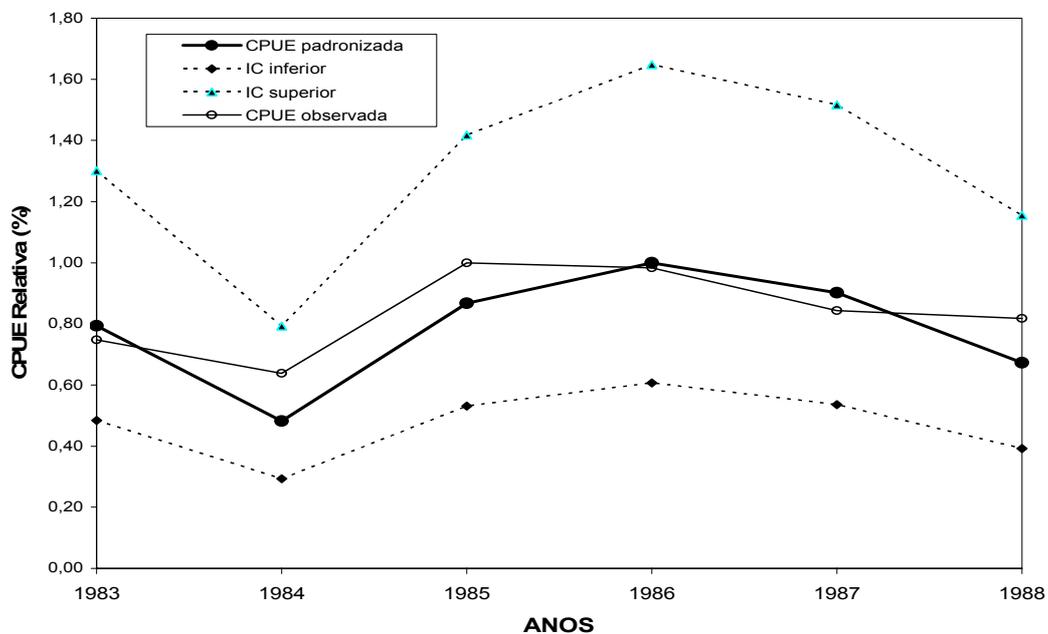


Figura 65 – CPUE padronizada estimada pelo modelo delta-Gamma, com respectivos intervalos de confiança e CPUE nominal do bonito listrado, para o período 1983-1988. Valores escalonados em relação ao valor máximo de cada série de CPUE.

Análise adicional – Barcos arrendados nacionalizados (1983-1998)

Esta análise foi realizada exclusivamente para avaliar o efeito dos fatores tipo de isca, quantidade de isca viva utilizada e número de pescadores, que estiveram disponíveis apenas para estas embarcações. Os resultados da análise de deviência do modelo binomial para a proporção das capturas positivas encontram-se na Tabela 32, onde se pode observar que os fatores área e tipo de isca (ESP_ISCA) foram responsáveis pela maior redução na deviência. Todas as interações de primeira ordem entre fatores foram estatisticamente significantes, porém apenas a interação do fator quadrimestre com ano produziu uma redução maior do que 1% na deviência por grau de liberdade.

Os resultados da análise de deviência do modelo com distribuição de erro lognormal dos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado são apresentados na Tabela 33. Todos os fatores analisados foram estatisticamente significantes, com exceção do número de pescadores. Porém, os fatores que produziram redução superior a 1% na deviência por grau de liberdade foram o quadrimestre, ano e a quantidade de isca-viva por dia de pesca (ISCA-DIA). Todas as interações de primeira ordem foram estatisticamente significantes, sendo que apenas as interações ano*área, ano*quadrimestre e ano*isca produziram redução acima de 1% na deviência por grau de liberdade.

Os resultados da análise aqui realizada mostraram pouca concordância com aqueles obtidos por RODRIGUES-MARIN et al. 2003, que testaram vários fatores na análise de padronização da CPUE da albacora azul capturada na pescaria com isca-viva, realizada por barcos espanhóis na Baía de Biscaia, no Atlântico norte oriental, entre os quais estavam incluídos o tipo ou espécie de isca, o número de pescadores e o número de tanques de isca-viva, além de alguns fatores relacionados com as características físicas das embarcações. As características físicas das embarcações tiveram um efeito relativamente pequeno e o tipo de isca não teve qualquer efeito para explicar variações nas taxas de captura. O número de tanques de isca-viva e de pescadores foram fatores significantes e, ainda que tenham tido uma contribuição pequena para explicar variações nas taxas de captura, foram incorporados ao modelo final. Estes autores ressaltam que o tamanho das embarcações e o poder de pesca não foram importantes devido à pequena extensão

da área de pesca e a proximidade do porto base. Pelos mesmos motivos a distribuição geográfica das capturas não teve qualquer efeito sobre as taxas de captura. Quanto ao número de tanques, sugerem que uma medida mais exata da capacidade de estocagem de isca-viva poderia ser de maior utilidade para explicar as variações observadas na CPUE.

As diferenças entre os resultados da análise aqui realizada e aqueles obtidos por RODRIGUEZ-MARIN et. al. (op cit.) são possivelmente devidas às características distintas das duas pescarias. Como na pescaria brasileira do bonito listrado as capturas são realizadas numa área relativamente extensa, isto pode ter resultado numa melhor discriminação dos efeitos do tamanho e poder de pesca das embarcações, assim como da área de pesca. Ainda que a capacidade dos tanques de isca-viva não tenha sido uma variável importante, para explicar variações na CPUE do bonito listrado, conforme mostrado na análise realizada com os dados dos barcos nacionais e arrendados nacionalizados, para o período 1989-1998, (Tabelas 13 e 16) o tipo e a quantidade de isca-viva por dia de pesca foram fatores importantes e estatisticamente significantes, para explicar variações na CPUE observada, na análise realizada considerando apenas os barcos de grande porte para o período 1983-1998. Nesta análise, os fatores mais importantes foram a área de pesca para o modelo binomial ajustado aos dados da proporção de capturas positivas e o período (quadrimestre) e ano para o modelo lognormal ajustado aos dados de CPUE das capturas positivas.

Tabela 32. Análise de deviança para seleção das variáveis do modelo linear generalizado (com distribuição binomial) aplicado aos dados de proporção das capturas positivas do bonito listrado, da pescaria com isca-viva de atuneiros arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983 - 1998.

MODELO	GL	DEVIÂNCIA	DEVIÂNCIA/GL (DEV/GL)	% REDUÇÃO NA DEV/GL	LOG (L)	χ^2	P > χ^2
NULO	9693	11218,9	1,1574		-5609,5		
ÁREA	9691	10275,8	1,06	8,39	-5137,9	943,1	0
QUAD	9691	10898,8	1,12	2,83	-5449,4	320,1	0
ANO	9678	11009,9	1,13	1,71	-5505	209	0
ISCA	7396	8441	1,14	1,39	-4220,5	16,56	0,00025
ISCA-DIA	9691	11095,8	1,14	1,08	-5547,9	123,1	0
TMP	9539	10923,2	1,14	1,06	-5461,6	100,1	0
NP	9692	11216,2	1,15	0,01	-5608,1	2,72	0,09916
ÁREA +							
ISCA	7394	7685,4	1,03	1,97	-3842,7	20,91	0,00003
ISCA-DIA	9689	10173,5	1,05	0,98	-5086,7	102,3	0
ANO	9676	10169,2	1,05	0,88	-5084,6	106,5	0
TMP	9537	10100,4	1,05	0,12	-5050,2	18,43	0,0001
QUAD	9689	10263,4	1,05	0,1	-5131,7	12,35	0,00208
NP	9690	10275,8	1,06	-0,01	-5137,9	0	0,99068
ISCA +							
ANO	7379	7602,1	1,03	0,88	-3801	83,38	0
ISCA-DIA	7392	7621,3	1,03	0,81	-3810,6	64,17	0
QUAD	7392	7680,3	1,03	0,04	-3840,1	5,16	0,07574
NP	7393	7685,1	1,03	-0,01	-3842,5	0,35	0,55436
TMP	7261	7561,2	1,04	-0,19	-3780,6	9,23	0,0099
ANO +							
ISCA-DIA	7377	7545,4	1,02	0,72	-3772,7	56,67	0
QUAD	7377	7593,2	1,02	0,09	-3796,6	8,87	0,01187
NP	7378	7601,3	1,03	0	-3800,7	0,74	0,39078
TMP	7246	7478,3	1,03	-0,18	-3739,1	8,25	0,01615
EFEITOS FIXOS: ÁREA + ISCA + ANO							
INTERAÇÃO							
ANO*QUAD	7348	7486,5	1,01	1,1	-3743,2	115,6	0
ANO*ÁREA	7349	7524,5	1,02	0,62	-3762,2	77,59	0
QUAD*ÁREA	7373	7554,2	1,02	0,55	-3777,1	47,85	0
ANO*ISCA	7354	7540,3	1,02	0,47	-3770,2	61,72	0,00006
QUAD*TMP	7240	7451,8	1,02	0,09	-3725,9	34,73	0,00003
ÁREA*TMP	7242	7454,4	1,02	0,09	-3727,2	32,14	0,00002
ANO*QUAD +							
ANO*ÁREA	7318	7402,2	1,01	0,72	-3701,1	84,3	0
QUAD*ÁREA	7344	7445,7	1,01	0,49	-3722,9	40,74	0
ANO*ESP_ISCA	7323	7431,2	1,01	0,4	-3715,6	55,29	0,00045
ÁREA*TMP	7211	7339,4	1,01	0,1	-3669,7	29,78	0,00004
QUAD*TMP	7211	7344,8	1,01	0,03	-3672,4	24,43	0,00044

LOG (L) – Logaritmo da Verossimilhança
 χ^2 = Qui-quadrado
 LT – Comprimento da embarcação (m)
 NP – No. de pescadores

GL – Graus de liberdade
 TB – TBA
 TRIM – Trimestres
 TMP – Temperatura

Tabela 33. Análise de deviança para seleção das variáveis do modelo linear generalizado (com distribuição lognormal) aplicado aos dados de CPUE das capturas positivas do bonito listrado, da pescaria com isca-viva de atuneiros arrendados nacionalizados, no sudeste e sul do Brasil, no período 1983 - 1998.

MODELO	GL	DEVIÂNCIA	DEVIÂNCIA/GL (DEV/GL)	% REDUÇÃO NA DEV/GL	LOG (L)	x ²	P > x ²
NULO	7120	8421,2	1,1828		-10701		
QUAD	7118	8249,9	1,159	2,01	-10628	146,3	0
ANO	7105	8237,6	1,1594	1,97	-10623	156,9	0
ISCA-DIA	7118	8279,9	1,1632	1,65	-10641	120,5	0
AREA	7118	8302	1,1663	1,39	-10651	101,5	0
TMP	7016	8218,7	1,1714	0,96	-10513	77,06	0
NP	7119	8399,2	1,1798	0,25	-10692	18,63	0,00002
ESP_ISCA	5483	6500,6	1,1856	-0,24	-8249,8	1,33	0,51443
QUAD +							
ANO	7103	8041,8	1,1322	2,32	-10537	181,9	0
ISCA-DIA	7116	8120,5	1,1412	1,54	-10572	112,6	0
NP	7117	8227,9	1,1561	0,25	-10619	19,04	0,00001
AREA	7116	8232,5	1,1569	0,18	-10621	15,05	0,00054
TMP	7014	8115,5	1,157	0,17	-10469	16,38	0,00028
ESP_ISCA	5481	6349	1,1584	0,06	-8185	3,09	0,21351
ANO +							
ISCA-DIA	7101	7931,5	1,1169	1,34	-10488	98,39	0
AREA	7101	7992,3	1,1255	0,59	-10515	43,99	0
ESP_ISCA	5466	6153,9	1,1259	0,56	-8099,4	8,06	0,01779
TMP	6999	7883,3	1,1263	0,51	-10367	25,55	0
NP	7102	8041,4	1,1323	-0,01	-10537	0,32	0,56925
ISCA-DIA +							
ESP_ISCA	5464	6053,2	1,1078	0,82	-8054,2	14,71	0,00064
AREA	7099	7881,4	1,1102	0,6	-10466	45,07	0
TMP	6997	7771,9	1,1108	0,55	-10317	26,02	0
NP	7100	7931,3	1,1171	-0,01	-10488	0,11	0,7414
EITOS FIXOS: QUAD + ANO + ISCA-DIA							
INTERAÇÃO							
ANO*ÁREA	7069	7731,1	1,0937	2,09	-10397	182,2	0
ANO*QUAD	7072	7739,3	1,0944	2,02	-10401	174,6	0
ANO*ESP_ISCA	5439	5988,9	1,1011	1,42	-8024,9	73,35	0
ÁREA*TMP	6991	7715,1	1,1036	1,2	-10291	77,57	0
QUAD*ÁREA	7095	7833,5	1,1041	1,15	-10444	88,51	0
QUAD*TMP	6993	7759,9	1,1097	0,65	-10312	36,89	0
ANO*ÁREA +							
ANO*QUAD	7040	7583,4	1,0772	1,51	-10328	137,4	0
ANO*ESP_ISCA	5407	5827,8	1,0778	1,45	-7950,1	59,9	0,00027
ÁREA*TMP	6961	7558,3	1,0858	0,72	-10219	35,32	0
QUAD*TMP	6961	7562,1	1,0864	0,67	-10221	31,79	0,00002
QUAD*ÁREA	7065	7684,7	1,0877	0,54	-10376	42,85	0
ANO*QUAD +							
ANO*ESP_ISCA	5378	5696,4	1,0592	1,67	-7887,5	61	0,00019
ÁREA*TMP	6932	7401,8	1,0678	0,87	-10146	40,1	0
QUAD*TMP	6932	7407,1	1,0685	0,8	-10148	35,07	0
QUAD*ÁREA	7036	7541,9	1,0719	0,49	-10309	39,05	0
ISCA-DIA	7040	7583,4	1,0772	0	-10328	137,4	0
ANO*ESP_ISCA +							
ÁREA*TMP	5273	5535,2	1,0497	0,9	-7716,9	29,7	0,00004
QUAD*TMP	5273	5543	1,0512	0,76	-7720,7	22,12	0,00115
QUAD*ÁREA	5374	5672,7	1,0556	0,34	-7876,1	22,9	0,00013

LOG (L) – Logaritmo da Verossimilhança
x² = Qui-quadrado
NP – No. de pescadores

GL – Graus de liberdade
LT – Comprimento da embarcação (m) TRIM – Trimestres

O tipo ou espécie de isca assim como a quantidade de isca utilizada são dois fatores determinantes do rendimento da pescaria, considerando as características desta modalidade de pesca. O mesmo se podia esperar do número de pescadores, pois quanto maior resultaria numa maior eficiência da pesca. Esperava-se que o efeito do tipo de isca tivesse uma maior importância, pelo fato dos pescadores demonstrarem uma maior preferência pela sardinha, que reuniria características para concentrar e manter o cardume de bonito listrado próximo ao barco por mais tempo. Entretanto é possível que o efeito do tipo de isca não tenha sido suficientemente discriminado, uma vez que em muitos dias de pesca foi utilizada mais de uma espécie de isca. Quanto à quantidade de isca por dia de pesca, como não foi possível dispor da informação sobre a quantidade real de isca utilizada, esta medida foi obtida por estimativa, dividindo-se a quantidade total informada nos mapas de bordo pelo número de dias de pesca efetiva. Portanto, para algumas viagens este valor pode ter sido superestimado, especialmente das viagens em que o barco voltou ao porto ainda com alguma isca armazenada nos tanques de estocagem. Portanto, uma melhor informação contribuiria para uma avaliação mais adequada da importância do efeito da isca-viva sobre as variações observadas na CPUE do bonito listrado.

No que se refere ao número de pescadores, é provável que a pequena variação no número de pescadores por embarcação explique a ausência de qualquer efeito sobre as taxas de captura. Infelizmente esta informação não esteve disponível para os barcos nacionais, que apresentam características físicas variáveis e, portanto, seria de se esperar uma maior variação no número de pescadores, que resultaria em diferentes níveis de poder de pesca. Como as características físicas das embarcações mostraram efeito importante é possível que o número de pescadores tenha contribuído para tal fim.

5.5 CONCLUSÕES

A análise dos dados da pescaria com isca-viva do bonito listrado, realizada nas regiões sudeste e sul do Brasil, durante os períodos de 1983 a 1988 e de 1989 a 1998, mostrou que as taxas de captura desta espécie são influenciadas por vários fatores, destacando-se entre estes: a área de pesca, estação do ano, as características físicas das embarcações e a temperatura da superfície do mar.

Os dados mostraram, também, que nesta pescaria ocorre uma grande frequência de dias de pesca com capturas nulas, sendo que, em alguns anos, o número total de dias sem captura chegou a mais de 30% do número total de dias de pesca.

A distribuição delta foi utilizada na aplicação do modelo linear generalizado misto para a obtenção de séries anuais de CPUE padronizada do bonito listrado das pescarias com isca-viva do sudeste e sul do Brasil. Os dados de proporção das capturas positivas foram modelados utilizando a distribuição binomial enquanto os dados de CPUE das capturas positivas foram modelados utilizando duas distribuições (lognormal e Gamma). Os resultados indicaram que os dois modelos mostraram um bom ajuste aos dados. Contudo, o modelo delta-Gamma mostrou-se mais adequado ao gerar intervalos de confiança e coeficientes de variação menores para as estimativas dos valores de CPUE padronizada.

Os fatores responsáveis pela maior variação na probabilidade de se obter uma captura positiva do bonito listrado foram a área de pesca, para o período 1983-1988 e a área de pesca e temperatura da superfície do mar, para o período 1989-1998. Os fatores que explicaram a maior proporção de variação na captura positiva do bonito listrado foram a área de pesca, estação do ano e o ano, para o período 1983-1988, e a TBA, o ano e a estação do ano, para o período 1989-1998.

Os resultados da análise de padronização da CPUE do bonito listrado, pelo modelo binomial aplicado aos dados de proporção das capturas positivas, mostraram que a temperatura da superfície do mar foi um dos fatores mais importantes para explicar a ocorrência de uma captura positiva. Para o período 1989-1998, a análise dos dados de CPUE das capturas positivas, tanto pelo modelo lognormal quanto pelo modelo Gamma, mostrou que a temperatura da superfície do mar foi estatisticamente significativa, ao explicar as variações observadas nas taxas de captura positivas do bonito listrado. Contudo, sua contribuição foi relativamente

pequena e, portanto, não foi incluída como variável explicativa em nenhum dos modelos aplicados aos dados de CPUE das capturas positivas.

Algumas variáveis, candidatas em potencial para explicar variações na CPUE do bonito listrado tiveram uma contribuição mínima, como por exemplo, a capacidade dos tanques de isca-viva. Outras variáveis, como o tipo de isca-viva e número de pescadores, que só estiveram disponíveis para os barcos arrendados nacionalizados, mostraram reduzido número de observações para algumas combinações de fatores e, por este motivo, não foram incluídas na análise de padronização da CPUE do bonito listrado, das duas séries de dados analisadas.

A informação sobre a quantidade de isca utilizada por viagem de pesca esteve disponível apenas para algumas viagens de pesca dos barcos arrendados nacionalizados. Uma análise adicional realizada apenas com dados das pescarias destas embarcações mostrou que o efeito deste fator foi estatisticamente significativo e contribuiu para explicar variações na CPUE do bonito listrado .

6. AVALIAÇÃO DO ESTOQUE DE BONITO LISTRADO DO ATLÂNTICO OCIDENTAL

6.1 INTRODUÇÃO

O bonito listrado é um dos recursos pesqueiros mais abundantes em todo o mundo. As capturas mundiais desta espécie totalizaram em 2002 cerca de 2 milhões de toneladas, representando cerca de 50% da captura total de todas as espécies de atuns e afins. No oceano Atlântico o bonito listrado é a espécie com maior volume de capturas. Em 2003 foram capturadas 147,5 mil t o que representa 26,7% da captura total de todas as espécies de atuns e afins.

Para fins de avaliação de estoques considera-se que existem dois estoques de bonito-listrado, um no Oceano Atlântico ocidental e um no lado oriental, estando os mesmos separados pela longitude de 30°W (ICCAT, 1998).

Em 1999 durante a reunião de avaliação dos estoques de bonito listrado do Atlântico discutiu-se a estrutura dos estoques considerando-se duas possibilidades alternativas: (1) um único estoque em todo o Atlântico ou (2) a subdivisão da atual estrutura em unidades menores. Neste sentido, ANDRADE; KINAS (2004) consideraram plausível a existência de duas unidades de estoques no Atlântico ocidental com base na existência de duas áreas de pesca isoladas, uma no Atlântico norte ocidental e outra no Atlântico sul ocidental. Entretanto, não encontraram evidências conclusivas para sustentar esta hipótese. Portanto, ainda que existam dúvidas sobre a existência de mais de um estoque no Atlântico ocidental, no âmbito da ICCAT considera-se a hipótese tradicionalmente aceita, ou seja, duas unidades de estoque, sendo uma no oceano Atlântico oriental e a outra no Atlântico ocidental.

Para o estoque oriental as avaliações feitas segundo o modelo de produção não têm sido realizadas, tendo em vista dificuldades de se estimar um índice de abundância que reflita as variações na abundância do estoque, devido ao fato de que o bonito listrado não é a espécie alvo da pescaria. Quanto ao estoque ocidental, a pescaria brasileira com isca viva é a mais importante e tem como espécie alvo o bonito listrado. Contudo, nos últimos anos, devido a falhas no sistema de coleta de dados as informações disponíveis sobre esta pescaria são incompletas e de qualidade duvidosa.

Com relação à utilização de outros métodos de avaliação de estoques as análises têm sido prejudicadas, em função de que os estudos de determinação de idade do bonito listrado não têm produzido resultados satisfatórios. A ausência desses estudos impossibilita a obtenção de estimativas da composição das capturas por grupos de idade e, por este motivo, não se tem conseguido aplicar os modelos analíticos de avaliação, a exemplo do modelo VPA (*Vitual Population Analysis*), para o bonito listrado (ICCAT, 2004).

Em função destas dificuldades para a aplicação dos modelos convencionais de avaliação de estoques, em 1999, na reunião promovida pela ICCAT para a realização de avaliação dos estoques de bonito listrado do Atlântico, utilizou-se para o estoque do Atlântico oriental um método alternativo de avaliação, o índice de Grainger e Garcia, o qual fornece uma indicação da situação do estoque para pescarias nas quais o esforço de pesca mostra tendência de crescimento ao longo do tempo. Os resultados desta análise não foram considerados satisfatórios porque ocorreram decréscimos no esforço de pesca durante determinado período da série histórica analisada. Contudo, o grupo de avaliação de estoque da ICCAT chegou à conclusão de que, apesar das características da espécie, pode ter ocorrido sobrepesca de crescimento pelo menos em áreas específicas (ICCAT, 2000).

Um novo modelo de produção para situação de não-equilíbrio foi aplicado aos dados do estoque oriental, em 2004, cujos resultados mostraram a ocorrência de possível queda no rendimento do estoque após a introdução da pesca com dispositivos de agregação de cardumes (FADS). Contudo, as estimativas de rendimento máximo sustentável foram consideradas como bastante preliminares para que pudessem ser utilizadas como indicadores da situação do estoque (ICCAT, 2004).

Quanto ao estoque de bonito listrado do Atlântico ocidental, ainda que existam dados de pescarias direcionadas à espécie, como a pescaria brasileira com vara e isca viva, estes dados nunca foram analisados para a obtenção de séries de CPUE padronizadas que pudessem ser utilizadas como índices de abundância nos modelos de biomassa dinâmica e, portanto, até o momento nenhuma análise de avaliação de estoques foi realizada no âmbito da ICCAT.

GARTNER; FONTENEAU; LALOE (2001) discutem os problemas associados com a avaliação dos estoques de bonito listrado onde citam que os modelos analíticos não têm sido utilizados para a realização de análises de

avaliação dos estoques do bonito listrado devido a alguns aspectos peculiares de sua biologia. Esta espécie desova de maneira oportunística durante todo o ano, em áreas bastante extensas, resultando num processo de recrutamento contínuo, mas heterogêneo no tempo e espaço, o qual impossibilita a identificação e o seguimento de coortes. Adicionalmente, citando BAIRD; ANTOINE (1986), GARTNER; FONTENEAU; LALOE (op cit.), ressaltam que os parâmetros de crescimento variam com a latitude e, conseqüentemente, a matriz de captura por idade que vier a ser produzida não será consistente porque peixes de uma mesma classe de idade exibirão diferentes tamanhos, dependendo dos padrões de movimentos que tiveram no passado. Uma outra dificuldade, particularmente no caso do estoque do Atlântico oriental, resulta do fato do bonito listrado ser uma espécie secundária na pescaria e, portanto, as estimativas de esforço de pesca efetivo (esforço proporcional à mortalidade por pesca) é um problema persistente (FONTENEAU, 1986) que impede a realização de análises de avaliação pelos modelos de biomassa dinâmica, que utilizam a CPUE (captura por unidade de esforço de pesca) como parâmetro indicador da abundância dos estoques.

Neste sentido, GARTNER; FONTENEAU; LALOE (op. cit.) propõem uma generalização do método desenvolvido por GRAINGER; GARCIA (1996) para detectar quando um estoque atinge seu nível de sobrepesca para mostrar como este indicador pesqueiro simples pode ser usado para estimar o rendimento máximo de uma pescaria, através da aplicação de um ajuste linear simples da taxa relativa de crescimento da captura contra os anos. Com a aplicação deste método obtiveram medidas aproximadas do rendimento máximo sustentável para os estoques de bonito listrado dos oceanos Atlântico oriental e Oceano Índico. Uma deficiência deste método é que a sua aplicação encontra-se limitada a períodos de tempo com taxas de exploração crescentes.

Portanto, dada a impossibilidade de realizar análises de avaliação do estoque do bonito listrado do Atlântico ocidental por métodos analíticos, e considerando que os dados de captura e esforço de pesca das pescarias brasileiras com vara e isca viva foram submetidos a análises que permitiram a obtenção de séries padronizadas de CPUE, que podem ser utilizadas em modelos de biomassa de avaliação de estoques, o presente capítulo tem por objetivo a realização de análise de avaliação do estoque ocidental do bonito listrado, através da utilização do modelo de produção do programa de computador ASPIC, versão 5.0, desenvolvido

por PRAGER (1994), o qual incorpora várias extensões dos modelos de produção clássicos, inclusive pela flexibilização da condição de equilíbrio exigida pelos modelos de produção tradicionais.

Os Modelos de Produção

Os modelos de produção excedente (*Surplus production models*) são os métodos analíticos mais simples de que se dispõe para a realização de análises de avaliação de estoques pesqueiros; sua simplicidade é devida ao fato de que eles incorporam numa única função de produção os efeitos globais dos processos de recrutamento, crescimento e mortalidade. Além do mais, os dados mínimos necessários para a estimativa dos parâmetros deste modelo são séries históricas de abundância relativa, geralmente a captura por unidade de esforço de pesca (CPUE) e os dados de captura associados com este índice (HADDON, 2001).

Os modelos de produção caíram em desuso na década de 1980, devido ao fato de que na fase inicial de seu desenvolvimento era necessário assumir que os estoques avaliados se encontravam em situação de equilíbrio, e isto, com frequência, fazia com que conclusões demasiado otimistas fossem obtidas; essas estimativas, em geral, não eram sustentadas no longo prazo. Por este motivo, sempre que possível, modelos de produção que utilizam métodos baseados no equilíbrio dos estoques devem ser evitados (HADDON, op. cit).

A base conceitual dos modelos de produção

Os processos que regulam o tamanho das populações podem ser classificados como dependentes da densidade ou independentes da densidade. Os processos dependentes da densidade, tais como, disponibilidade de alimentos, predação, canibalismo, doenças, parasitas e disponibilidade de locais de desova variam com o tamanho da população. Estes fatores geralmente operam de forma compensatória, e assim os tamanhos extremos da população são determinados pela ação destes fatores. Por exemplo, um aumento na densidade de uma população de peixes resulta em diminuição na disponibilidade de alimentos por peixe, resultando em crescimento mais lento e piores condições de sobrevivência. Isto por sua vez pode resultar no aumento da vulnerabilidade à predação ou causar um atraso na

maturidade sexual, que poderá ocasionar um declínio no tamanho da população devido à redução na taxa de sobrevivência e reprodução. Por sua vez, uma baixa densidade populacional poderá resultar num crescimento e maturação sexual rápidos, sobrevivência e reprodução relativamente altas e aumento no tamanho populacional. Os processos independentes da densidade não são afetados pela densidade populacional. Ou seja, a maneira como a temperatura da água e outras características do meio ambiente, afetam as populações não é influenciada pelo número de peixes presentes (VAN DEN AVYLE; HAYWARD, 1999).

Quando se inicia a pesca sobre uma população inexplorada a distribuição de frequência de comprimento e idade é alterada, aumentando a proporção de peixes pequenos e mais jovens, a idade média declina e a mortalidade aumenta. Para estoques que são naturalmente regulados por processos que são dependentes da densidade é também esperado que a taxa de crescimento individual dos peixes sobreviventes aumente depois que se inicia uma exploração, devido à redução na competição intra-específica.

A variação na biomassa de uma população inexplorada num período de tempo é representada de forma bastante simples pela expressão:

$$PB = BA + RC + CR - M$$

onde PB = próxima biomassa; BA = biomassa anterior; RC = recrutamento; CR = crescimento e M = mortalidade natural.

Ao se introduzir um fator exógeno de mortalidade, a pesca por exemplo, um novo fator é acrescentado à expressão para representar a captura (CP).

$$PB = BA + (RC + CR) - (CP + M)$$

OU

$$BA - PB = (CP + M) - (RC + CR)$$

Os fatores de crescimento da população são representados pelo recrutamento de novos indivíduos (nascimentos) e pelo crescimento dos indivíduos já presentes na população (ganho em peso) ($RC + CR = C$). A captura (F) e a

mortalidade natural constituem as duas fontes de redução da biomassa populacional ($F + M = R$).

$$PB = BA + C - R$$

OU

$$BA - PB = R - C$$

Se $R + C = 0$, tem-se $BA - PB = 0$, portanto população em equilíbrio

Se $R + C > 0$, tem-se $BA - PB > 0$, portanto população em crescimento

Se $R + C < 0$, tem-se $BA - PB < 0$, portanto população em declínio

Portanto, se a produção for maior do que a mortalidade natural a biomassa aumentará ocorrendo o contrário se a mortalidade natural exceder a produção. A diferença entre a produção e a mortalidade natural é definida como a produção excedente, a qual representa o quanto a biomassa da população aumentará na ausência da pesca ou a captura que poderá ser obtida sem alterar o tamanho da biomassa. A produção excedente é, pois, a soma algébrica dos três fatores (recrutamento, crescimento e mortalidade natural). Portanto, um modelo de dinâmica populacional expresso em função da produção excedente e da biomassa pode ser formulado como:

$$\text{Nova biomassa} = \text{biomassa antiga} + \text{produção excedente} - \text{captura}$$

ou

$$\text{Produção excedente} = \text{Nova biomassa} - \text{biomassa antiga} + \text{captura}$$

Com base na equação de crescimento logístico a taxa de aumento ou diminuição de uma população, não submetida à exploração pela pesca é representada em função do tamanho populacional e de dois parâmetros r e k .

$$dB_t/dt = rB_t (1 - B_t/K)$$

ou

$$dB_t/dt = rB_t - rB_t^2/K \quad (1)$$

onde B representa a biomassa da população, r é a taxa de crescimento intrínseco e K a capacidade de suporte do ambiente ou tamanho máximo que a população pode atingir.

Para modelar o efeito da pesca sobre a população SCHAEFER (1954) alterou a equação para expressar a relação entre a produção excedente e a biomassa de um estoque pesqueiro, conforme segue:

$$dB_t/dt = rB_t - r B_t^2/K - Y_t \quad (2)$$

onde Y_t corresponde a taxa de captura (que pode ser expressa como toneladas por unidade de tempo).

Considerando que a captura pode ser expressa em função do esforço de pesca pela relação

$$Y_t = qfB_t$$

Sendo f o esforço de pesca e q , uma constante, definida como coeficiente de capturabilidade, que descreve a proporção do estoque capturada por cada unidade de esforço de pesca

Como por definição a mortalidade por pesca é

$$F_t = qf \rightarrow Y_t = F_t B_t$$

Substituindo Y_t por $F_t B_t$ em (2)

$$dB_t/dt = (r - F_t) B_t - r B_t^2/K$$

No modelo de produção desenvolvido por PRAGER (1994) e implementado através do programa de computador ASPIC uma forma simplificada do modelo acima é expressa como

$$dB_t/dt = \alpha B_t - \beta B_t^2$$

definindo $\alpha = r - F_t$ e $\beta = r/K$

PRAGER (1994) cita que as estimativas de biomassa da equação acima são obtidas através de cálculo integral assumindo que F é constante e, portanto, α também é constante. A partir da integração são obtidas equações que permitem projetar a biomassa ao longo do tempo, bem como as equações de captura correspondentes relacionando o rendimento num período de tempo à biomassa inicial e ao esforço de pesca aplicado, conforme descrito por PRAGER (op cit).

Os parâmetros estimados permitem o cálculo de estimativas do rendimento máximo sustentável (RMS) e esforço de pesca correspondente, com os respectivos intervalos de confiança, além de informação adicional sobre tendências da biomassa e pontos de referência baseados na biomassa do estoque.

O modelo ASPIC é baseado na equação quadrática diferencial que descreve a taxa de variação da biomassa do estoque (B_t) em função da produção e mortalidade por pesca (F_t):

$$dB/dt = (r - F_t) * B_t - r/K * (B_t)^2$$

onde r = taxa intrínseca de crescimento do estoque; K = tamanho máximo do estoque

O programa utiliza o método conhecido como *Bootstrapping* para a correção das estimativas dos parâmetros e para obter estimativas de intervalos de confiança não-paramétricos. Os principais parâmetros estimados diretamente pelo programa são: r = taxa intrínseca de crescimento da biomassa; K = capacidade de sustentação do ambiente; a razão entre a biomassa no início da exploração e a biomassa correspondente ao MSY e o coeficiente de capturabilidade (q) para cada série de CPUE utilizada.

Os parâmetros estimados pelo programa permitem obter estimativas do rendimento máximo sustentável (RMS), biomassa e esforço de pesca correspondente ao RMS, conforme segue:

$$RMS = Kr/4;$$

$$B_{RMS} = K/2$$

$$f_{RMS} = r/2q$$

A principal diferença entre o modelo de produção ajustado pelo ASPIC e os modelos de produção tradicionais é que a condição de rendimento de equilíbrio não é imposta para a obtenção das estimativas dos parâmetros do modelo (CUMMINGS-PARRACK, 1994).

6.2 MATERIAL E MÉTODOS

A análise de avaliação do estoque de bonito listrado foi realizada utilizando-se o programa de computador ASPIC (*A Stock-Production Model Incorporating Covariates* – versão 5.0), que é uma versão aprimorada do modelo clássico de produção de SCHAEFER (1954,1957). O programa ASPIC para a avaliação de estoques pesqueiros implementa os métodos descritos por PRAGER (1994) e PRAGER; GOODYEAR; SCOTT (1996) no ajuste de um modelo de produção para estoques em situação de não-equilíbrio, aos dados de captura e de abundância relativa.

Os dados necessários para se obter estimativas dos parâmetros do modelo de produção pelo programa ASPIC são séries de dados anuais de captura e de esforço de pesca (ou CPUE), podendo ser utilizada mais de uma série de dados. Além destes dados torna-se necessário, também, fornecer as estimativas iniciais e a amplitude dos intervalos dos seguintes parâmetros estimados pelo programa: B_1/K , a razão entre a biomassa do estoque no primeiro ano da pescaria e a capacidade de suporte da população (ou biomassa máxima), RMS , o rendimento máximo sustentável, K e q , o coeficiente de capturabilidade. As estimativas iniciais dos parâmetros e seus intervalos de amplitude foram definidas com base no conhecimento da biologia da espécie e da pescaria.

Foram utilizadas duas séries de CPUE padronizada obtidas neste estudo: para o período 1983-1988 utilizou-se a CPUE padronizada dos dados de

todas as embarcações e, para o período 1989-998 a CPUE dos barcos arrendados nacionalizados e dos barcos nacionais de Santa Catarina.

O modelo foi inicialmente ajustado aos dados deixando que o programa gerasse estimativas de todos os parâmetros. Com base nos resultados destas análises iniciais foram feitos ajustes nos valores dos parâmetros fornecidos, no sentido de se obter melhores estimativas.

6.3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A variação anual da captura do bonito-listrado durante o período 1983-1998 é apresentada na Figura 66A, na qual se observa entre 1984 e 1987 um aumento acentuado na captura, que atingiu um pico em 1985, seguido de queda e leve recuperação, com tendência de estabilização durante os anos de 1988 a 1994. A captura voltou a crescer até 1997, quando atingiu um novo pico (25.573 t).

O esforço de pesca registrou um pico máximo em 1985, seguido de queda até 1987 e novo crescimento até 1991, quando atingiu o valor máximo de 5.484 dias de pesca. Desde então observou-se uma tendência de decréscimo do esforço de pesca para níveis próximos aos registrados no início da pescaria (Figura 66B).

A análise da CPUE anual do bonito listrado mostrou grandes flutuações no início da exploração. Depois de leve queda em 1984, a CPUE cresceu de forma acentuada até 1986, para em seguida cair, atingindo em 1988 valores quase idênticos àqueles observados em 1984. A partir de 1991 a CPUE mostrou tendência de crescimento contínuo, com leves oscilações, até atingir o pico máximo de 8,28 toneladas por dia de pesca em 1998, valor este que é quase o dobro da CPUE registrada em 1984 (Figura 66C).

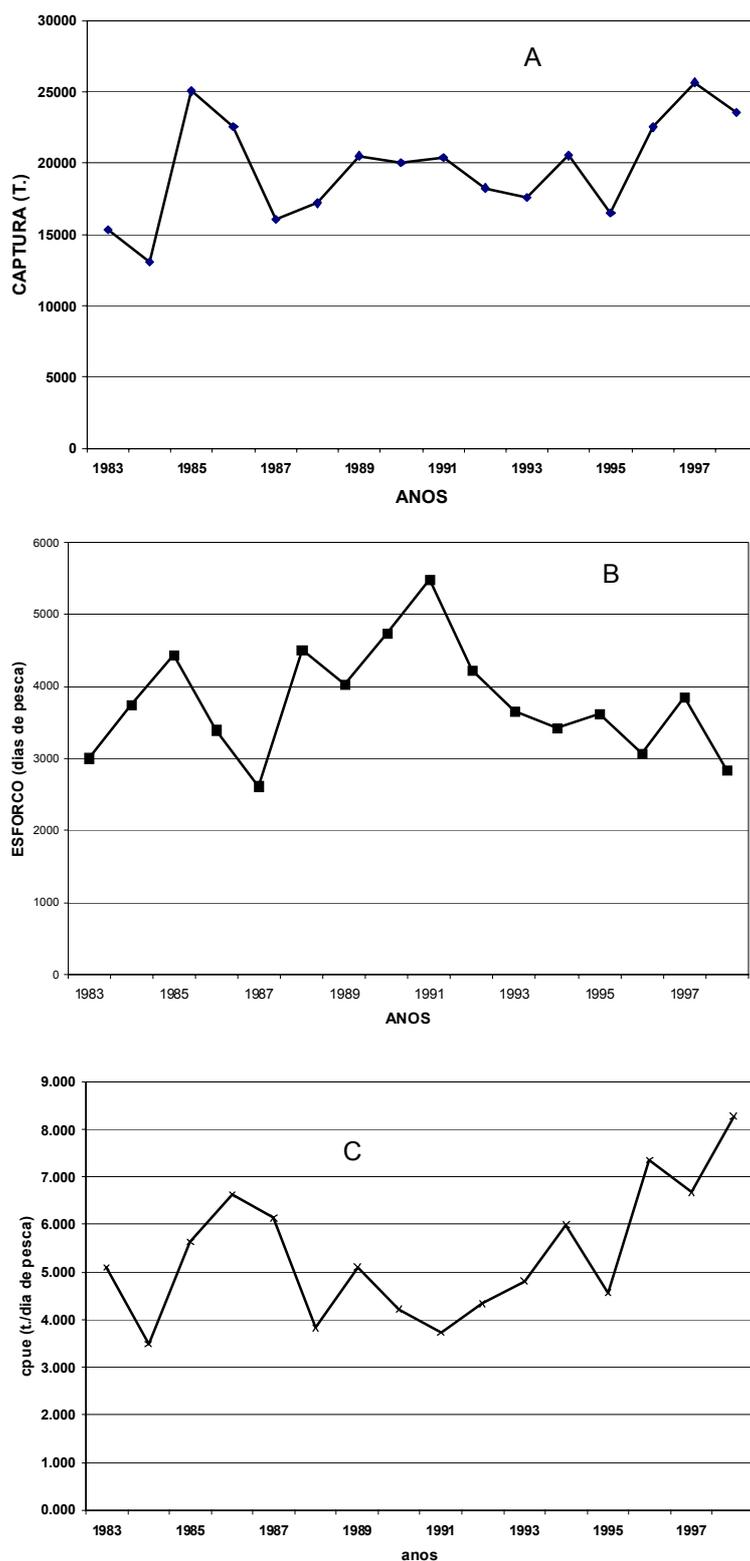


Figura 66 – (A) Variação anual da captura (t), (B) do esforço de pesca (dias de pesca) e (C) da CPUE padronizada do bonito listrado (t/dia de pesca) na pescaria com isca viva no sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1998.

A variação observada na CPUE, no início da exploração, pode ser interpretada mais como uma mudança na estratégia de operação da frota do que na biomassa do estoque. Neste sentido, ocorreu uma expansão da área de pesca em direção ao sul, onde as taxas de captura no verão são mais elevadas e, portanto, o aumento da CPUE pode ser devido às maiores taxas de captura obtidas de uma área que antes não era explorada pela frota.

Comparando as tendências observadas no esforço e nas capturas do bonito-listrado, observa-se que, de modo geral, houve uma correspondência entre o esforço de pesca e a captura, até 1991; a partir de 1991 o esforço mostrou tendência de queda enquanto a captura manteve-se estável ou com tendência de crescimento. Quanto à CPUE, evidencia-se uma relação direta com a captura e uma relação inversa com o esforço de pesca.

O modelo logístico de Schaefer do programa ASPIC foi ajustado aos dados anuais de captura do bonito listrado da pescaria com isca viva do sudeste e sul do Brasil, utilizando a série de CPUE padronizada pelo modelo delta-Gamma (Tabela 34). As primeiras tentativas de ajuste do modelo foram realizadas deixando que o programa gerasse estimativas de todos os parâmetros.

Tabela 34 – Captura anual e CPUE padronizada do bonito listrado utilizadas no ajuste do modelo de produção do programa ASPIC.

Anos	CPUE (t./dia)	Captura (t)
1983	5,1	15.333,00
1984	3,49	13.085,40
1985	5,64	25.051,10
1986	6,63	22.542,80
1987	6,13	16.062,10
1988	3,82	17.205,80
1989	5,1	20.532,10
1990	4,22	20.025,60
1991	3,72	20.420,50
1992	4,33	18.272,30
1993	4,81	17.611,20
1994	5,99	20.554,10
1995	4,57	16.529,80
1996	7,35	22.518,20
1997	6,67	25.679,40
1998	8,28	23.567,00

Nesta condição, alguns parâmetros estimados apresentaram valores extremamente altos, e a relação biomassa inicial/capacidade de suporte foi inferior a 10%, valor considerado muito baixo, uma vez que no início da exploração de um recurso muito pouco explorado, como o bonito listrado no sudeste e sul do Brasil, era de se esperar valores mais próximos a 1. Foram realizadas várias tentativas de ajuste do modelo, utilizando diferentes valores das estimativas iniciais fornecidas para o programa, sem que se conseguisse melhores estimativas dos parâmetros e, em alguns casos, o coeficiente de correlação chegou a valores muito próximos a zero, indicando um ajuste muito pobre do modelo aos dados de CPUE padronizada.

Algumas tentativas de ajuste do modelo aos dados foram realizadas utilizando diferentes valores da relação B_1/K , porém não foram conseguidos resultados satisfatórios. Decidiu-se então fixar o valor de B_1/K em 0,2, obtendo-se uma estimativa de rendimento máximo sustentável de 26.930 t, que é cerca de 14% superior à captura de 1998. Os resultados são apresentados na Tabela 35. Ainda que esta estimativa de rendimento máximo sustentável possa parecer realista a estimativa de outros parâmetros parece pouco provável.

Tabela 35 – Rendimento máximo sustentável e parâmetros estimados pelo programa ASPIC, ajustado aos dados de captura e CPUE padronizada do bonito listrado, da pescaria com isca-viva, do sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1998.

Parâmetros	Valores estimados
Rendimento máximo sustentável (RMS)	26.930 t
Captura em 1998	23.957 t
Biomassa inicial/Biomassa máxima (B_1/K)	0,2
Capacidade de suporte (K)	125.200 t.
Biomassa correspondente ao RMS (B_{msy})	62.580 t
Mortalidade por pesca correspondente ao RMS (F_{msy})	0,4303
Biomassa (1998) / Biomassa no RMS - ($B./B_{msy}$)	0,7083
Razão Mortalidade por pesca em 1998 ($F./F_{msy}$)	1,248
Razão $F_{msy}/F.$	0,8011
Coeficiente de correlação (R^2)	0,345

Na década de 1980 JABLONSKI; MATSUURA (1985) obtiveram estimativas do rendimento potencial do bonito listrado, aplicando a análise de corte de comprimento e a análise de população virtual às distribuições de frequências de comprimento do bonito listrado, das capturas com isca-viva realizadas entre 1980 e 1983. A biomassa média variou entre 59,2 e 84,5 mil toneladas. Estes valores foram utilizados para estimar o rendimento máximo sustentável, através da fórmula $MSY=0,5 \times M \times B$, proposta por GULLAND (1971), que para diferentes valores de M (mortalidade natural) forneceu estimativas de rendimento máximo sustentável entre 17,7 e 33,8 mil toneladas.

No início da década de 1990, o modelo de produção de Schaefer foi aplicado aos dados de captura e esforço de pesca do bonito listrado, da pescaria com isca-viva do sudeste e sul do Brasil, realizada no período 1983-1989. O modelo foi ajustado pelo método estatístico de SCHNUTE (1977) tendo fornecido uma estimativa de rendimento máximo sustentável de 19.913 t, para um esforço ótimo de 2.533 dias de pesca e uma biomassa máxima de 51.2 mil t. Entretanto, tais resultados foram considerados como pouco confiáveis, com base na avaliação de um parâmetro estimado por este método, que indicou que o ajuste do modelo aos dados não foi bom e, portanto, os resultados deveriam ser considerados com cautela (IBAMA, 1994).

PRAGER (2005) ressalta que nos modelos de produção algumas quantidades são estimadas com mais precisão do que outras. Entre aquelas estimadas com maior precisão estão o RMS, o esforço ótimo (f_{msy}) e os níveis relativos de biomassa do estoque e taxas de mortalidade por pesca. Tais níveis relativos são obtidos dividindo, respectivamente, as estimativas do tamanho do estoque (B) e da taxa de mortalidade por pesca (F), geradas pelo programa, pela estimativa correspondente ao tamanho do estoque que produz o RMS (B_{msy}) e pela estimativa do F correspondente ao RMS (F_{msy}). Quanto aos níveis absolutos de biomassa do estoque (B) e mortalidade por pesca (F), as estimativas são muito menos precisas, devido ao fato de que a maioria dos dados analisados não contém informação suficiente para obter boas estimativas de q PRAGER (1994).

PRAGER (2005) adverte ainda que a biomassa inicial, estimada pelo programa como B_1/K , pode ser considerada como um parâmetro de perturbação e sua estimativa é geralmente pouco precisa. Neste sentido, cita que PUNT (1990) recomendou fixar a razão $B_1/K=1$ para o estoque de corvina da África do Sul, mas considera que tal abordagem pode não ser adequada

para todos os estoques. Na presente análise utilizou-se inicialmente o valor de 1 para a razão B_1/K . Após várias tentativas utilizando diferentes valores, conseguiu-se um melhor ajuste fixando B_1/K em 0,2.

A Figura 67 mostra a variação da relação entre a taxa de mortalidade por pesca anual e a mortalidade por pesca correspondente ao rendimento máximo sustentável (F/F_{msy}), bem como, da biomassa populacional em relação à biomassa correspondente ao rendimento máximo sustentável (B/B_{msy}). Durante todo o período considerado a razão B/B_{msy} esteve abaixo de 1 enquanto a razão F/F_{msy} foi superior a 1. Quando a biomassa relativa está abaixo de 1 o estoque encontra-se em situação de depredação (seja por fenômenos naturais ou pela sobrepesca) e não pode produzir o rendimento máximo sustentável. Quando a mortalidade relativa F/F_{msy} é maior do que 1, a mortalidade por pesca encontra-se acima daquela que produz o rendimento máximo sustentável e, se for mantida por muito tempo, levará à diminuição do estoque para níveis abaixo daquele que pode produzir o rendimento máximo sustentável.

Estes resultados aparentemente não são realistas, pois é pouco provável que o estoque do bonito listrado encontre-se na situação de sobreexploração refletida na trajetória da biomassa e da mortalidade por pesca relativa mostrada na Figura 67.

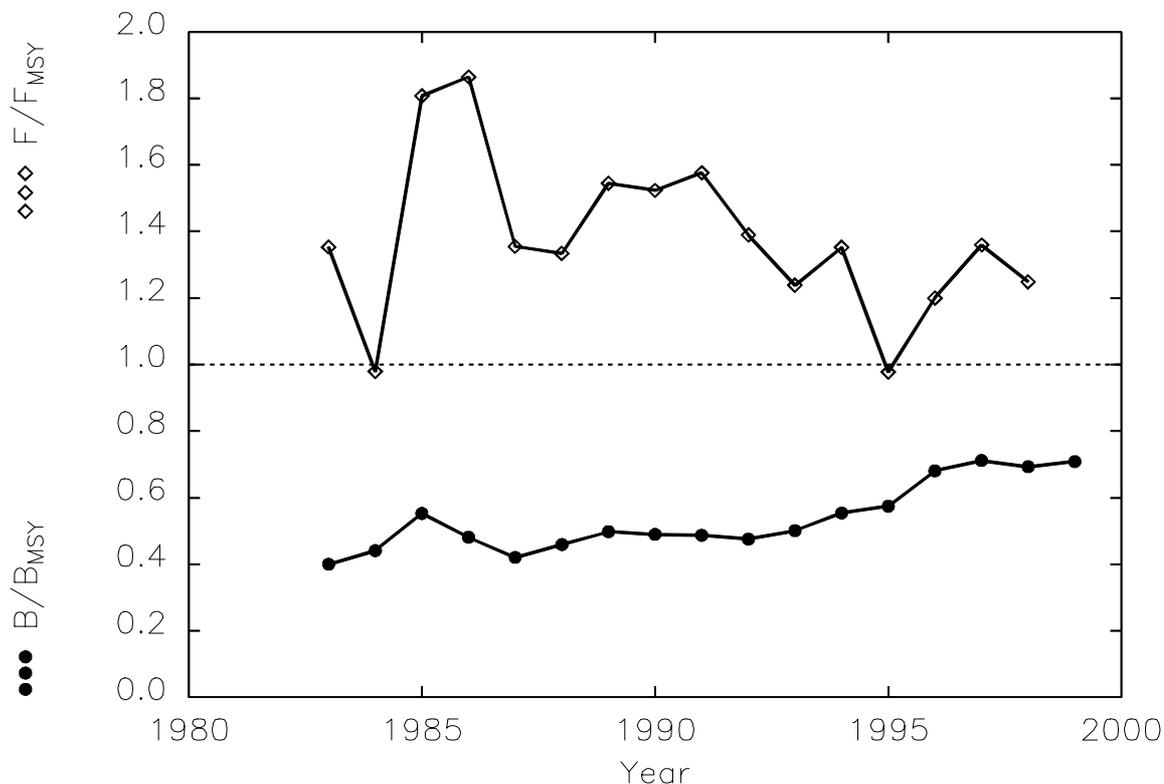


Figura 67. Trajetória da biomassa e da mortalidade por pesca relativa estimadas pelo ajuste do modelo logístico de Schaefer, do Programa ASPIC, aos dados de captura e CPUE do bonito listrado, da pescaria com isca viva do sudeste e sul do Brasil, no período 1983-1998.

Para se ter uma boa avaliação de estoque é necessário dispor de um modelo adequado para descrever a dinâmica do sistema, mas é também de fundamental importância a qualidade dos dados aos quais o modelo vai ser ajustado. Neste sentido, entende-se por dados de boa qualidade aqueles que estão livres de erros ou vícios. Contudo, a quantidade de informação contida nos dados é também da maior importância. As variações históricas no tamanho do estoque e na pressão pesqueira devem estar refletidas nos dados, a fim de possibilitar a obtenção de estimativas confiáveis dos parâmetros estimados pelo modelo. Do contrário a avaliação do estoque produzirá um conjunto de números sem sentido que não representarão de forma adequada a dinâmica do estoque.

Neste sentido, conforme assinalado por HILBORN; WALTERS (1992) um grau de contraste elevado é a qualidade mais importante nos dados das pescarias a fim de se obter uma boa estimativa dos parâmetros. Numa condição ideal os dados deveriam exibir as seguintes características: para um estoque de pequeno tamanho, reduzido esforço de pesca (para fornecer informação sobre a taxa intrínseca de crescimento populacional, r) e, para um estoque de tamanho elevado dados com reduzido esforço (para estimar qK) e também elevado esforço de pesca para estimar q . Os autores reconhecem, contudo, que dados com estas características são dificilmente encontrados, pela forma como a maioria das pescarias se desenvolvem. De modo geral, no início da exploração um baixo nível de esforço é aplicado sobre um estoque com grande tamanho; o esforço cresce gradualmente para níveis bastante elevados, que geralmente levam à diminuição do estoque. Desta forma, na maioria dos dados não se dispõe de observações com baixo nível de esforço aplicado sobre um pequeno tamanho do estoque. Esta falta de contraste nos dados produz elevado grau de incerteza nas estimativas dos parâmetros estimados. Dados com melhor contraste são obtidos quando a pescaria mostra um período de crescimento do esforço de pesca seguido por um período com redução gradual, que permite a recuperação do estoque depois de ter sofrido elevado nível de exploração. Na pescaria do bonito listrado, desenvolvida no sudeste e sul do Brasil, os dados não exibem esta característica ideal que permitiria um bom ajuste do modelo.

6.4 CONCLUSÕES

A aplicação do modelo logístico de Schaefer através do programa ASPIC, aos dados de CPUE padronizada do bonito listrado, da pescaria brasileira com isca-viva desenvolvida no sudeste e sul do Brasil, durante o período 1983-1998, mostrou um ajuste muito pobre do modelo aos dados. Os resultados gerados pelo programa aparentemente não são realistas pois, é pouco provável que o estoque do bonito listrado encontre-se na situação de sobreexploração refletida na trajetória da biomassa e mortalidade por pesca relativa mostrada na Figura 67.

Uma das prováveis causas da inadequação do modelo, para gerar resultados satisfatórios sobre a situação do estoque do bonito listrado, pode ter sido a qualidade dos dados, como também, o número relativamente pequeno de anos da

série histórica que esteve disponível para análise, a qual encontra-se desatualizada, pois não existem dados em qualidade e quantidade suficientes para os anos recentes. Portanto, mesmo que fosse possível a realização de uma análise de avaliação de estoque que resultasse na obtenção de parâmetros confiáveis, para se obter um bom diagnóstico da situação do estoque, tal avaliação estaria defasada em pelo menos sete anos.

Com relação à série anual de CPUE padronizada, que foi utilizada na avaliação de estoque aqui apresentada, cabe a seguinte consideração: ainda que o modelo GLM seja o método mais adequado para se obter índices de abundância que atendam às premissas básicas dos modelos de produção, muitas vezes não é possível eliminar o efeito de todos os fatores que causam variações na CPUE nominal. Por exemplo, quando a CPUE aumenta em função da maior eficiência da pesca, seja pelo ganho em experiência/conhecimento do mestre de pesca ou pela utilização de instrumentos ou equipamentos auxiliares à pesca, que aumentam a rentabilidade da pescaria, se não for possível dispor de uma variável mensurável, que possa ser utilizada na análise de padronização da CPUE, o ganho na eficiência da pesca será refletido como aumento da abundância do estoque.

Neste sentido, alguns fatores que se mostraram importantes para explicar variações observadas na CPUE do bonito listrado, como o tipo e a quantidade de isca, não puderam ser utilizados nas análises que resultaram nas duas séries de CPUE padronizada. Existe a possibilidade de que outros fatores, como, por exemplo, os atratores artificiais que aumentam a rentabilidade da pesca, tenham sido utilizados pelo menos por uma parte da frota e esta informação não foi registrada nos mapas de bordo.

Em função destas dificuldades, a realização da análise de avaliação de estoque aqui apresentada deve ser vista como um exercício de aplicação de um modelo de avaliação de estoque que não condiciona a obtenção de boas estimativas dos parâmetros básicos de avaliação à condição de equilíbrio dos estoques.

Ressalte-se, ainda, que as estimativas de tamanho e situação do estoque do bonito listrado foram obtidas considerando apenas os dados da pescaria brasileira com isca-viva e, portanto, não corresponde a todo o estoque do Atlântico ocidental.

7. CONCLUSÕES GERAIS

O bonito listrado é a espécie com maior volume de captura nas pescarias brasileiras de atuns e afins, respondendo por mais de 50% da produção total de todas as espécies oriundas desta pescaria. A captura brasileira do bonito listrado representa mais de 60% da captura total da espécie no Atlântico ocidental.

A área de pesca estende-se de 20°S a 35°S e os desembarques ocorrem nos estados do Rio de Janeiro, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. Até 1985 o Rio de Janeiro era o principal centro de desembarques, porém, atualmente, o estado de Santa Catarina é o principal pólo de desembarque do bonito listrado no sudeste e sul do Brasil.

Os maiores índices de captura são registrados na região sul durante o primeiro e o quarto trimestres e os menores no terceiro trimestre. Em função das diferenças nos índices de captura, os maiores volumes de desembarque ocorrem nos meses de verão (fevereiro e março) e os menores nos meses de inverno (agosto e setembro). Neste período do ano as condições climáticas são desfavoráveis à pesca com vara e isca-viva, devido às baixas temperaturas e fortes ventos, fazendo com que as atividades de pesca sejam menos intensas.

Nos primeiros anos da pescaria o esforço de pesca era aplicado em toda a extensão da área de pesca. A partir de 1985 o esforço de pesca passou a ser aplicado numa área mais restrita, com menor ocorrência de atividades de pesca ao norte de 23° de latitude sul e uma maior concentração nos blocos de pesca situados entre 28° e 34° sul.

Na pescaria do bonito listrado com isca viva o esforço de pesca está dividido entre dias com captura zero e dias com captura positiva. A análise dos dados da pescaria dos barcos arrendados nacionalizados mostrou que a proporção de dias de pesca sem captura é maior nos meses de inverno (49,2% em julho) e mínima nos meses de verão (11,9% em janeiro). A média anual foi de 24,5%.

A frota atuneira de isca-viva apresenta características diversificadas e os índices de captura são maiores para os barcos das classes de comprimento e TBA maiores, indicando uma relação linear com o tamanho das embarcações. Ou seja, os barcos maiores possuem maior poder de pesca.

Os resultados da análise de padronização da CPUE do bonito listrado da pescaria com isca-viva, das regiões sudeste e sul do Brasil, mostraram a

importância do estudo da CPUE e dos fatores que influenciam sua variação, para compreender a dinâmica desta pescaria. As análises de padronização da CPUE através do modelo linear generalizado indicaram que a área de pesca, período do ano e as características físicas das embarcações são variáveis que explicam grande parte da variação nos dados de CPUE do bonito listrado.

Outros fatores que também se mostraram importantes foram a temperatura da superfície do mar, o tipo e a quantidade de isca utilizados na pescaria. Contudo, devido a deficiências no sistema de coleta/processamento dos dados, as informações sobre estas variáveis não foram coletadas ou deixaram de ser incluídas nas planilhas desenvolvidas no processamento dos dados. Portanto, não foi possível explorar todos os fatores ou variáveis que influenciam a CPUE, devido à precariedade dos dados que estiveram disponíveis para análise.

O modelo linear generalizado é um método eficiente e largamente utilizado na padronização de dados de CPUE, possibilitando avaliar o efeito de vários fatores sobre a abundância dos estoques. Entretanto, se as variações ocorridas na CPUE não estiverem relacionadas com efeitos que possam ser quantificados ou se a informação sobre determinadas variáveis ou fatores que influenciam a CPUE não estiverem sendo coletadas, a não inclusão destes fatores na análise de padronização fará com que as variações por eles produzidas sejam atribuídas a variações na abundância dos estoques e, portanto, as séries de CPUE que vierem a ser desenvolvidas não serão de boa qualidade.

Os formulários de Mapas de Bordo são os instrumentos básicos de coleta de dados das operações de pesca, possibilitando a obtenção de informações valiosas para entender a dinâmica das pescarias e para a realização de análises que permitem avaliar os impactos da pesca sobre os estoques pesqueiros, com vistas ao estabelecimento das medidas de conservação e ordenamento para gestão e uso sustentável destes estoques.

A análise dos dados dos mapas de bordo mostrou que uma grande parte das informações coletadas são incompletas e pouco precisas, indicando que não existe, no âmbito das instituições responsáveis pela implementação deste sistema de coleta de dados, o reconhecimento da sua importância para a geração de dados e informações fundamentais para a gestão do uso dos recursos pesqueiros.

Com o advento da Instrução Normativa Interministerial no. 26, de 19 de julho de 2005, foi instituído um novo formulário de mapa de bordo para as pescarias com isca-viva, exigindo o fornecimento de informação diária sobre as operações de pesca. Também foram estabelecidos novos critérios e procedimentos para preenchimento e entrega dos mapas de bordo, sanções mais severas pelo não preenchimento e entrega dos formulários de mapas de bordo, assim como, foi atribuída responsabilidade conjunta pela aplicação dos Mapas de Bordo ao Ministério do Meio Ambiente e à SEAP. Com a utilização desta nova sistemática de aplicação dos mapas de bordo, espera-se que haja o aprimoramento dos dados e informações coletados.

Entretanto, aspectos fundamentais para a aplicação efetiva dos mapas de bordo não foram ainda implementados, tais como:

- dispor de uma rede de coleta especializada;
- contar com equipe de técnicos capacitados, em todos os Estados, para realizar as atividades de supervisão e acompanhamento da coleta;
- desenvolver um trabalho contínuo de conscientização, junto aos mestres e empresas de pesca, sobre a importância das informações coletadas;
- estabelecer procedimentos para tornar obrigatório de fato o preenchimento e entrega dos Mapas de Bordo; e,
- aplicar procedimentos eficazes para a verificação da qualidade e confiabilidade dos dados coletados.

Com a nova legislação que regulamenta a aplicação dos Mapas de Bordo, determinando responsabilidades e competências sobre o sistema de mapas de bordo igualmente compartilhadas entre a SEAP/PR e o MMA/IBAMA, e estabelecendo punição mais rigorosa pelo não preenchimento dos mapas de bordo, torna-se necessária uma estreita colaboração entre estas duas instâncias de governo responsáveis pelo desenvolvimento e ordenamento da pesca no Brasil, para que os mecanismos previstos para a operacionalização do sistema sejam implementados de forma eficaz.

Portanto, torna-se extremamente importante que haja um entendimento claro das responsabilidades de cada instituição e um comprometimento efetivo para o cumprimento das diretrizes e procedimentos que venham a ser acordados para a implementação efetiva das disposições contidas na Instrução Interministerial no. 26. Neste sentido, ambas as instituições devem adotar

as providências necessárias, junto às suas unidades estaduais, para que a atividade de aplicação dos mapas de bordo seja considerada com a devida prioridade, pela sua importância para o planejamento adequado do desenvolvimento da pesca e a gestão sustentável do uso dos recursos pesqueiros.

É importante ressaltar que o bonito listrado, por ser uma espécie classificada como altamente migratória pela Convenção das Nações Unidas sobre o Direito do Mar, é um recurso pesqueiro que se encontra submetido a um regime de ordenamento específico, conduzido no âmbito de organizações intergovernamentais de pesca. Neste sentido, os países envolvidos na pescaria destes recursos têm obrigações definidas nos instrumentos legais internacionais relacionados com sua conservação e uso. Entre estas se inclui a obrigação de coletar e submeter a estas organizações os dados estatísticos de suas pescarias. Portanto, a implementação de um sistema eficiente de coleta de dados, contando inclusive com instrumentos de verificação/confirmação dos dados coletados, tais como observadores de bordo, faz parte do conjunto de obrigações que o Brasil tem que cumprir para ter acesso à exploração deste recurso.

No Atlântico ocidental o bonito listrado é explorado em duas áreas de pesca distintas; na costa da Venezuela e nas regiões sudeste e sul do Brasil. Embora a pescaria brasileira com isca viva seja responsável pela maior parte da produção do estoque do bonito listrado do Atlântico ocidental, conforme discutido por ANDRADE; KINAS (2004) existem dúvidas sobre a existência de um único estoque do bonito listrado no Atlântico ocidental. Neste sentido, como na análise de padronização da CPUE do bonito listrado só foram utilizados dados da pescaria brasileira, é possível que o índice de abundância padronizado seja um índice da biomassa disponível no sudeste e sul do Brasil e não da biomassa do estoque total do Atlântico ocidental. Por este motivo, na análise de avaliação de estoque só foram utilizados dados da pescaria brasileira do bonito listrado e, portanto, os resultados obtidos aplicam-se apenas ao estoque do Atlântico sul ocidental ou à fração do estoque ocidental explorado na pescaria brasileira do bonito listrado com isca-viva.

Os dados utilizados na análise de padronização da CPUE para o período 1983-1988 foram em sua maior parte oriundos da frota que realiza desembarques no Rio de Janeiro, a qual é composta por barcos de menor tamanho e opera numa área de pesca mais restrita. Acrescente-se ainda que esta frota, possivelmente, não tem apenas o bonito listrado como espécie alvo da pescaria,

pelo menos em determinados períodos do ano. Os dados desta frota não foram incluídos na análise da CPUE padronizada para o período 1989-1998, o que pode ter influenciado nas estimativas dos valores de CPUE padronizada. Ou seja, parte do aumento observado na CPUE padronizada pode ser devido a não inclusão dos dados das embarcações de menor tamanho que desembarcam no Rio de Janeiro.

As taxas de biomassa inicial do bonito listrado estimadas pelo programa ASPIC possivelmente estão muito abaixo daquelas que existiram no início da exploração, e, como consequência disto, o resultado das análises sugerem uma situação de sobreexploração que muito provavelmente não corresponde à real situação do estoque. Considerando as incertezas e limitações dos dados dos mapas de bordo que foram usados para desenvolver as duas séries de CPUE padronizadas, as quais foram utilizadas no ajuste do modelo de produção pelo programa ASPIC, e a condição imposta para se conseguir um ajuste razoável do modelo aos dados, é possível que alguns parâmetros tenham sido estimados de forma imprecisa. É necessário, portanto, que se use esses dados com certa reserva quando utilizados para subsidiar recomendações de ordenamento da pescaria.

8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRADE, H. A. **Distribuição, abundância relativa e migração do *Katsuwonus pelamis* (Scombridae) em relação à temperatura superficial do mar e à dinâmica oceanográfica na costa Sudeste – Sul do Brasil.** 148f. Dissertação (Mestrado em Oceanografia Biológica) – Curso de Pós-Graduação em Oceanografia Biológica, Fundação Universidade Federal do Rio Grande), Rio Grande, 1996.

ANDRADE, H.A.; TEIXEIRA, J.A. A probability model for the catch per unit of effort (CPUE) of the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) pole and line fishery in the Southwest Atlantic. **Notas Técnicas da FACIMAR.** UNIVALI, Itajaí, v. 6, p.1-5, 2002.

ANDRADE, H. A. The relationship between the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) fishery and seasonal temperature variability in the southwestern Atlantic. **Fisheries Oceanography**, v.12, n.1, p. 10-18, 2003.

ANDRADE, H. A.; KINAS, P.G. Skipjack (*Katsuwonus pelamis*) fisheries and stock structure in the Atlantic Ocean. In: Congresso Brasileiro de Oceanografia, 2004, Itajaí. **Livro de Resumos do Congresso Brasileiro de Oceanografia**, 2004. p. 152-152.

ALLEN, R.; PUNSLY, R. Catch rates as indices of abundance of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, in the eastern Pacific Ocean. **Inter-Amer. Trop. Tuna Comm. Bull.**, v.18, p. 301-379, 1984.

ARREGUIN-SANCHEZ, F. Catchability: a key parameter for fish stock assessment. **Rev. Fish. Biol. Fisheries**, v. 6, p. 221-242, 1996.

BAIRD, F. X.; ANTOINE, L. Croissance du listao dans l'Atlantique Est. In: SYMONS, P. E. K.; MIYAKE, P. M.; SAKAGAWA, G. T. (Eds.), **Proc. ICCAT Conference on the International Skipjack Year Program**, Madri, 1986, p. 301–308.

BARKLEY, R. A.; NEILL, W. A.; GOODING, R. M. Skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) habitat based on temperature and oxygen requirements. **Fish. Bull.**, v. 76, n. 3, p. 653-662, 1978.

BEN-YAMI, M. **Tuna Fishing with pole an line**. FAO Fishing Manuals. England: Fishing News Books Ltd. Surrey, 1980, 147 p.

BEVERTON, R. J.; HOLT, S. J. **On the dynamics of exploited fish populations**. **U.K. Fish. Inv.**, Ser. 2, v.19, p. 1-533, 1957.

BLACKBURN, M. Oceanography and the Ecology of Tunas. **Oceanogr. Mar. Biol. Ann. Rev.**, v.3, p. 299-322, 1965.

BROWN, C. A. Updated standardized catch rates of bluefin tuna, *Thunnus thynnus*, from the rod and reel/handline fishery off the northeast United States during 1980-2000. **Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, Madri, v. 54, n. 2, p. 477-497, 2002.

BROWN, C. A.; PASTOR, R. U.; SANORES, R. S. Updating standardized catch rates for yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) in the Gulf of Mexico longline fishery for 1992-2002 based upon observer programs from Mexico and the United States. **Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, v. 56, n. 2, p. 676-685, 2004.

CORTÉS, E. Stock assessment of small coastal sharks in the U.S. Atlantic and Gulf of Mexico. **Sust. Fish. Dir. Contrib.** SFD-01/02-152. NOAA Fisheries. Panama City, FL., 2002.

CUMMINGS-PARRACK, N.1993. Preliminary results of ASPIC from North Atlantic albacore. **Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, Madri, v. 42, n. 1, p. 402-409. 1994.

DEMÉTRIO, C.G.B. **Modelos Lineares Generalizados em Experimentação Agronômica**. Piracicaba: ESALQ/USP, 2002. 121 p. Apostilha.

DONG, Q.; RESTREPO, V. R. Notes on the Poisson error assumption made to estimate relative abundance of West Atlantic bluefin tuna. **Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT.**, Madri, v. 45, p. 158–161, 1996.

EVANS, R. H.; MCLAIN, D.R.; BAUER, R. A. Atlantic skipjack tuna: influence of mean environmental conditions on their vulnerability to surface fishing gear. **Mar. Fish. Res.** v. 43, n. 6, p. 1-11, 1980.

FONTENEAU, A.. Le modèle global et la dynamique du listao. In: SYMONS, P. E. K.; MIYAKE, P.M.; SAKAGAWA, G. T. (Eds.), **Proc. ICCAT Conference on the International Skipjack Year Program**, Madri, 1986, p. 198–207.

FONTENEAU, A. Introduction aux problèmes des relations thons-environnement dans l'Atlantique. **Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, Madri, v. 50, n. 1, p. 275-317, 1998.

FONTENEAU, A.; MARCILLE, J. Recursos, Pesca y Biología de los Tunidos Tropicales del Atlántico Centro-Oriental. **Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, Madri, v. 37, 1991, 423 p.

GAERTNER, D. ; FONTENEAU, A. ; LALOE, F. Approximate estimate of the maximum sustainable yield from catch data without detailed effort information: application to tuna fisheries. **Living Resour.**, v.14, p.1-9, 2001.

GATICA, C. ; HERNÁNDEZ, A. Tasas de captura estandarizadas como índice de abundancia relativa en pesquerías: enfoque por Modelos Lineales Generalizados. **Invest. Mar.**, Valparaíso, v. 31, n. 2, p. 107-115, 2003.

GAVARIS, S. Use of a multiplicative model to estimate catch rate and effort from commercial data. **Can. J. Fish. Aquat. Sci.**, v. 3, p. 2272–2275, 1980.

GRAINGER, R.J. R.; GARCIA, S. Chronicles of marine fishery landings (1950–1994). Trend analysis and fisheries potential. **FAO Fish. Tech. Pap.**, Roma, v. 359, p. 1–51, 1996.

GULLAND, J. A. On the fishing effort in English demersal fisheries. **U.K. Fish. Invest.**, Ser. 2, v. 20, n. 5, p. 1-41, 1956.

GULLAND, J. A. **The fish resources of the ocean**. Londres: Fishing News (Books), 255 p.

HADDON, M. 2001. **Modelling and quantitative methods in Fisheries**. New York: Chapman & Hall/CRC, 426 p.

HELSEY, T. E.; PUNT, A. E.; METHOT, R. D. A generalized linear mixed model analysis of a multi-vessel fishery resource survey. **Fish. Res.** v. 70, p. 251-264, 2004.

HILBORN, R.; WALTERS, C. J. 1995. **Quantitative fisheries stock assessment**. New York: Chapman and Hall, 570 p.

HUBERT, W. A.; FABRIZIO, M. C. Relative abundance and catch per unit effort. Chapter 7. In: BROWN, M; GUY, C. **Analysis and Interpretation of Freshwater Fisheries Data**. American Fisheries Society. (No prelo).

IBAMA. Atuns e Afins e da Sardinha: Relatório da V Reunião do Grupo Permanente de Estudos (GPE) sobre Atuns e Afins, realizada no período de 10 a 14 de dezembro de 1990, em Itajaí, SC. **Coleção Meio Ambiente. Série Estudos Pesca 11**. Brasília. p. 61-129. 1994.

IBAMA. **Relatório da VIII Reunião do Grupo Permanente de Estudos sobre Atuns e Afins**. Tamandaré, 57 p. (mimeo). 1998.

ICCAT. International Convention for the Conservation of Atlantic Tunas. **ICCAT – Basic Texts**, Madri. p.11-21, 1985.

ICCAT. **Field Manual for Statistical and Sampling Atlantic Tunas and Tuna-like Fishes**. 3rd Edition. Madri: ICCAT, 1990. 184 p.

ICCAT. Report of the Data Preparatory Meeting for the South Atlantic Abundance Indices (Tamandaré, Brazil, August 3-9, 1994). **Col. Vol. Sci. Pap, ICCAT**, Madri, v .44, p. 89-116, 1995.

ICCAT. **Report for biennial period 1996-97**. Part II (1997). Madri. v. 2, p. 35-42, 1998.

ICCAT. Report of the ICCAT Skipjack Tuna Stock Assessment Session (Funchal, Madeira, Portugal, June 28-July 2, 1999)). **Col. Vol. Sci. Pap, ICCAT**, Madri, v. 51, p. 132-220, 2000.

ICCAT. **Report of the 2003 meeting of the Standing Committee on Research and Statistics (SCRS) – Executive Summary SKJ**. In: **ICCAT Report for Biennial Period, 2002-03**, Madri, p. 42-49, 2004.

ICCAT. **Statistical Bulletin**. Madrid: ICCAT, v.34, 2005a. 110 p.

ICCAT. **Informe del periodo bienal 2004-05**. 1^a. Parte (2004). Madrid, v. 2, p. 67-74. 2005b.

JABLONSKI, S; MATSUURA, Y. Estimates of exploitation rates and population size of skipjack tuna off the southeastern coast of Brazil. **Bolm. Inst. Oceanogr.**, S. Paulo, v. 33, n. 1, p. 29-38, 1985.

JOSEPH, J. Scientific Management of the World Stocks of Tunas, Billfishes, and Related Species. **J. Fish. Res. Board Can.**, v. 30, n. 12, p. 2471-2482, 1972.

JOSEPH, J. International tuna management revisited. In: ROTSCCHILD, B. J. **Global Fisheries: Perspectives for the 1980s**. New York: Springer-Verlag, 1983. p. 123-150.

KIMURA, D. K. Standardized measures of relative abundance based on modeling log (C.P.U.E), and their application to Pacific ocean perch (*Sebastes alutus*). **J. Cons. Int. Explor. Mer.**, v. 39, p. 211-218, 1981.

KLAER, N. R. Methods for standardization of catch/effort and data requirements. In: HANCOK, D. A. (ed). **Population dynamics for fishery management**. Australian Society for Fish Biology Workshop Proceedings. Perth 24-25 August 1993. Perth: Australian Society for Fish Biology, 1994. p. 86-90.

MENESES DE LIMA, J. H. Preliminary analysis of fishing power of Brazilian baitboats. **Col. Vol. Sci. Pap.** v. 40, n. 2, p. 116-125, 1993.

LIN, C. F. **Atuns e Afins: Estimativa da quantidade de isca-viva utilizada pela frota atuneira**. IBAMA / Série Estudos – Pesca, Brasília, v. 6, p. 1–80, 1992.

LITTELL, R.C.; MILLIKEN, G.A.; STROUP, W. W.; WOLFINGER, R. D. **SAS System for Mixed Models**, Cary NC: SAS Institute Inc., 1996. 663 p.

LO, N. C.; JACOBSON, L. D.; SQUIRE, J. L. Indices of relative abundance from fish spotter data based on Delta-lognormal models. **Can. J. Fish. Aquat. Sci.**, v. 49, p. 2515-2526, 1992.

MATSUURA, Y. Perspectiva da pesca de bonitos e atuns no Brasil. **Ciência e Cultura**, São Paulo, v. 34, n.3, p. 333–339, 1982.

MATSUURA, Y. 1995. Exploração pesqueira. In: Os ecossistemas brasileiros e os principais macrovetores de desenvolvimento: Subsídios ao planejamento da gestão ambiental, Capítulo 4.6. Projeto Cenários para o Planejamento da Gestão Ambiental, Secretaria de Coordenação dos Assuntos de Meio Ambiente, MMA – Brasília: 15 p.

MATSUURA Y.; ANDRADE. H. A. Synopsis on Biology of Skipjack Tuna Population and Related Environmental Conditions in Brazilian Waters. **Col. Vol. Scient. Pap, ICCAT**, Madri, v. 51, p. 395-401, 2000.

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

McCULLAGH, P.; NELDER, J.A.. **Generalized linear models**. New York: Chapman and Hall, 1989. 511 p.

MENESES DE LIMA J. H.; LIN, C. F.; MENEZES, A. A. S. Preliminary results of standardized catch rates for skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) from the Brazilian baitboat fishery through 1998. **Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, Madri, v. 51, p. 464-487, 1999.

MENESES DE LIMA J. H.; LIN, C. F.; MENEZES, A. A. S. As pescarias brasileiras de bonito listrado com vara e isca viva, no Sudeste e Sul do Brasil, no período de 1980 a 1998. **Bol. Téc. Cient. CEPENE**, v. 8, n. 1, p. 185-278, 2000.

MENESES DE LIMA, J. H. Barcos cerqueiros afetam setor pesqueiros nacional. **Ecologia e Desenvolvimento**, Rio de Janeiro, v. 9, p. 52-54, mar., 2000.

MIYAKE, P. M.. **Field Manual for Statistical and Sampling Atlantic Tunas and Tuna-like Fishes**. Third Edition. Madri: ICCAT, 1990. 184 p.

MOYLE, J. B.; LOUND, R. Confidence limits associated with means and medians of series of net catches. **Trans. Amer. Fish. Soc.**, v. 89, p.53-58, 1960.

ORTIZ, M.; LEGAULT, C. M.; EHRHARDT, N. M. An alternative method for estimating by catch from the U.S. shrimp trawl fishery in the Gulf of Mexico, 1972-1995. **Fish. Bull.**, v. 98, p. 583-599, 2000.

ORTIZ, M.; BROWN, C. Standardized catch rates for Sailfish (*Stiophorus playtpterus*) from United States Recreational fishery surveys in the Northwest Atlantic and Gulf of Mexico. **Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, v. 54, n. 3, p. 772-790, 2002.

ORTIZ, M.; AROCHA, F. Alternative error distribution models for standardization of catch rates of non-target species from a pelagic longline fishery: billfish species in the Venezuelan tuna longline fishery. **Fish. Res.** v. 70, p. 275-297, 2004.

ORTIZ, M. Standardized catch rates for bigeye tuna (*Thunnus obesus*) from the pelagic longline fishery in the northwest Atlantic and the Gulf of Mexico. **Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, v. 58, n. 1, p. 137-152, 2005.

PENNINGTON, M. Efficient estimators of abundance, for fish and plankton surveys, **Biometrics**, v. 39, p. 281-286, 1983.

PINHEIRO, J. C.; BATES, D. M. **Mixed-effects models in S and S-Plus**. New York: Springer-Verlag, 2000.

PORCH, C. E.; EKLUND, A. M. Standardized visual counts of Goliath grouper off South Florida and their possible use as indices of abundance. **Sustainable Fisheries Division Contribution SFD-2003-0017**. Southeast Fisheries Science Center, Miami, Florida, 2003.

PRAGER, M. H. A suite of extensions to a nonequilibrium surplus-production model. **Fish. Bull.**, v. 92, p. 374-389, 1994.

PRAGER, M. H.; GOODYEAR, C. P.; SCOTT, G. P. Application of a surplus production model to a swordfish-like simulated stock with time-changing gear selectivity. **Trans. Amer. Fish. Soc.**, v. 125, p. 729–740, 1996.

PRAGER, M.H.. **A user's manual for ASPIC: a stock-production model incorporating covariates, program (ver. 5.0) and auxiliary Programs**. NOAA/NMFS, Beaufort Laboratory Document BL-2004-01, 2005. 27p.

PUNT, A. E. Is $B_1 = K$ an appropriate assumption when applying an observation error production-model estimator to catch–effort data? **S. African J. Mar. Sci.**, v. 9, p. 249–259, 1990.

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

PUNSLY, R. G.; NAKANO, H. Analysis of variance and standardization of longline hook rates of bigeye (*Thunnus obesus*) and yellowfin (*Thunnus albacares*) in the eastern Pacific Ocean during 1975 - 1987. **Inter-Amer. Trop. Tuna Comm. Bull.**, v. 20, p.165-184, 1992.

ROBSON, D. S.. Estimation of relative fishing power of individual ships. **Res. Bull. Inter. Comm. NW-Atl. Fish.**, v. 3, p. 5-14, 1966.

RODRIGUEZ-MARIN, E.; ARRIZABALAGA, H.; ORTIZ, M.; RODRIGUEZ-CABELLO, C.; MORENO, G.; KELL, L. T. Standardization of bluefin tuna, *Thunnus thynnus*, catch per unit effort in the baitboat fishery of the Bay of Biscay (Eastern Atlantic). **ICES J. Mar. Sci.**, v. 60, p.1216–1231, 2003.

SAS Institute Inc. **SAS/STAT User's Guide, Version 8**. Carey, NC: SAS Institute Inc. 1999. 3884p.

SCHNUTE, J. Improved estimates from the Schaefer production model: Theoretical considerations. **J. Fish. Res. Board Can.** v. 34, p. 583-603. 1977.

SHIMADA, B .M.; SHAEFER, M. B. A study of changes in fishing effort, abundance, and yield for yellowfin and skipjack tuna in the eastern tropical Pacific Ocean. **Inter-Amer. Trop. Tuna Comm. Bull.**, v. 1, p. 351- 421, 1956.

SIERRA, A. G.; LIZASO, J. L. S. **Fundamentos de la Explotación de Recursos Vivos Marinhos**. Zaragoza: Editorial Acribia, 1998. 249 p.

SILVA, A. **A pescaria de atuns com isca viva no litoral sudeste sul do Brasil, por barcos nacionalizados (1992-1995)**. IBAMA/CEPERG. Rio Grande, 10 p. 1996 (Mimeo)

SOTO RUIZ, M. **Estandarización de series de CPUE con S-plus**. 2002. 105 p. Apostilha.

STEFÁNSSON, G. Analysis of groundfish survey abundance data: combining the GLM and delta approaches. **ICES, J. Mar. Sci.**, v. 53, p. 577-588. 1996.

STRETTA, J. M.. Medio ambiente e pesca de tunidos en el Atlantico tropical oriental. **Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT**, v. 37, p. 293-343, 1991.

UN. – **The Law of the Sea United Nations Convention on the Law of Sea**, with index and final act of the Third United Nations Conference on the Law of the Sea. New York: United Nations, 1983. 224 p.

VAN DEN AVYLE, M.; HAYWARD, R. S. Dynamics of exploited fish populations. In: KOHLER, C. C.; HUBERT, W. A. **Inland fisheries management in North America**. 2nd edition. Bethesda: American Fisheries Society, 1999. p. 127-166.

VAZZOLER, G. A pesca marítima no Brasil. In: Rothschild, B. J. (editor) **A pesca seus recursos e interesses nacionais**. 1975. p. 283-297.

VIGNAUX, M. Analysis of vessel movements and strategies using commercial catch and effort data from the New Zealand hoki fishery. **Can. J. Fish. Aquat. Sci.** v. 53, p. 2126–2136, 1996.

YIMIN, Y.; AL-HUSAINI, M.; AL-BAZ. A. Use of generalized linear models to analyze catch rates having zero values: the Kuwait driftnet fishery. **Fish. Res.**, v. 53, p.151-168, 2001.

ZAVALA-CAMIN, L. A. Introdução do método de pesca de tunídeos com vara e isca-viva no Sudeste e Sul do Brasil. **B. Inst. Pesca Ser. Divulg**, n. 2, p. 1-51, 1977.

ANEXO 1 - Formulário de Mapa de Bordo



MINISTERIO DA AGRICULTURA
SUPERINTENDENCIA DO DESENVOLVIMENTO DA PISCICULTURA
INSTITUTO DE PESQUISA E DESENVOLVIMENTO

200752791/1/88
UNTO PESQUEIRO-PDP

MAPA DE BORDO
(PESCA DE ATUM C/ ISCA - VIVA)

SUDEPE 3705

3

船名 NOME DA EMBARCAÇÃO KATSUSHIO MARU Nº3		出港地 PORTO DE SAÍDA ITAJAI		入港地 PORTO DE CHEGADA ITAJAI		ISCA - Nº DE SARRICOS OU Kg /290 kg エサ對量							
R G P		出港日 DATA DE SAÍDA 30/7/88		入港日 DATA DE CHEGADA 31/8/88		船員數 Nº DE PESCADORES 22							
						Nº DE SARRICOS		Kg					
						SARDINHA	BOQUEIRÃO	OUTROS	SARDINHA	BOQUEIRÃO	OUTROS		
						1290							

DIA 日時	ATIVIDADE 特記事項	LOCAL / PESQUEIRO 漁獲場所		水深 PROF (m)	水温 TEMP ÁGUA	天候 EC	VENTO		セウチ Bonito Galado	魚群CAPTURA ESTIMADA (Kg)					漁船		
		緯度	経度				風向	風速		Albacora Lage/Atum	Albacora rinha	Albacora Branco	Bonito Cachorro	A	B		
8/9	3	29-11	43-14	600	21.4	BC	NW	4	5.9							A	B
10	4	23-59	44-19		21.3	BC	SW	6								6	
11	3	23-58	42-59	370	22.6	BC	SE	4	3.5							6	
12	6	24-13	42-57	1000	22.6	BC	E	4	1.5							6	
13	7	24-20	43-47		21.1	BC	E	4									
14	9	24-53	44-40		21.1	BC	ENE	4									
15	5	26-15	46-43		19.0	B	NW	3									
16	7	26-26	46-51	145	19.1	C	NW	2	5.6	0.5						6	6
17	7	26-25	46-51	145	19.1	C	SE	3	4.2	0.3							6
18	4	24-33	44-27		21.3	BC	NE	3									6
TOTALS				ESTIMADO 推定		DESEMBARCADO 降											

INSTRUÇÕES PARA PREENCHIMENTO		
ATIVIDADE	EC (ESTADO DO CÉU)	EV (FORÇA/VENTO)
1 ISCA	1 - CEU LIMPO	1 - CALMARIA
2 VIAGEM	2 - ATE NUBES ENCUBERTAS	2 - FRACO
3 FRAQUEZA/PESCA	3 - TOTALMENTE ENCUBERTAS	3 - MODERADO
4 CAPEANDO	4 - CHOVENDO	4 - FORTE
5 ETC.		

- 1 イサヒ
- 2 船行
- 3 漁獲
- 4 支分
- 5 他

OBSERVAÇÕES:
- INDICAR O Nº MÉDIO DE CARDUMES AVISTADOS NA VIAGEM 魚群数
- INDICAR SE OS CARDUMES ACEITARAM BEM A ISCA (ASSINALAR COM X O QUADRINHO)
魚群の餌食は良好でした

SIM NÃO

A --- 左舷 漁船
B --- 右 ---

(EX) A 3 江 左舷 3 番 E
意味 53

ANEXO II – Relação nominal das embarcações, suas características físicas principais e número de anos de operação, nos estados do Rio de Janeiro e Santa Catarina, no período 1983-1996.

Seqüência	Nome da embarcação	CARACTERÍSTICAS FÍSICAS				NÚMERO DE ANOS DE OPERAÇÃO		
		Capacidade de porão	Ano de Fabricação	Comprimento total	TBA	Rio de Janeiro	Santa Catarina	total
1	Adolpho Jose	140	1990	29,50	268,60	0	6	6
2	Agua Dourada XIII	100	1994	30,50	235,80	2	3	5
3	Alcatraz	45	1974	22,00	65,00	10	0	10
4	Anga	55	1982	22,00	69,00	11	2	13
5	Anga I	45	1982	22,00	69,00	10	2	12
6	Anga IV	40	1965	22,00	63,00	10	3	13
7	Angelina Eugenia	102	1971	20,00	109,00	12	8	20
8	Atol do Mar	50	1964	24,00	80,00	4	0	4
9	Ave Maria	40	1953	19,00	44,00	14	0	14
10	Baia de Machico	38	1970	20,60	82,60	8	0	8
11	Bom Abrigo	50	1971	21,00	69,00	11	11	22
12	Brasinha	25	1966	18,00	51,00	10	0	10
13	Brastuna IV	2	2	4
14	Brastuna II	70	1946	28,00	84,00	2	2	4
15	Braza	80	1986	23,50	84,60	9	0	9
16	Cajel	150	1992	26,10	122,00	0	4	4
17	Cecy	60	1969	26,20	149,10	14	11	25
18	Ciapesc I	50	1968	24,50	132,70	9	10	19
19	Ciapesc II	50	1969	24,40	109,20	11	10	21
20	Ciapesc III	50	1970	24,40	109,20	11	10	21
21	Ciapesc V	45	1972	22,00	81,00	2	5	7
22	Cidade Lisboa	45	1945	24,50	78,00	5	3	8
23	Corsario Branco	46	1972	23,80	81,30	14	6	20
24	Dallia	90	1972	25,00	152,00	4	3	7
25	Delmare I	80	1987	26,00	107,00	0	8	8
26	Dom Osvaldo	90	1989	24,10	96,80	0	7	7
27	Espada	10	1939	15,00	34,50	4	4	8
28	Espirito Santo	90	1988	26,10	111,00	8	7	15
29	Estrela D'alva	40	1970	20,00	70,00	3	0	3
30	Estrela de Ouro	64	1971	21,50	77,50	12	4	16
31	Estrela do Mar II	55	1973	25,50	120,00	0	3	3
32	Europa	90	1994	28,00	177,00	3	2	5
33	Ferreira IV	70	1946	28,00	84,00	6	11	17
34	Ferreira XVII	60	1975	24,00	80,00	5	13	18
35	Ferreira XVIII	80	1986	26,20	197,00	1	10	11
36	Ferreira XXI	90	1994	27,10	149,10	0	3	3
37	Ferreiro	65	1982	23,80	75,00	12	5	17
38	Gentil Matias	120	1971	27,00	128,00	3	2	5
39	Graças a Deus	50	1981	24,00	83,00	12	10	22
40	Ipecea 101	43	1978	21,00	104,00	3	0	3
41	Ipecea 102	43	1978	21,00	99,00	4	0	4
42	Ipecea 108	55	1979	21,50	96,00	2	1	3
43	Itaruma	128	1971	27,00	128,00	4	4	8
44	Joao de Deus	90	1949	35,00	176,00	4	4	8
45	Karima	60	1975	23,00	84,00	11	11	22
46	Kowalsky V	65	1991	26,10	121,00	2	6	8
47	Lua Nova	60	1987	21,60	131,80	9	0	9
48	Malacostraca	.	1966	21,00	89,00	5	0	5
49	Marbela I	60	1985	23,60	107,00	3	11	14
50	Maria Angela	45	1973	20,50	70,50	12	0	12
51	Natalia	65	1989	20,00	118,00	8	5	13
52	Niteroi	35	1955	21,00	57,00	14	0	14
53	Noni I	70	1990	23,60	79,00	0	5	5
54	Palmas II	135	1988	26,00	270,60	5	5	10
55	Parcel I	65	1950	29,90	122,00	7	7	14
56	Passarinho	60	1969	26,00	152,50	10	13	23
57	Presidente IV	.	1973	25,50	120,00	4	1	5
58	Promar II	.	1969	20,00	64,00	2	1	3
59	Que Deus te Guie	56	1974	25,00	87,00	5	1	6
60	Rasputin	70	1973	25,00	156,00	7	6	13
61	Sansao	70	1972	25,50	152,40	9	7	16
62	Santa Fé	47	1979	23,00	77,00	2	13	15
63	Santa Madalena	90	1985	30,30	187,00	1	7	8
64	Santa Marina	70	1951	28,40	159,40	12	14	26
65	Santa Rosa	50	1948	28,00	101,00	12	5	17
66	Saturno	40	1970	22,30	87,30	6	7	13
67	Sinal da Cruz	85	1992	26,50	131,30	4	3	7
68	Sopescá III	47	1987	24,60	107,00	2	8	10
69	Star Fish	70	1988	25,10	137,60	2	2	4
70	Sul Atlantico IX	65	1969	27,40	208,40	2	10	12
71	Sul Atlantico X	49	1971	22,00	75,00	2	1	3
72	Tai	60	1974	28,00	114,00	14	1	15
73	Tri Campeao	50	1971	20,50	83,00	8	0	8
74	Tri Campeao I	.	1970	20,00	83,00	8	0	8
75	Tucano	60	1970	26,30	145,60	10	11	21
76	Tufao	40	1971	22,40	86,00	8	7	15
77	Vania Lucia VII	.	1977	18,00	46,00	4	1	5
78	Vega	50	1990	20,00	80,00	5	2	7
79	Vô David	261	1988	38,00	392,00	0	9	9
80	Vulcano	60	1984	24,10	107,00	3	13	16
81	Yamaia I	37	1974	22,00	94,00	2	3	5
82	Yamaia II	37	1974	22,00	94,00	3	3	6
83	Yamaia III	52	1982	20,80	95,00	6	13	19

