

RENATA MARIA MEDEIROS DA SILVA

**MODELOS LINEARES GENERALIZADOS NO ESTUDO DE
PROPORÇÕES DE AGULHÕES VELA (*Istiophorus albicans*) E
VERDE (*Tetrapturus pfluegeri*) NA PESCA DE ATUNS COM
ESPINHEL NO OCEANO ATLÂNTICO**

RECIFE-PE – FEVEREIRO/2013



UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DE PERNAMBUCO
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM BIOMETRIA E ESTATÍSTICA APLICADA

**MODELOS LINEARES GENERALIZADOS NO ESTUDO DE
PROPORÇÕES DE AGULHÕES VELA (*Istiophorus albicans*) E
VERDE (*Tetrapturus pfluegeri*) NA PESCA DE ATUNS COM
ESPINHEL NO OCEANO ATLÂNTICO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Biometria e Estatística Aplicada como exigência parcial à obtenção do título de Mestre.

Área de Concentração: Biometria e Estatística Aplicada

Orientador: Prof. Dr. Humber Agreli de Andrade

RECIFE-PE – FEVEREIRO/2013

Ficha catalográfica

S586m Silva, Renata Maria Medeiros da
Modelos lineares generalizados no estudo de proporções de
agulhões vela (*Istiophorus albicans*) e verde (*Tetrapturus pfluegeri*)
na pesca de atuns com espinhel no oceano Atlântico / Renata
Maria Medeiros da Silva. – Recife, 2013.
58 f. : il.

Orientador: Humber Agreli de Andrade.
Dissertação (Mestrado em Biometria e Estatística Aplicada) –
Universidade Federal Rural de Pernambuco, Departamento de
Estatística e Informática, Recife, 2013.

Referências.

1. Espinhel 2. Espécie acompanhante 3. Distribuição
binomial I. Andrade, Humber Agreli de, orientador II. Título

CDD 310

Dedicatória

Dedico este trabalho ao meu esposo Fredson, minha mãe (*in memoriam*), meu pai e minhas irmãs Rebeka e Rafaela.

Agradecimentos

Agradeço primeiramente a Deus autor da minha vida, por me sustentar durante todos os momentos difíceis, e por sempre colocar esperança em meu coração.

Ao meu orientador Humber de Andrade por me aceitar como orientanda, por me respeitar como pessoa, me ensinar valores no âmbito profissional, por ser sempre prestativo, e por tornar esta dissertação possível.

Ao meu querido esposo Fredson Silva por saber o que falar nos momentos em que eu precisava ouvir, por apoiar meus sonhos mesmo sabendo que seriam diminuídos nossos momentos juntos por conta da distância. E por dizer sempre que iria dar tudo certo. Obrigada meu amor por se fazer tão fundamental em minha vida.

A minha mãe Martha Medeiros (*in memoriam*) pelo esforço e dedicação dado a minha criação e educação. Por me ensinar que tudo é possível, e que o espaço entre o sonho e a realidade nós é que dimensionamos. E pelas orações que até hoje tem surtido efeito.

Ao meu pai Edwygh de Alencar por me mostrar que podemos nos tornar pessoas melhores todos os dias.

A minha irmã bipolar Rebeka Maria, pelo companheirismo, por torcer sempre por mim, por vibrar com minhas conquistas e pelos momentos agradáveis que me fizeram e me fazem esquecer dos problemas.

A minha irmã caçula Rafaela Maria, por seu carinho, pode não parecer, mas ele me conforta, e pelos momentos maravilhosos de criança.

A minha tia Odete por fazer o papel de uma segunda mãe, por estar sempre pronta para me ajudar, e pelas conversas maravilhosas que temos.

A minha sogra Maria dos Anjos pelas orações, as quais foram e são essenciais para me manter. E por acreditar que colherei bons frutos futuramente.

Aos meus familiares que não foram citados, o meu muito obrigada pela torcida e por acreditar que sou capaz.

Aos amigos de mestrado representados por Neto Cabral, Priscilla Sales, Nyedja Barbosa, Érika Fialho, Marystella Duarte pelos momentos incríveis, pelas descontrações durante o curso e por aumentarem meu círculo de amigos.

Aos meus irmãos em Cristo e amigos Valquíria Carvalho, Emerson Fernando, Tatiana Salgueiro, Almir Salgueiro, Antônio Campos, Geraldo Oliveira, Elenice Menezes e Gilson Marques. Obrigada pela torcida e pelas orações.

Aos amigos do laboratório de modelagem estatística aplicada Adriano Lima e André Guimarães pelas palavras de animo e momentos de descontração, essenciais na fase final da dissertação.

Aos amigos de Engenharia de Pesca e do Departamento de Pesca e Aquicultura representados por Larissa Lima, Suzianny Cabral, Roberta Ferreira, Natalia Alves, Fernanda Albuquerque, Raul Garcia, Hudson Batista, Victor Andrade, Jonas Rodrigues, Rodrigo Barreto, Ylanna Marinho e Ana Paula Santos pela torcida e pelas conversas agradáveis.

Aos professores e funcionários que fazem parte desta pós-graduação. Obrigada por me receber.

“Bem-aventurado o homem que acha sabedoria, e o homem que adquire conhecimento. Porque melhor é a sua mercadoria do que a mercadoria de prata, e a sua renda do que o ouro mais fino.”

Provérbios 3:13-14

Resumo

A confiabilidade dos dados de captura das pescarias pelágicas de espinhel preocupa especialmente no caso das espécies não alvo como os agulhões vela (*Istiophorus albicans*) e verde (*Tetrapturus pfluegeri*). As capturas destas duas espécies são frequentemente registradas agregadas e portanto é difícil calcular as capturas separadas de cada uma delas. Neste trabalho o objetivo foi construir um modelo linear generalizado para estimar a proporção de agulhão vela e verde quando as capturas estão agregadas. A variável resposta (número de agulhões vela na captura agregada) é assumida como binomial. As variáveis explicativas foram ano, trimestre, frota, distâncias do equador e distância da costa. A logit foi usada como função de ligação. Foram selecionados modelos para diferentes cenários definidos em função da inclusão ou exclusão das variáveis ano e frota. Os ajustes dos modelos foram aceitáveis no sentido de que eles não são viesados. Análises de sensibilidade foram realizadas, pois alguns dados se mostraram influentes. As variáveis frota, trimestre e distâncias do equador e da costa são importantes para explicar as variações das proporções de agulhão vela. As frotas de China Taipei e dos EUA capturam proporções elevadas de agulhão vela. As proporções nos hemisférios norte e sul são elevadas nos verões boreal e austral, respectivamente. As proporções são também elevadas nas regiões equatoriais e costeiras.

Palavras-chave: espinhel, espécie acompanhante, distribuição binomial.

Abstract

The reliability of catch data of the pelagic logline fisheries is of concern especially for non-target species like sailfish (*Istiophorus albicans*) and spearfish (*Tetrapturus pfluegeri*). The catch of those two species is often reported aggregated hence it is difficult to calculate separated catch of each species. In this work the objective was to build a generalized linear model to estimate the proportion of sailfish (or spearfish) when the catch are aggregated. The response variable (number of sailfish in the aggregated catch) was assumed to follow a binomial distribution. Explanatory variables were year, quarter, fleet, distance from equator and distance from coast. Logit was used as link function. Models were selected for different scenarios as defined based on the inclusion or exclusion of factor year and fleet. Models fittings were acceptable in the sense they are not biased. Sensitivity analyses were carried out because some influential data appeared. Variables fleet, quarter and distance from the equator and from coast are important to explain the variation of the sailfish proportion. China Taipei and USA fleet catches show high proportion of sailfish. The proportions in the north and south hemispheres are high in the boreal and austral summer respectively. The proportions are also high in the equatorial and regions.

Keywords: longline, bycatch, binomial distribution.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Esquema básico do espinhel de superfície utilizado na pesca de atuns e afins. Fonte: Ecology Action Centre (2013).....	14
Figura 2. Exemplar de um agulhão vela (<i>Istiophorus albicans</i>) adulto. Fonte: ICCAT (2012).....	16
Figura 3. Exemplar de um agulhão verde (<i>Tetrapturus pfluegeri</i>) adulto. Fonte: ICCAT (2012).....	18
Figura 4. Ilustração das radiais adotadas para os cálculos das distâncias da costa.....	25
Figura 5. Números somados de agulhões vela e verde para os dados de 1987 a 2008.....	32
Figura 6. Proporção de agulhão vela em relação ao total (agulhão vela mais verde) para os dados de 1987 a 2008.....	32
Figura 7. Proporção de agulhão vela em relação ao total (agulhão vela mais verde) das frotas do Brasil, dos EUA, da Venezuela, do Japão, da Espanha e da China Taipei para os dados de 1987 a 2008.....	33
Figura 8. Proporção de agulhão vela em relação ao total (agulhão vela mais verde) no quatro trimestres para os dados dos anos de 1987 a 2008.....	34
Figura 9. Diagnóstico do ajuste do modelo do cenário “sem ano e com frota”. As legendas com números dentro das áreas gráficas indicam os registros que correspondem aos maiores resíduos observados.....	46
Figura 10. Diagnóstico do ajuste do modelo do cenário “sem ano e sem frota”. As legendas com números dentro das áreas gráficas indicam os registros que correspondem aos maiores resíduos observados.....	46
Figura 11. Diagnóstico do ajuste do modelo do cenário “com ano e com frota”. As legendas com números dentro das áreas gráficas indicam os registros que correspondem aos maiores resíduos observados.....	47
Figura 12. Diagnóstico do ajuste do modelo do cenário “com ano e sem frota”. As legendas com números dentro das áreas gráficas indicam os registros que correspondem aos maiores resíduos observados.....	47

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Número de agulhão vela mais agulhão verde e a proporção de agulhão vela em relação à soma de agulhões vela e verde (entre parênteses).....	31
Tabela 2. Ordem dos cinco melhores modelos selecionados em cada cenário. Variáveis explicativas são <i>ano</i> , <i>frota</i> , trimestre (<i>trim</i>), distância do equador (<i>de</i>), mínima distância da costa ($d_{(min)}$), médias das duas ($d_{(2)}$) e três ($d_{(3)}$) menores distâncias da costa. Interações particulares são representadas por dois pontos. Interações de primeira ordem entre cada combinação pareada de três ou mais variáveis explicativas são representadas por parênteses e elevado a segunda potência () ² . Todos os outros expoentes referem-se a expressões algébricas convencionais.....	35
Tabela 3. Análise da deviância para os melhores modelos para cada um dos quatro cenários. Variáveis explicativas são <i>ano</i> , <i>frota</i> , trimestre (<i>trim</i>), distância do equador (<i>de</i>), mínima distância da costa ($d_{(min)}$), média das duas ($d_{(2)}$) e das três ($d_{(3)}$) menores distâncias da costa. Interações são representadas por dois pontos.....	37
Tabela 4. Coeficientes estimados com o modelo binomial para o cenário com ano e com frota. São mostradas somente as estimativas significativamente ($p < 0,05$ em testes t-Student) diferentes de zero.....	39
Tabela 5. Coeficientes estimados com o modelo binomial para o cenário sem ano e com frota. São mostradas somente as estimativas significativamente ($p < 0,05$ em testes t-Student) diferentes de zero.....	41
Tabela 6. Coeficientes estimados com o modelo binomial para o cenário com ano e sem frota. São mostradas somente as estimativas significativamente ($p < 0,05$ em testes t-Student) diferentes de zero.....	43
Tabela 7. Coeficientes estimados com o modelo binomial para o cenário sem ano e sem frota. São mostradas somente as estimativas significativamente ($p < 0,05$ em testes t-Student) diferentes de zero.....	44

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	12
2. REVISÃO DE LITERATURA.....	14
2.1 Pesca com espinhel pelágico e a identificação da fauna acompanhante.....	14
2.2 Classificação e características dos agulhões vela (<i>Istiophorus albicans</i>) e verde (<i>Tetrapturus pfluegeri</i>).....	16
2.2.1 Classificação.....	16
2.2.2 Agulhão vela (<i>Istiophorus albicans</i>).....	16
2.2.3 Agulhão verde (<i>Tetrapturus pfluegeri</i>).....	18
2.3 Modelos lineares generalizados.....	19
3. OBJETIVOS.....	21
3.1 Objetivo geral.....	21
3.2 Objetivos específicos.....	21
4. MATERIAL E MÉTODOS.....	21
4.1 Dados.....	21
4.2 Análise exploratória.....	22
4.3 Variáveis.....	22
4.3.1 Variável resposta.....	23
4.3.2 Variáveis explicativas.....	23
4.4 Modelo.....	25
4.5 Seleção do modelo.....	27
5. RESULTADOS.....	30
5.1 Análise exploratória.....	30
5.2 Modelos.....	34
5.3 Análise das estimativas dos coeficientes das variáveis explicativas.....	38
5.3.1 Cenário com ano e com frota.....	38
5.3.2 Cenário sem ano e com frota.....	40
5.3.3 Cenário com ano e sem frota.....	42
5.3.4 Cenário sem ano e sem frota.....	44
5.4 Análise dos resíduos.....	45
6. DISCUSSÃO.....	47
7. CONCLUSÃO.....	52
8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	53

1. INTRODUÇÃO

A pesca com espinhel pelágico é bastante difundida no mundo, tendo como espécies alvo os atuns (*Thunnus* sp.), o espadarte (*Xiphias gladius*) e alguns tubarões (TASKER et al., 2000). Esta pescaria é mais seletiva que algumas outras (ex. rede de arrasto), no entanto inevitavelmente ocorre a captura de espécies não alvo, representadas principalmente por tubarões e agulhões, como é o caso dos agulhões vela (*Istiophorus albicans*) e verde (*Tetrapturus pfluegeri*).

Um grande problema desta pescaria é a captura sem monitoramento das espécies não alvo, neste trabalho denominadas de acompanhantes ou acessórias. Estas espécies não apresentam alto valor comercial, e por isso a obtenção de dados de captura das mesmas é dificultada principalmente por dois fatores: a) são descartadas e/ou raramente registrados em diários de bordo; b) ocorre o agrupamento da captura dessas espécies. Estes dois fatores implicam em dados que não refletem a realidade da pesca, seja pela omissão de dados ou pela falta de especificidade da captura. Essa deficiência se manifesta na forma de erros ou de classificações mais grosseiras só a níveis gerais (“agulhões em geral”) e não específicos.

As capturas, sejam elas de espécies alvo ou não, deveriam ser registradas e discriminadas em diários de bordo pelos pescadores ou por observadores de bordo, com o intuito de obter informações para a realização da avaliação de estoques e da gestão pesqueira. Por exemplo, no Brasil o Decreto-Lei nº 221, de 28 de fevereiro de 1967 já estabelecia a obrigatoriedade dos mapas de bordo. Atualmente existem outras legislações que obrigam o uso do mapa de bordo e estabelecem os critérios para o preenchimento do mesmo (BRASIL, 2003; BRASIL, 2005).

As estimativas das capturas totais das espécies acompanhantes são realmente difíceis de calcular, pois por vezes os registros em nível de espécie não condizem com a realidade de captura das mesmas, como no caso dos agulhões vela e verde. Estes agulhões muitas vezes não são classificados em nível de espécie. Assim, vários agulhões capturados no Atlântico foram e continuam sendo incluídos no banco de dados da ICCAT (*International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas*) na categoria “agulhões não classificados”. Há também confusões e evidente falta de discernimento em alguns casos. Por exemplo, grande parte dos

dados das frotas de alguns países, como Japão, Coréia e China Taipei, por muitos anos foram registrados de forma agregada no caso das capturas dos agulhões vela e verde (ICCAT, 2010).

O problema das capturas agregadas dos agulhões vela e verde poderia ser minimizado se houvessem estimativas de proporções que permitissem determinar as quantidades capturadas de cada espécie. Uma alternativa para solucionar tal problema é a construção de um modelo para estimar proporções em função de variáveis explicativas usualmente disponíveis nas bases de dados.

Os Modelos Lineares Generalizados (MLG) são muito utilizados na análise de dados de pesca (GOÑI et al., 1999; AMORIM et al., 2006; CAMPANA et al., 2009; CARRUTHERS et al., 2009). Eles são modelos estatísticos nos quais se assume que a variável resposta segue uma distribuição da família exponencial (por exemplo, a binomial, a normal e a gama), e os valores preditos são determinados por variáveis preditoras (qualitativas ou quantitativas) utilizando uma função de ligação (BOLKER, 2008).

Assim, o objetivo deste trabalho é estruturar um modelo linear generalizado com o qual se possa obter previsões sobre a proporção de agulhões vela ou verde de grande utilidade para a estimativa de capturas específicas na pesca de atuns com espinhel pelágico nos casos em que somente a contagem agregada (agulhão vela mais agulhão verde) estiver disponível.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Pesca com espinhel pelágico e a identificação da fauna acompanhante

A pesca com espinhel pelágico é de grande relevância econômica, pois captura espécies migratórias de alto valor comercial, como os atuns (*Thunnus* sp.), o espadarte (*Xiphias gladius*) e alguns tubarões (ex: tubarão azul (*Prionace glauca*)). Muitas frotas usufruem destes recursos pesqueiros no oceano Atlântico como é o caso do Brasil, da China Taipei, da Espanha, dos Estados Unidos, do Japão, da Venezuela, entre outras frotas.

Atualmente, de maneira geral o espinhel pelágico empregado consiste em uma linha de náilon monofilamento, chamada linha principal, que se estende horizontalmente por quilômetros abaixo da superfície (Figura 1). Para sua sustentação, está ligada a várias linhas em cuja extremidade há bóias para flutuação. Na linha principal também são fixados as linhas secundárias, em cujas extremidades estão anzóis com iscas.

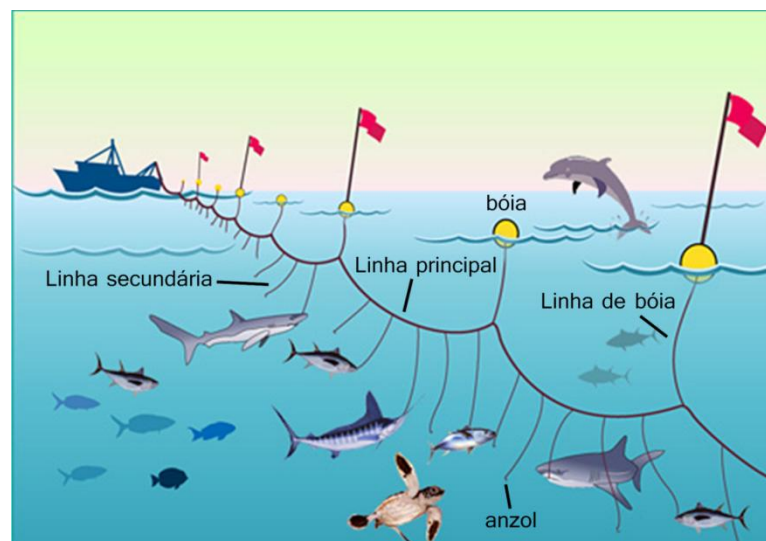


Figura 1. Esquema básico do espinhel de superfície utilizado na pesca de atuns e afins. Fonte: Ecology Action Centre (2013).

A fauna acessória ou fauna acompanhante - designação dada nesta dissertação às espécies não alvo da pesca - capturada nas pescarias é geralmente

indesejada, ocasionando em muitos casos o seu descarte (rejeito) (EAYRS, 2007). Na pesca com espinhel pelágico a fauna acessória está representada principalmente por tubarões e agulhões, como é o caso dos agulhões vela (*Istiophorus albicans*), verde (*Tetrapturus pfluegeri*), branco (*Tetrapturus albidus*), negro (*Makaira nigricans*) e redondo (*Tetrapturus georgii*). As devoluções ao mar de agulhões são raramente relatadas nos diários de bordo pelos pescadores, fazendo com que a informação sobre aquele animal seja perdida (SHARPLES et al., 2000).

A omissão de dados dos descartes impede a avaliação precisa dos estoques de espécies acompanhantes, podendo resultar em subestimação da mortalidade da pesca em avaliações viesadas e em dificultados quando se pretende o uso sustentável dos recursos (BELLIDO et al., 2011). Outro problema que dificulta a avaliação das espécies acessórias da pesca com espinhel pelágico é o agrupamento de capturadas de diferentes espécies como no caso dos agulhões vela (*Istiophorus albicans*) e verde (*Tetrapturus pfluegeri*). As estimativas das capturas totais destas espécies são especialmente difíceis de calcular, reflexo da pouca importância dada as mesmas. Como estas espécies não são alvo das pescarias, os pescadores não se preocupam em identificar e registrar nos mapas de bordo esta fauna acompanhante. Uma alternativa para melhorar as estimativas para estas espécies seria a averiguação das capturas destes agulhões durante o desembarque nos portos. No entanto, estas espécies passam por um beneficiamento (retiram a cabeça e as nadadeiras) que as descaracterizam.

As capturas agregadas de agulhões vela e verde também foram discutidas por Arocha et al. (2001). Estes autores ao realizar medições em agulhões vela e verde da frota Venezuelana observaram que as duas espécies tem distribuições de tamanho muito semelhantes nas capturas, concentrando-se entre 150 e 190 cm (comprimento da mandíbula inferior à furca). Os autores destacam ainda que devem haver erros na identificação de ambas espécies.

Considera-se importante que a classificação das espécies capturadas com espinhel deve ser melhorada. Os dados fornecidos pelos observadores de bordo aparentemente não são suficientes para atender ao gerenciamento destes recursos. Embora, considere-se que houve uma melhoria na qualidade e quantidade de informação, a classificação por espécies ainda é cheia de incertezas em vários locais do mundo. Mejuto et al. (2002) consideram, por exemplo, que no caso da frota

espanhola é necessário um treinamento dos pescadores e dos observadores de bordo, a fim de obter classificações mais precisas das espécies.

2.2 Classificação e características dos agulhões vela (*Istiophorus albicans*) e verde (*Tetrapturus pfluegeri*)

2.2.1 Classificação

Segundo Nakamura (1985), podemos classificar os agulhões *Istiophorus albicans* e *Tetrapturus pfluegeri* da seguinte forma:

Filo Chordata

Subfilo Vertebrata

Superclasse Gnathostomata

Classe Osteichthyes

Subclasse Actinopterygii

Ordem Perciformes

Família Istiophoridae

2.2.2 Agulhão vela (*Istiophorus albicans*)

O *I. Albicans* (Figura 2) apresenta um corpo alongado, sua mandíbula superior é comprida, fina e redonda em secção transversal. Possui duas nadadeiras dorsais, a primeira é notavelmente maior que a profundidade do corpo no nível do segmento central, a segunda é bem reduzida. As nadadeiras pélvicas são muito longas e estreitas, quase atingindo abertura anal. O pedúnculo caudal possui quilhas duplas em cada lado. A única linha lateral é bem visível, curvada acima da barbatana peitoral, em seguida, em linha reta para a cauda (NAKAMURA, 1985). Seu corpo tem coloração azul escuro dorsalmente, e lateralmente possui azul salpicado com marrom e ventralmente encontramos branco prateado (ICCAT, 2012)

O agulhão vela está amplamente distribuído nas águas tropicais e temperadas do Oceano Atlântico. A faixa latitudinal - baseada em dados a partir de capturas com espinhel - é de aproximadamente 40° N do Atlântico Norte ocidental, 50 °N no leste

do Atlântico Norte, 40 °S no Atlântico Sul ocidental, e 32 °S no leste do Atlântico Sul (NAKAMURA, 1985).

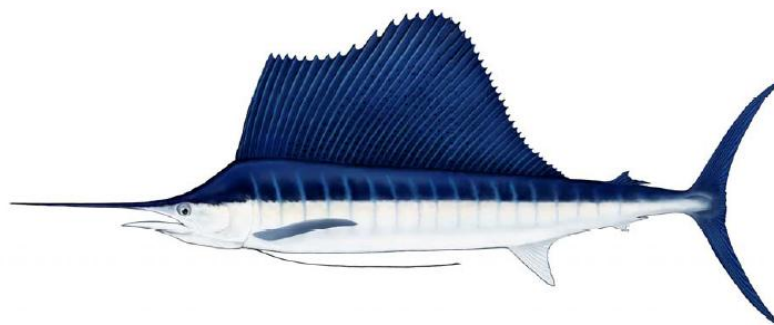


Figura 2. Exemplar de um agulhão vela (*Istiophorus albicans*) adulto. Fonte: ICCAT (2012).

A espécie *I. albicans* é epipelágica e é normalmente encontrada acima da termoclina nas camadas de água mais quentes, entre 21 e 28°C, podendo realizar incursões eventuais em águas de maior profundidade (NAKAMURA, 1985). Eles realizam longas migrações, migrando para águas temperadas ou frias para se alimentar durante a estação mais quente e voltam para águas quentes para a desova ou para evitar a estação mais fria (ICCAT, 2012).

O *I. albicans* é uma das espécies de agulhões de tamanho médio. O comprimento máximo relatado por Nakamura (1985) foi de 315 cm, com 58 kg de peso. O dimorfismo sexual do agulhão vela é exibido no tamanho dos exemplares. As fêmeas são mais capturadas, pois as mesmas crescem mais e por isso são selecionadas com maior frequência pelos aparelhos de pesca. No entanto, o início da diferenciação no tamanho dos peixes com relação ao sexo não é claro, devido à pouca informação disponível da proporção de sexo e na ausência de amostras adequadas de peixe pequenos (<130 centímetros, comprimento da mandíbula inferior à furca) (AROCHA et al., 2010).

Em relação à idade, muitas técnicas podem ser empregadas para conhecer o padrão de crescimento de agulhões, mas atualmente o mais frequente é o uso de estruturas rígidas, como otólitos, espinhos e vértebras. Chiang et al. (2004) estimaram as idades máximas para esta espécie em 12 anos para as fêmeas e 11 anos para os machos.

O *I. albicans* é uma espécie dióica, no entanto não existem caracteres morfológicos externos ou de cor para distinguir machos e fêmeas. No geral, há

poucos estudos sobre sua maturidade gonadal. Jolley (1977) sugere que as fêmeas atingem a maturidade sexual entre 13 a 18 kg (147-160 centímetros, comprimento da mandíbula inferior à furca), enquanto que os machos atingem a maturidade com cerca de 10 kg (135,7 cm, comprimento da mandíbula inferior à furca).

Os indivíduos adultos de *I. albicans* são predadores agéis. No Atlântico Norte e tropical, cerca de 75% da dieta é de peixes e o restante é composto de cefalópodes. Entre os peixes, as espécies mais importantes provém da família Bramidae, seguida pela Gempylidae, que juntas compõem mais de 70% da dieta desta espécie (SATO et al., 2004). No oeste do Atlântico tropical, os peixes mais importantes para o agulhão vela foram *Brama brama*, *Gempylus serpens* e *Dactylopterus volitans*. Entre os cefalópodes, os itens que mais contribuem para a dieta são as lulas, *Ornithoteuthis antillarum*, *Omastrephes bartrami* e *Hyaloteuthis pelágica*, e o polvo *Tremoctopus violaceus* (VASKE-JUNIOR et al., 2004).

2.2.3 Agulhão verde (*Tetrapturus pfluegeri*)

O *T. pfluegeri* (Figura 3) apresenta o corpo alongado e notavelmente comprimido, seu bico geralmente apresenta o comprimento igual ou ligeiramente maior do que o comprimento de sua cabeça. Possui nadadeiras peitorais largas, longas e arredondadas, com mais de 18% do comprimento de seu corpo. As nadadeiras pélvicas são delgadas e quase iguais, ou ligeiramente maiores do que as peitorais. Possui duas nadadeiras dorsais, a primeira possui um lóbulo anterior elevado e arredondado, que abruptamente se reduz, mantendo-se constante, exceto na extremidade posterior. Pedúnculo caudal comprimido (Lateralmente) e ligeiramente deprimido (dorsoventralmente), com fortes quilhas duplas de cada lado. Única linha lateral, curvando-se acima da base da nadadeira peitoral e continuando em uma linha reta em direção à base da nadadeira caudal. (NAKAMURA, 1985). Seu corpo apresenta coloração azul escuro na dorsal e branco prateado lateralmente e ventralmente. A primeira membrana da nadadeira dorsal é azul-preto, e as demais são marrom decaindo para o preto (ICCAT, 2012).

O agulhão verde é amplamente distribuído em águas tropicais e subtropicais do Oceano Atlântico, e ocasionalmente é encontrado em águas temperadas deste

oceano, seu limite geográfico é de 40° N e 35° S. (UEYANAGI et al. 1970). O *T. pfluegeri* é uma espécie epipelágica oceânica, encontrada geralmente acima da termoclina (ICCAT, 2012).



Figura 3. Exemplar de um agulhão verde (*Tetrapturus pfluegeri*) adulto. Fonte: ICCAT (2012).

Os tamanhos máximos dos indivíduos desta espécie relatados por Nakamura (1985) são de 200 cm de comprimento (mandíbula inferior à furca) e 45 kg de peso, mas geralmente o comprimento capturado pelo espinhel é de 165 centímetros ao longo das zonas de pesca do Atlântico.

Ainda há pouca informação sobre a reprodução desta espécie. Destaca-se que a espécie atinge a maturidade sexual entre 160 e 170 cm (mandíbula inferior à furca) para ambos os sexos (ROBINS, 1975). No entanto, Arocha (2006) examinou mais de 100 fêmeas *T. pfluegeri* do Atlântico centro-ocidental, e constatou que as fêmeas de 150 cm (comprimento da mandíbula inferior à furca) exibiam altos valores do índice gonadotrófico e as gônadas maduras estavam com ovócitos hidratados.

Os indivíduos adultos de agulhões verdes são grandes predadores e geralmente predam peixes e lulas. No oeste do Atlântico tropical os peixes mais importantes para a alimentação desta espécie são *Brama brama* e *Gempylus serpens*. Entre os cefalópodes, são as lulas, *Ornithoteuthis antillarum* e *Hyaloteuthis pelagica*, e o polvo *Tremoctopus violaceus* (VASKE-JUNIOR et al., 2004). No sudoeste do Atlântico equatorial, os itens mais importantes da dieta são a lula *Ornithoteuthis antillarum*, e o peixe *Brama brama*, juntos eles compõem 63% da dieta de *T. pfluegeri* (Vaske-Júnior et al., 2004).

2.3 Modelos lineares generalizados

Os modelos lineares generalizados (MLG) são uma extensão dos modelos lineares clássicos, que fornecem uma estrutura flexível permitindo a análise de vários tipos de conjuntos de dados observacionais. MLG são bastante utilizados para a análise de dados de pesca (ex: GOÑI et al. 1999; AMORIM et al., 2006; CAMPANA et al., 2009; CARRUTHERS et al., 2009).

Os princípios da formulação dos MLG são, resumidamente: a) Análise exploratória dos dados para cada variável separadamente para verificar a qualidade, a distribuição e as características gerais dos dados (DOBSON, 2008). A avaliação das relações entre a variável resposta e as variáveis explicativas ajuda com a formulação do modelo e especificação da forma como as variáveis explicativas serão incluídas (ex: fatores ou covariáveis); b) Formulação dos modelos que envolvem uma variável resposta univariada com n realizações independentes e as respectivas realizações das potenciais variáveis explicativas. A variável resposta, componente aleatório do modelo, deve ter uma distribuição pertencente à família exponencial na forma canônica (por exemplo, distribuições normal, gama, binomial e poisson). As variáveis explicativas entram na forma de um componente sistemático como uma soma linear de efeitos. A ligação entre os componentes aleatório e sistemático é feita através de uma função (por exemplo, logarítmica para os modelos log-lineares) (DEMÉTRIO, 2002). Detalhes sobre a estrutura dos modelos lineares generalizados podem ser encontrados em McCULLAGH e NELDER (1989) e DOBSON (2008). Uma vez estruturado o modelo parte-se para a estimação dos parâmetros, o diagnóstico do ajuste do modelo, e interpretação no contexto do fenômeno estudado.

Modelos com diferentes conjuntos de variáveis explicativas podem ser avaliados e, dentre os modelos concorrentes, os mais adequados para descrever os dados são selecionados. Diversos critérios podem ser usados para selecionar as variáveis explicativas relevantes e os modelos adequados. O Critério de Informação Akaike (*Akaike Information Criterion* - AIC) (AKAIKE, 1974) ou variações do mesmo são algumas das alternativas.

Um dos modelos pode ser extraordinariamente melhor do que qualquer outro, e neste caso a escolha do modelo mais adequado é bastante óbvia, mas isto não é uma regra. Dois ou mais modelos podem ter desempenhos similares e, em tais

situações, os mesmos podem ser considerados em conjunto para fazer inferências e previsões (BURNHAM e ANDERSON, 2002).

Uma vez que os modelos foram ajustados e selecionados, eles podem ser usados para previsões baseadas em um novo conjunto de dados de variáveis explicativas, desde que estas sejam as mesmas que constam nos dados usados para o ajuste do modelo. Pode-se considerar a possibilidade de se fazer previsões inclusive para lacunas de dados resultantes de falhas amostrais. O potencial para o preenchimento de lacunas de dados pode ser de grande utilidade em diversas situações. Por exemplo, se a latitude e a longitude são variáveis explicativas de um modelo ajustado aos dados referentes à proporção de determinada espécie na captura (ex: captura), o mesmo modelo poderia ser usado para fazer previsões para uma malha geográfica incluindo pontos para os quais não se dispõe de observações.

3. OBJETIVOS

3.1 Objetivo geral

Criar modelos lineares generalizados que permitam realizar estimativas de proporções nas capturas de agulhões vela (*Istiophorus albicans*) e verde (*Tetrapturus pfluegeri*) pela pesca de atuns com espinhel, quando os dados estão agrupados.

3.2 Objetivos específicos

- a) Estruturar Modelos Lineares Generalizados e avaliar variáveis explicativas que possam ser usados para a predição de proporções;
- b) Identificar o conjunto de variáveis explicativas mais relevantes para diferentes cenários de pesca;
- c) Investigar o tipo de efeito que as variáveis explicativas tem sobre as proporções.

4. MATERIAL E MÉTODOS

4.1 Dados

Os atuns e espécies afins geralmente habitam grandes áreas, migram por longas distâncias, e são frequentemente capturadas por embarcações de diferentes nações. Por isso foi criada a Comissão Internacional para a Conservação do Atuns do Atlântico (ICCAT - *International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas*), órgão responsável pela conservação das espécies de atuns e afins, manejo das pescarias, e por armazenar e analisar os dados das pescarias fornecidos pelas partes contratantes.

Os dados utilizados neste trabalho foram disponibilizados pelo secretariado da ICCAT na reunião de avaliação de estoques de agulhão vela realizada em 2009 (ICCAT, 2010). Esses dados não estão disponíveis no site público da ICCAT. Eles correspondem a informações mais precisas e específicas para uma questão particular que surgiu na referida reunião quanto à participação percentual dos agulhões vela e verde. As informações deveriam ser usadas no estudo dos casos em que as capturas das duas espécies são reportadas agregadas.

Os dados contêm somente informações sobre o ano, frota, trimestre, latitude, longitude e captura em número dos agulhões vela e verde em operações de pesca individuais (apenas um lançamento) ou agregadas (vários lançamentos). A captura em número desses agulhões não é necessariamente a captura total anual para cada frota, mas sim a captura para a qual se tem alguma confiabilidade de que a identificação e o registro das espécies não contem erros.

O padrão de siglas da ICCAT é definido a partir do nome vulgar da espécie em inglês, para os agulhões vela e verde as siglas são SAI (sailfish) e SPF (spearfish), respectivamente. Para simplificação do texto, SAI e SPF serão também utilizadas de agora em diante para fazer referência aos agulhões vela e verde.

4.2 Análise exploratória

Inicialmente, foram construídos sumários estatísticos das variáveis resposta e explicativas. Utilizaram-se também mapas (resolução de 5º) para avaliar o padrão

espaço-temporal dos dados, além de gráficos (histogramas, diagramas de caixa, diagramas de dispersão e gráficos de pareto) para um melhor entendimento da relação entre a variável resposta e as variáveis explicativas. Todas as análises foram realizadas com o programa R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2008).

4.3 Variáveis

Nos modelos lineares generalizados assume-se uma variável resposta em função de uma ou mais variáveis explicativas de acordo com uma estrutura aditiva. As variáveis podem ser categóricas (ex: nominal binária) ou contínuas, dependendo das circunstâncias. Segue abaixo uma descrição das variáveis consideradas neste trabalho.

4.3.1 Variável resposta

No banco de dados utilizado encontram-se informações sobre o número de SAI e SPF capturados por latitude e longitude (resolução de 5°), por frota, por trimestre e na maioria dos casos por ano. A variável resposta (Y) considerada é binária. O “sucesso” 1 é atribuído à ocorrência de SAI enquanto que o “fracasso” 0 é atribuído à não ocorrência de SAI (ou ocorrência de SPF). A sequência dessas realizações de Bernoulli pode ser vista no contexto de uma variável binomial como detalhado mais adiante.

4.3.2 Variáveis explicativas

Foram consideradas as seguintes variáveis explicativas: ano, trimestre, frota, distância do equador e medidas de distância da costa.

a) Ano

A variável ano foi incorporada de maneira categórica para permitir a avaliação de efeitos de longo prazo na variável resposta. A opção pelo tipo “categoria” foi feita após algumas investigações iniciais que indicaram que a relação entre essa variável explicativa e a variável resposta não é linear.

b) Trimestre

A variável trimestre foi incorporada como categórica com a perspectiva de avaliar efeitos cíclicos (não lineares) com períodos inferiores a um ano.

c) Frota

A variável frota diz respeito à “qualidade” da embarcação e é por definição categórica. Nos modelos essa variável tem no máximo seis níveis. Cada um dos níveis é definido como sendo caracterizado pelo grupo de embarcações de pesca baseado em um determinado país. Os seis níveis são: Brasil, EUA, Venezuela, China Taipei, Espanha e Japão, sendo que as capturas desses três últimos níveis não estão disponíveis por ano.

d) Distância do equador

Investigações exploratórias iniciais indicaram que as proporções de SAI variam à medida que se afasta do equador. Essa foi a motivação para o cálculo da variável de (Eq. 1) que representa a distância do local de pesca ao equador em milhares de quilômetros, dada por:

$$de = | \text{latitude} | \cdot 111,32/1000 \quad (\text{Eq. 1})$$

Nos modelos foram considerados transformações potenciais $f(de) = (de)^p$ da variável de que entraram nos cálculos como variáveis explicativas com os seguintes

expoentes $p = \{1/2, 1, 2, 3\}$. Expoentes diferentes de 1 permitem avaliar potenciais efeitos não lineares.

e) Distância da costa

A análise exploratória inicial indicou que a proporção de SAI varia à medida que se afasta da costa. A fim de estudar e incorporar esse fenômeno no modelo calcularam-se distâncias entre o ponto onde a pescaria foi realizada até diferentes posições na linha de costa. Foram calculadas oito distâncias radiais $d = \{d_1, d_2, d_3, d_4, d_5, d_6, d_7, d_8\}$ (Figura 4). Os ângulos utilizados foram $0^\circ, 45^\circ, 90^\circ, 135^\circ, 180^\circ, 225^\circ, 270^\circ$ e 315° graus.

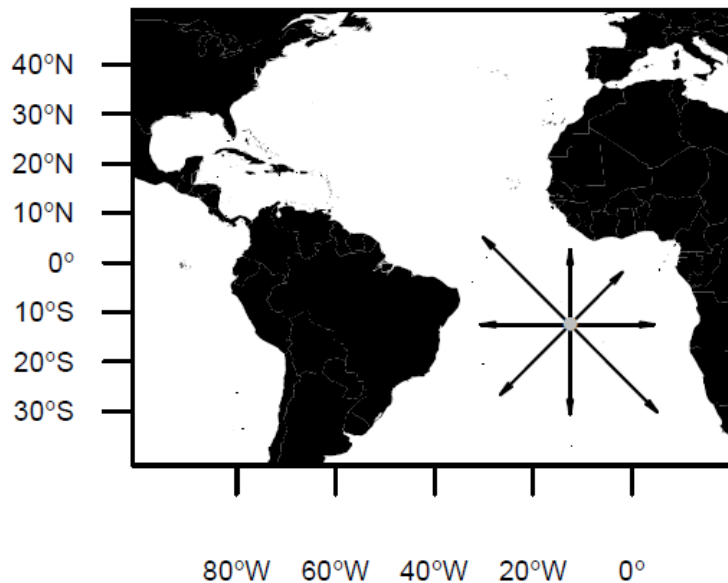


Figura 4. Ilustração das radiais adotadas para os cálculos das distâncias da costa.

É importante ressaltar que as trajetórias das radiais que não correspondem a ângulos retos sofrem distorções em virtude da curvatura da Terra. As equações que permitem o cálculo das trajetórias com o ajuste para as distorções são:

$$la_j = \arcsen(\sen(la_i) \cos(d/R) + \cos(la_i) \sen(d/R) \cos(\theta)) \quad (\text{Eq. 2})$$

$$lo_j = lo_i + \arctan^2(\sen(\theta) \sen(d/R) \cos(la_i) \cdot \cos(d/R) \sen(la_i) \sen(la_j)) \quad (\text{Eq. 3})$$

onde la e lo são latitudes e longitudes na i -ésima posição de pesca e no j -ésimo ponto perenente à radial de interesse. A função $arctan^2(x, y)$ calcula o ângulo entre o eixo x e o vetor da origem até a posição definida pelas coordenadas (x, y) . d é a distância da posição (lo_i, la_i) à posição (lo_j, la_j) e R é o raio médio da Terra ($\approx 6,371$ Km). Finalmente, θ é o ângulo inicial da radial. Essas formulações estão disponíveis em Veness (2012). A variável d foi escalonada para a unidade de milhares de quilômetros.

As variáveis explicativas definidas e calculadas com base no vetor de distâncias d são:

i. $d_{(min)} \Rightarrow$ Distância mínima;

ii. $d_{(k)} \Rightarrow$ Média das k menores distâncias da costa. Utilizou-se $k = 2$ e $k = 3$. Portanto, as variáveis consideradas são as média das duas ($d_{(2)}$) e três ($d_{(3)}$) menores distâncias da costa.

Transformações potenciais das variáveis acima foram também calculadas assim como para a variável de (distância do equador). Por exemplo, $f(d_{(min)}) = (d_{(min)})^p$ com $p = \{1/2, 1, 2, 3\}$. Cálculos semelhantes também foram realizados para as variáveis $d_{(2)}$ e $d_{(3)}$. Novamente ressalta-se que essas transformações permitem avaliar a existência de relações não lineares entre a variável resposta e essas variáveis explicativas.

Muitas outras transformações poderiam ter sido calculadas, no entanto a escolha dos quatro expoentes utilizados neste trabalho teve como objetivo mostrar suas aplicações do modelo estatístico e a validade da ideia, não foi realizado um estudo detalhado e exaustivo do efeito das potenciais transformações de d e de no mapeamento de proporções de SAI.

4.4 Modelo

Como mencionado anteriormente as observações quanto à espécie podem ser consideradas como categóricas binárias. As respostas são “agulhão vela” e “não

agulhão vela” (ou agulhão verde). Então define-se a variável de Bernoulli com 1 se o peixe é o agulhão vela (“sucesso”) e 0 se não for um agulhão vela (“fracasso”) com probabilidades $P(S = 1) = \pi$ e $P(S = 0) = 1 - \pi$. Considere agora que há n variáveis aleatórias e as probabilidades correspondentes $P(S_i = 1) = \pi_i$. Se todos os π_i são considerados como independentes e idênticos, então a variável aleatória $Y = \sum_{i=1}^n S_i$ que é o número de sucessos em n ensaios tem a distribuição binomial $bin(n, \pi)$:

$$P(Y = y) = \binom{n}{y} \pi^y (1 - \pi)^{n-y}, \quad y = 0, 1, \dots, n \quad (\text{Eq. 4})$$

Agora vamos a m variáveis aleatórias independentes Y_1, Y_2, \dots, Y_m como números de agulhões vela em cada um dos m -ésimos estratos diferentes (por exemplo, dado trimestre, ano e frota). A função de log-verossimilhança é:

$$l(\pi_1, \dots, \pi_m; y_1, \dots, y_m) \propto \left[\sum_{j=1}^m y_j \log\left(\frac{\pi_j}{1-\pi_j}\right) + n_j \log(1 - \pi_j) \right] \quad (\text{Eq. 5})$$

A constante que não envolve π

$$\sum \log \binom{n_j}{y_j} \quad (\text{Eq. 6})$$

é omitida para simplificação, pois é desnecessária para a otimização da verossimilhança em função de π_i .

Modelaremos a proporção de sucessos y_i/n_i em cada estrato em função das variáveis explicativas que caracterizam os estratos. Porque $E(Y_j) = n_j \pi_j$ segue que $E(Y_i/n_i) = \pi_i$. Já no contexto de um modelo linear generalizado tem-se:

$$g(\pi_i) = \mathbf{X}_i^T \boldsymbol{\beta} \quad (\text{Eq. 7})$$

onde \mathbf{X}_i^T é o vetor coluna transposto de variáveis explicativas, $\boldsymbol{\beta}$ é o vetor de parâmetros e $g(\cdot)$ é a função de ligação. Variáveis *dummy* são usadas como indicadoras para os níveis de fatores (variáveis explicativas categóricas). Várias funções de ligação podem ser usadas (McCULLAGH e NELDER, 1989; DOBSON,

2008). Faremos uso da *logit*, ou seja, $g(\pi) = \left(\frac{\pi}{1-\pi}\right)$ que é o caso mais frequente. Para ajuste do modelo e estimativa dos parâmetros foi usada a função *glm()* do programa R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2008). Neste caso o ajuste é realizado com o algoritmo Iterativo de mínimos quadrados ponderados (CHARNES et al., 1976).

4.5 Seleção do modelo

Diversas variáveis explicativas (frota, ano, trimestre, algumas funções de latitude e distâncias da costa) podem ser usadas para modelar a proporção de agulhão vela ou verde. Não foi incluído em um dado modelo mais do que uma função de transformação de distâncias do equador e das linhas de costa porque elas possuem obviamente alta correlação. Por isso, cinco é a máxima quantidade de variáveis explicativas utilizadas em cada modelo. As interações de 1ª entre duas das variáveis ou de ordens maiores entre três ou mais variáveis podem ser consideradas. Usualmente modelos com interações de 2ª ou mais ordens são sobreparametrizados e de difícil interpretação. Por isto foram consideradas apenas interações de 1ª ordem. A partir de agora, os modelos com todos os efeitos isolados e todas as possíveis interações de primeira ordem são simplesmente denominados de modelos saturados.

Há quatro valores de p para as transformações de distância do equador, três medidas de distância da costa, e quatro p valores para transformações de distância da costa, o que resulta em $4 \times 3 \times 4 = 48$ modelos saturados. Em cada um dos quatro cenários referentes à inclusão ou não das variáveis *ano* e *frota* (com ano e com frota, sem ano e com frota, com ano e sem frota, sem ano e sem frota). Portanto, há um total de $4 \times 48 = 192$ modelos. A análise particionada para estes cenários ampliam o potencial de uso dos modelos criados. Por exemplo, em alguns casos podem ou não existir informações detalhadas sobre ano e são portanto necessários dois modelos preditivos diferentes. Por outro lado, a inclusão e exclusão de uma varável (ex: frota) facilita o estudo do efeito da mesma.

No processo de seleção dos modelos há duas questões importantes: a) Como escolher a ordem em que as variáveis explicativas entram nos modelos e, b) Como

identificar as variáveis que não são importantes e que devem ser descartadas. O procedimento para resolver o primeiro ponto foi inicialmente ajustar os modelos considerando cada variável explicativa isoladamente de cada vez e então calcular a deviância.

A deviância é uma medida de discrepância (NELDER e WEDDERBURN, 1972), com expressão dada por:

$$D = 2 (\hat{l}_s - \hat{l}_i) \quad (\text{Eq. 8})$$

sendo \hat{l}_s e \hat{l}_i os logaritmos das funções de verossimilhança avaliados nos estimadores de máxima verossimilhança para um modelo super saturado e o modelo de interesse, respectivamente. O modelo super saturado tem tantos parâmetros quanto observações. Ele é usado como referência para a medida do grau de ajuste do modelo de interesse sob pesquisa (DEMÉTRIO, 2002).

A variável que resulta na menor deviância foi então selecionada para o primeiro posto na estrutura do modelo. Repete-se o procedimento com a adição de cada uma das demais variáveis de cada vez. Isto é feito até que todas as variáveis tenham sido adicionadas ou até que a adição de variáveis não implique em decréscimo da deviância.

O procedimento descrito acima foi usado para escolher a ordem em que as variáveis explicativas isoladas aparecem nos modelos completos, mas para selecionar as variáveis explicativas e interações que devem ser mantidos nos modelos utilizou-se o Critério de Informação Akaike (AIC) (AKAIKE, 1974) abaixo:

$$\text{AIC} = -2 \log L(\hat{\theta}) + 2p \quad (\text{Eq. 9})$$

onde $L(\hat{\theta})$ é o logaritmo da função de máxima verossimilhança no estimador de máxima verossimilhança e p é o número de parâmetros estimados.

O AIC foi utilizado em um procedimento regressivo (*backward*), descrito abaixo:

i. Ajustar o modelo saturado (modelo base inicial) incluindo todas as variáveis explicativas e interações e calcular o AIC;

ii. Ajustar modelos reduzidos eliminando cada interação uma de cada vez e calcular o AIC para estes modelos reduzidos;

iii. Encontrar o menor AIC. Se o menor AIC for o do modelo base, o procedimento para e o modelo saturado é seleccionado. No entanto, se o AIC de algum dos modelos reduzidos for o menor, este se torna o novo modelo base e as etapas são repetidas.

O procedimento para tratar os componentes principais foi semelhante ao mostrado acima. No entanto, apenas componentes principais não incluídos nas interações seleccionadas foram considerados como passíveis de descarte. Os cálculos descritos acima foram utilizados para seleccionar os melhores modelos entre os 48 em cada um dos quatro cenários (com ano e frota, sem ano e com frota, com ano e sem frota, e sem ano e sem frota).

Em alguns casos a diferença entre os valores de AIC de dois modelos não é grande, e não há um elevado “peso de evidência” favorável a um deles. Assim não há claramente um modelo “vencedor”. Os pesos de evidência calculados para avaliar essa questão foram baseados nos valores de AIC como descrito em Burnham e Anderson (2002):

$$w_i = \frac{\exp(-0,5 \Delta_i)}{\sum_{r=1}^R \exp(-0,5 \Delta_i)} \quad (\text{Eq. 10})$$

onde w_i é o peso do i -ésimo modelo, e $\Delta_i = AIC_i - AIC_{min}$ é a diferença entre o AIC do i -ésimo modelo e o mínimo AIC encontrado no conjunto dos $R = 48$ modelos avaliados para cada cenário.

Após a(s) escolha(s) do(s) modelo(s) baseado nas estimativas dos coeficientes, realizaram-se as interpretações para essas estimativas.

A análise dos resíduos foi realizada para cada modelo de cada cenário para avaliar a qualidade do ajuste, ou se houve alguma violação de pressupostos ou se há a presença de valores influentes.

5. RESULTADOS

5.1 Análise exploratória

O número de SAI mais SPF e a proporção de SAI por frota e ano constam na Tabela 1. Informações sobre a frota brasileira estão disponíveis somente a partir de 2004, onde observamos que o número amostrado é grande. A proporção de SAI está sempre próxima de 0,6 na frota brasileira. Na frota dos EUA este valor é sempre maior que 0,8. A proporção de SAI é 1 nos três primeiros anos no banco de dados da Venezuela, mas depois de 1990 as proporções ficam no geral entre 0,5 e 0,8, embora existam valores menores de 2001 a 2006.

Tabela 1. Número de agulhão vela mais agulhão verde e a proporção de agulhão vela em relação à soma de agulhões vela e verde (entre parênteses).

Ano	Brasil	EUA	Venezuela
1987			30 (1.000)
1988			7 (1.000)
1989			19 (1.000)
1990			33 (0.697)
1991			131 (0.771)
1992		86 (0.930)	186 (0.785)
1993		407 (0.907)	294 (0.799)
1994		152 (0.855)	386 (0.666)
1995		137 (0.898)	438 (0.555)
1996		214 (0.893)	254 (0.528)
1997		240 (0.929)	188 (0.585)
1998		57 (0.860)	310 (0.645)
1999			221 (0.833)
2000		259 (0.988)	115 (0.609)
2001		72 (0.833)	102 (0.422)
2002		69 (0.623)	101 (0.356)
2003		54 (0.889)	287 (0.254)
2004	12452 (0.685)	81 (0.914)	245 (0.486)
2005	14459 (0.756)	115 (0.930)	283 (0.420)
2006	3131 (0.634)	67 (1.000)	450 (0.418)
2007	1539 (0.561)	126 (0.984)	181 (0.829)
2008	595 (0.603)		225 (0.711)
	China Taipei	Espanha	Japão
–	11704 (0,834)	2075 (0,663)	54834 (0,487)

O número total da amostra para as frotas do Brasil, dos EUA e da Venezuela são 32176, 2136 e 75181, enquanto que as proporções de SAI são 0,487, 0,663 e 0,834, respectivamente. Nas frotas da China Taipei, da Espanha e do Japão, as quais não possuem ano, o número total amostrado foram 11704, 2075 e 54834, e a proporção de SAI são 0,834, 0,663 e 0,487, respectivamente.

Os números de observações de SAI mais SPF mapeados em quadrados de 5° x 5° graus (latitude x longitude) constam na Figura 5. Os somatórios são maiores na zona equatorial do que em regiões tropicais e subtropicais. A proporção de agulhão vela parece ser maior na costa oeste no hemisfério norte e no leste do Atlântico na região equatorial e adjacências (Figura 6).

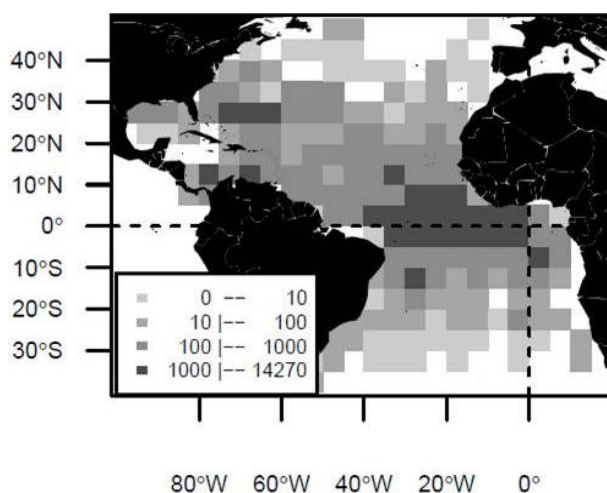


Figura 5. Números somados de agulhões vela e verde para os dados de 1987 a 2008.

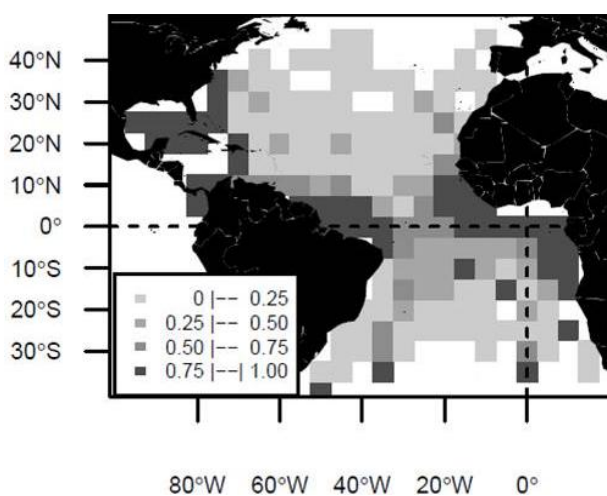


Figura 6. Proporção de agulhão vela em relação ao total (agulhão vela mais verde) para os dados de 1987 e 2008.

O padrão espacial da proporção de agulhão vela varia dependendo da frota (Figura 7). A frota brasileira atua próximo ao equador e em áreas tropicais no hemisfério sul. A frota dos Estados Unidos é atuante no Golfo do México, no Norte do Caribe e imediações da Flórida. A frota Venezuelana atua um pouco acima da linha do equador, em regiões tropicais na margem oeste do Atlântico norte. O Japão é uma frota que tem ampla atuação, tanto no oceano Atlântico Norte quanto no Sul. A Espanha realiza suas pescarias próximo a costa da África nas imediações do equador e em regiões tropicais e subtropicais especialmente no hemisfério sul. A frota da China Taipei tem grande atuação em ambos os hemisférios e concentra suas operações nas imediações do equador.

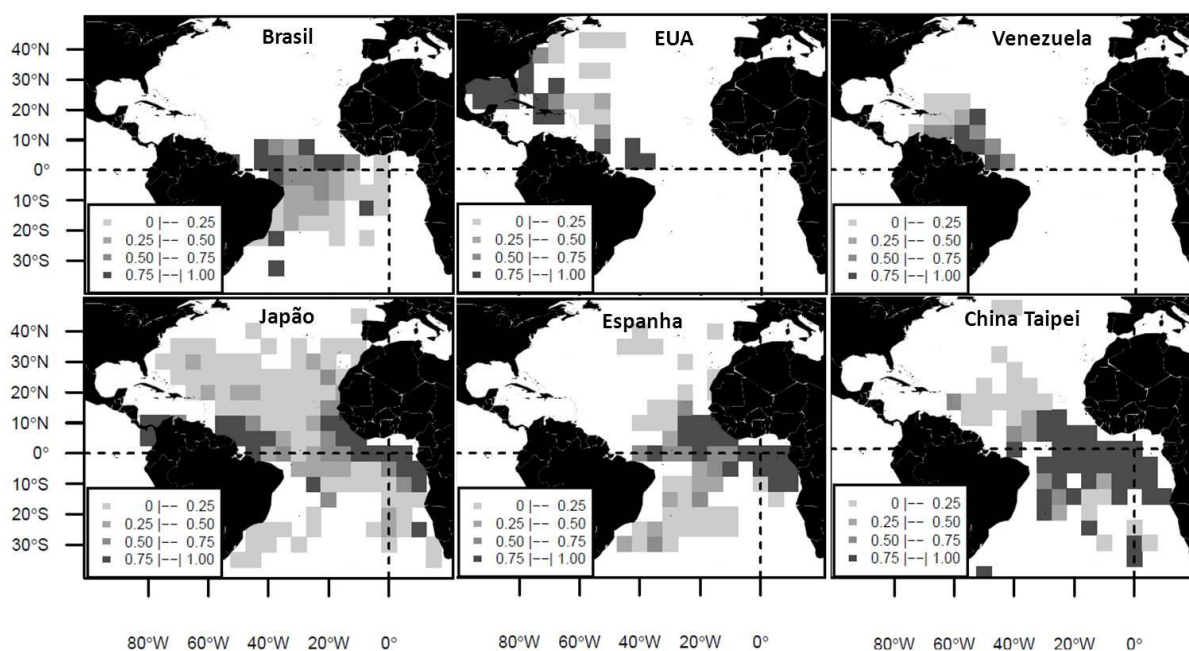


Figura 7. Proporção de agulhão vela em relação ao total (agulhão vela mais verde) das frotas do Brasil, dos EUA, da Venezuela, do Japão, da Espanha e da China para os dados de 1987 a 2008.

Os trimestres exercem alguma influência na proporção de SAI, mas o padrão geral de maiores proporções no entorno do equador e em regiões costeiras permanece (Figura 8).

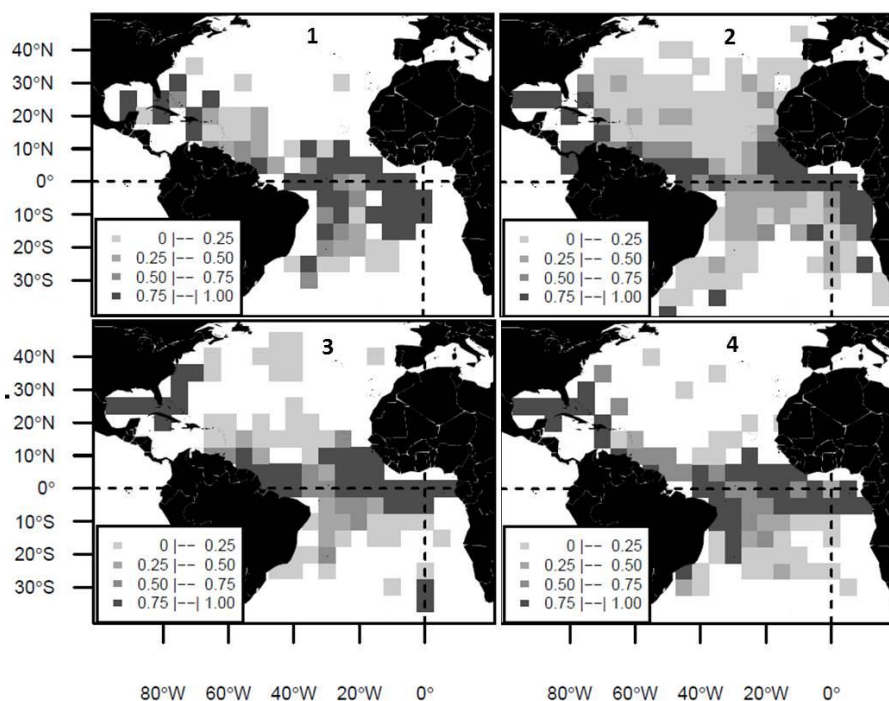


Figura 8. Proporção de agulhão vela em relação ao total (agulhão vela mais verde) nos quatro trimestres para os dados dos anos de 1987 a 2008.

5.2 Modelos

Os cinco melhores modelos para cada um dos quatro cenários avaliados constam na Tabela 2. Há claramente um modelo “vencedor” em cada um dos casos como indicado pelos valores de “pesos de evidências” calculados.

Todos os principais fatores considerados em cada cenário foram selecionados nos quatro melhores modelos.

Se nos basearmos na ordem das variáveis incluídas no modelo para avaliar a importância de cada uma delas pode-se dizer que em ordem decrescente de importância, de acordo com a deviação, temos no geral *ano*, *trim* (trimestre), *frota*, distância do equador e algumas medidas de distância da costa (Tabela 2). O trimestre é o fator mais importante quando o *ano* não está incluído nos modelos, aparecendo à frente da frota no cenário sem ano e com frota. Distância do equador é no geral mais importante do que a distância da costa.

Tabela 2. Ordem dos cinco melhores modelos selecionados em cada cenário. Variáveis explicativas são *ano*, *frota*, trimestre (*trim*), distância do equador (*de*), mínima distância da costa ($d_{(min)}$), médias das duas ($d_{(2)}$) e três ($d_{(3)}$) menores distâncias da costa. Interações particulares são representadas por dois pontos. Interações de primeira ordem entre cada combinação pareada de três ou mais variáveis explicativas são representadas por parênteses e elevado a segunda potência ($\)^2$. Todos os outros expoentes referem-se a expressões algébricas convencionais.

Cenários e Modelos	AIC	Peso
<i>Com ano e com frota</i>		
$resposta \sim (ano + trim + frota + de + d_{(min)})^2 - d_{(min)} : de$	4814,270	0,994
$resposta \sim (ano + trim + frota + de^{1/2} + d_{(min)})^2 - d_{(min)} : de^{1/2}$	4824,494	0,006
$resposta \sim (ano + trim + frota + de + d_{(min)}^{1/2})^2$	4850,632	$1,26 \cdot 10^{-8}$
$resposta \sim (ano + trim + frota + de + d_{(min)}^2)^2 - d_{(min)}^2 : de$	4862,560	$3,25 \cdot 10^{-11}$
$resposta \sim (ano + trim + frota + de^{1/2} + d_{(min)}^{1/2})^2 - d_{(min)}^{1/2} : de^{1/2}$	4863,922	$1,64 \cdot 10^{-11}$
<i>Sem ano e com frota</i>		
$resposta \sim (trim + frota + de + d_{(3)}^{1/2})^2$	20670,416	$\cong 1$
$resposta \sim (trim + frota + de + d_{(2)}^{1/2})^2$	21067,196	$6,92 \cdot 10^{-87}$
$resposta \sim (trim + frota + de + d_{(min)}^{1/2})^2$	21205,040	$8,09 \cdot 10^{-117}$
$resposta \sim (trim + frota + de + d_{(3)})^2$	21363,339	$3,42 \cdot 10^{-151}$
$resposta \sim (trim + frota + de + d_{(min)})^2$	21902,718	$2,56 \cdot 10^{-268}$
<i>Com ano e sem frota</i>		
$resposta \sim (ano + trim + de^{1/2} + d_{(3)}^2)^2$	7059,413	$> 0,999$
$resposta \sim (ano + trim + de^{1/2} + d_{(2)}^2)^2$	7081,307	$1,76 \cdot 10^{-05}$
$resposta \sim (ano + trim + de^{1/2} + d_{(3)})^2 - d_{(3)} : de^{1/2}$	7094,593	$2,29 \cdot 10^{-08}$
$resposta \sim (ano + trim + de^{1/2} + d_{(2)}^3)^2$	7119,724	$8,01 \cdot 10^{-14}$
$resposta \sim (ano + trim + de^{1/2} + d_{(3)}^3)^2$	7128,992	$7,78 \cdot 10^{-16}$
<i>Sem ano e sem frota</i>		
$resposta \sim (trim + de + d_{(3)}^{1/2})^2$	32120,212	$\cong 1$
$resposta \sim (trim + de + d_{(2)}^{1/2})^2$	32611,029	$2,63 \cdot 10^{-107}$
$resposta \sim (trim + de + d_{(3)})^2$	32633,671	$3,19 \cdot 10^{-112}$
$resposta \sim (trim + de^2 + d_{(3)}^{1/2})^2$	33094,450	$2,80 \cdot 10^{-212}$
$resposta \sim (trim + de + d_{(2)})^2$	33278,737	$2,69 \cdot 10^{-252}$

Entre os 20 principais modelos classificados (cinco para cada um dos quatro cenários), a minoria sugere que alguma interação deve ser descartada. A tendência ao descarte é especialmente evidente no cenário com ano e com frota em que se observa que em quatro dos cinco casos (Tabela 2) há indicações de descarte de interações. Todas as interações descartadas incluem a distância do equador (*de*) e alguma medida de distância da costa.

Na tabela de deviância (Tabela 3) são apresentados somente os modelos correspondentes a elevados peso de evidência. A deviância reduz muito se todos os

fatores são incluídos no cenário considerado. Por exemplo, a deviência residual para o modelo nulo quando se considera o *ano* e a *frota* é 10888,7 enquanto que a deviência para o modelo completo é 3377,9, portanto $(10888,7 - 3377,9) / 10888,7 \cong 0,69$ é a proporção em que a deviência foi reduzida, é o pseudo- R^2 . As proporções de redução da deviência para os outros quatro modelos mostrados na Tabela 3 de cima para baixo são 0,72 (*ano* não é considerado, mas *frota* é), 0,48 (*frota* não é considerada, mas *ano* é) e 0,55 (*ano* e *frota* não são considerados).

É importante notar que os bancos de dados são diferentes quando *ano* é ou não incluído, já que os dados das frotas da China Taipei, do Japão e da Espanha não são considerados se *ano* é incluído. Portanto, comparações somente são permitidas entre os modelos para cenários com *ano* e entre os modelos para cenários sem *ano*. Por isso fica evidente que a inclusão da *frota* nos resultados causou alta redução da deviência, de 0,48 a 0,69 quando o *ano* é incluído, e de 0,55 para 0,72 quando o *ano* não é incluído.

Tabela 3. Análise da deviança para os melhores modelos para cada um dos quatro cenários. Variáveis explicativas são *ano*, *frota*, trimestre (*trim*), distância do equador (*de*), mínima distância da costa ($d_{(min)}$), média das duas ($d_{(2)}$) e das três ($d_{(3)}$) menores distâncias da costa. Interações são representadas por dois pontos.

	GL	Deviança	GL. Resid	Dev. Resid.	$P (> X^2)$
Com ano e frota					
NULO			825	10888,7	
<i>ano</i>	21	908,70	804	9980,0	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim</i>	3	531,39	801	9448,6	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>frota</i>	2	803,32	799	8645,3	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
$d_{(min)}$	1	41,82	798	8603,5	$1,001 \cdot 10^{-10}$
<i>de</i>	1	2050,73	797	6552,7	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>ano</i> : <i>trim</i>	55	1145,28	742	5407,5	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>ano</i> : <i>frota</i>	18	180,30	724	5227,2	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>ano</i> : $d_{(min)}$	20	216,10	704	5011,1	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>ano</i> : <i>de</i>	18	437,68	686	4573,4	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim</i> : <i>frota</i>	6	194,63	680	4378,8	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim</i> : $d_{(min)}$	3	248,11	677	4130,6	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim</i> : <i>de</i>	3	334,16	674	3796,5	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>frota</i> : $d_{(min)}$	2	247,72	672	3548,8	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>frota</i> : <i>de</i>	2	170,88	670	3377,9	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
Sem ano e com frota					
NULO			1206	67637	
<i>trim</i>	3	5031,2	1203	62605	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>frota</i>	5	3919,9	1198	58685	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
$d_{(3)}^{1/2}$	1	14464,7	1197	44221	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>de</i>	1	20773,2	1196	23448	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim</i> : <i>frota</i>	12	936,2	1184	22511	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim</i> : $d_{(3)}^{1/2}$	3	1290,7	1181	21221	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim</i> : <i>de</i>	3	579,7	1178	20641	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>frota</i> : $d_{(3)}^{1/2}$	5	860,9	1173	19780	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>frota</i> : <i>de</i>	5	767,5	1168	19013	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
$d_{(3)}^{1/2}$: <i>de</i>	1	226,6	1167	18786	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
Com ano e sem frota					
NULO			825	10888,7	
<i>ano</i>	21	908,70	804	9980,0	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim</i>	3	531,39	801	9448,6	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
$d_{(3)}^2$	1	559,80	800	8888,8	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
$de^{1/2}$	1	773,7	799	8115,1	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>ano</i> : <i>trim</i>	55	1295,84	744	6819,2	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>ano</i> : $d_{(3)}^2$	20	495,97	724	6323,2	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>ano</i> : $de^{1/2}$	18	333,62	706	5989,6	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim</i> : $d_{(3)}^2$	3	90,32	703	5899,3	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim</i> : $de^{1/2}$	3	207,81	700	5691,5	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
$d_{(3)}^2$: $de^{1/2}$	1	10,47	699	5681,0	0.001215
Sem ano e sem frota					
NULO			1206	67637	
<i>trim</i>	3	5031,2	1203	62605	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
$d_{(3)}^{1/2}$	1	9883,2	1202	52722	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>de</i>	1	18972,0	1201	33750	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim</i> : $d_{(3)}^{1/2}$	3	1973,6	1198	31777	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim</i> : <i>de</i>	3	1251,3	1195	30525	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$
$d_{(3)}^{1/2}$: <i>de</i>	1	235,5	1194	30290	$< 2,2 \cdot 10^{-16}$

5.3 Análise das estimativas dos coeficientes das variáveis explicativas

5.3.1 Cenário com ano e com frota

A maioria das estimativas dos coeficientes para o fator *ano* de maneira isolada foram negativas, exceto para o ano de 1990. Entretanto elas não são significativamente diferentes de zero, ou seja, não são distintas do ano de 1987, início da série e base da referência (Tabela 4).

Todas as estimativas para o fator trimestre (*trim*) isolado foram negativas, no entanto apenas as estimativas para o segundo e o quarto trimestre foram significativamente diferentes de zero (Tabela 4). Os coeficientes indicam que a proporção de SAI é no geral especialmente menor no quarto trimestre.

No fator *frota* isolado os resultados das estimativas são significativas e bem distintas. A frota dos EUA chama a atenção, pois possui grande contribuição positiva na proporção de SAI se comparado à frota brasileira (nível de base), diferente da frota da Venezuela que apresenta contribuição negativa. A proporção de SAI na frota da Venezuela seria no geral menor do que nas frotas dos Estados Unidos e Brasil.

A estimativa para a distância mínima da costa não tem efeito significativo isoladamente, diferente da distância do equador que é significativa e apresenta contribuição negativa.

As interações significativas entre ano e o segundo trimestre são todas positivas, exceto para o ano de 1991. Já as interações significativas entre ano e o quarto trimestre foram todas positivas. Isto indica que apesar de terem efeitos isolados negativos, o segundo e quarto trimestre tem efeitos especialmente positivos em alguns anos.

A frota dos EUA apresenta interações negativas significativas com várias anos. Assim, a perspectiva bastante positiva de proporção de SAI indicada pelo coeficiente (8,610) para a frota dos EUA em separado, não se concretiza de maneira tão forte em vários dos anos (Tabela 4). Nas interações entre o ano e a frota da Venezuela a única estimativa significativa é a do ano de 2007, com o valor positivo (1,363), resultado que reverte o esperado para a frota Venezuelana vista isoladamente, cujo valor é negativo (-1,121).

Tabela 4. Coeficientes estimados com o modelo binomial para o cenário com ano e com frota. São mostradas somente as estimativas significativamente ($p < 0,05$ em testes t-Student) diferentes de zero.

	Estimativa	Erro padrão	p
Intercepto	$3,997 \cdot 10^{-1}$	$2,610 \cdot 10^{+4}$	0,999
<i>trim 2</i>	-1,775	$3,839 \cdot 10^{-1}$	$3,75 \cdot 10^{-6}$
<i>trim 4</i>	-2,260	$4,134 \cdot 10^{-1}$	$4,60 \cdot 10^{-8}$
frota EUA	8,610	1,620	$1,08 \cdot 10^{-7}$
frota Venezuela	-1,121	$4,811 \cdot 10^{-1}$	0,019
de	$-4,428 \cdot 10^{-1}$	$1,821 \cdot 10^{-1}$	0,015
ano 1991 : <i>trim 2</i>	-3,287	$9,413 \cdot 10^{-1}$	$4,79 \cdot 10^{-4}$
ano 1993 : <i>trim 2</i>	3,033	$8,404 \cdot 10^{-1}$	$3,07 \cdot 10^{-4}$
ano 1994 : <i>trim 2</i>	2,165	$7,613 \cdot 10^{-1}$	$4,463 \cdot 10^{-3}$
ano 1995 : <i>trim 2</i>	1,364	$6,050 \cdot 10^{-1}$	0,024
ano 1997 : <i>trim 2</i>	3,009	$7,962 \cdot 10^{-1}$	$1,57 \cdot 10^{-4}$
ano 2002 : <i>trim 2</i>	3,792	$8,377 \cdot 10^{-1}$	$5,99 \cdot 10^{-6}$
ano 2004 : <i>trim 2</i>	4,256	1,220	$4,86 \cdot 10^{-4}$
ano 2007 : <i>trim 2</i>	3,490	$3,674 \cdot 10^{-1}$	$< 2 \cdot 10^{-16}$
ano 1993 : <i>trim 4</i>	5,380	$8,560 \cdot 10^{-1}$	$3,29 \cdot 10^{-1}$
ano 1994 : <i>trim 4</i>	4,021	$6,651 \cdot 10^{-1}$	$1,49 \cdot 10^{-9}$
ano 1995 : <i>trim 4</i>	4,158	$5,206 \cdot 10^{-1}$	$1,37 \cdot 10^{-15}$
ano 1997 : <i>trim 4</i>	5,318	$7,396 \cdot 10^{-1}$	$6,46 \cdot 10^{-13}$
ano 1998 : <i>trim 4</i>	1,298	$4,578 \cdot 10^{-1}$	0,004
ano 2002 : <i>trim 4</i>	2,577	$6,790 \cdot 10^{-1}$	$1,48 \cdot 10^{-4}$
ano 2003 : <i>trim 4</i>	1,632	$5,634 \cdot 10^{-1}$	0,003
ano 2005 : <i>trim 4</i>	1,644	$3,415 \cdot 10^{-1}$	$1,48 \cdot 10^{-6}$
ano 2006 : <i>trim 4</i>	2,748	$3,507 \cdot 10^{-1}$	$4,67 \cdot 10^{-15}$
ano 2007 : <i>trim 4</i>	2,117	$3,645 \cdot 10^{-1}$	$6,33 \cdot 10^{-9}$
ano 1992 : frota EUA	-6,570	2,000	0,001
ano 1993 : frota EUA	-3,534	1,689	0,036
ano 1995 : frota EUA	-7,124	1,508	$2,30 \cdot 10^{-6}$
ano 1996 : frota EUA	-7,747	1,477	$1,56 \cdot 10^{-7}$
ano 1997 : frota EUA	-5,631	1,459	$1,14 \cdot 10^{-4}$
ano 1998 : frota EUA	$-1,092 \cdot 10^{-1}$	1,497	$3,04 \cdot 10^{-13}$
ano 2002 : frota EUA	$-1,140 \cdot 10^{-1}$	1,493	$2,26 \cdot 10^{-14}$
ano 2003 : frota EUA	-4,565	1,904	0,01
ano 2004 : frota EUA	-9,309	1,130	$< 2 \cdot 10^{-16}$
ano 2005 : frota EUA	-5,292	1,080	$9,66 \cdot 10^{-7}$
ano 2007 : frota Venezuela	1,363	$4,279 \cdot 10^{-1}$	0,001
ano 1993 : de	-1,358	$6,734 \cdot 10^{-1}$	0,044
ano 1995 : de	1,090	$4,952 \cdot 10^{-1}$	0,027
ano 1998 : de	2,166	$4,878 \cdot 10^{-1}$	$9,01 \cdot 10^{-6}$
ano 2001 : de	-6,070	2,528	0,016
ano 2002 : de	1,989	$6,573 \cdot 10^{-1}$	0,002
ano 2004 : de	1,484	$1,963 \cdot 10^{-1}$	$3,91 \cdot 10^{-14}$
ano 2005 : de	$5,359 \cdot 10^{-1}$	$1,728 \cdot 10^{-1}$	0,001
ano 2007 : de	$-6,597 \cdot 10^{-1}$	$2,004 \cdot 10^{-1}$	$9,93 \cdot 10^{-4}$
<i>trim 2 : frota EUA</i>	5,087	$6,196 \cdot 10^{-1}$	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 3 : frota EUA</i>	8,258	$6,332 \cdot 10^{-1}$	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 4 : frota EUA</i>	1,801	$6,375 \cdot 10^{-1}$	0,004
<i>trim 2 : frota Venezuela</i>	2,893	$3,321 \cdot 10^{-1}$	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 3 : frota Venezuela</i>	4,523	$3,222 \cdot 10^{-1}$	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 4 : frota Venezuela</i>	1,605	$3,100 \cdot 10^{-1}$	$2,26 \cdot 10^{-7}$
<i>trim 2 : d_(min)</i>	1,797	$2,380 \cdot 10^{-1}$	$4,41 \cdot 10^{-14}$
<i>trim 3 : d_(min)</i>	1,849	$2,335 \cdot 10^{-1}$	$2,40 \cdot 10^{-15}$
<i>trim 2 : de</i>	-1,450	$1,028 \cdot 10^{-1}$	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 3 : de</i>	-1,519	$1,205 \cdot 10^{-1}$	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 4 : de</i>	$-6,408 \cdot 10^{-1}$	$1,052 \cdot 10^{-1}$	$1,13 \cdot 10^{-9}$
frota EUA : <i>d_(min)</i>	-1,875	$7,215 \cdot 10^{-1}$	0,009
frota Venezuela : <i>d_(min)</i>	4,889	$4,272 \cdot 10^{-1}$	$< 2 \cdot 10^{-16}$
frota EUA : de	$-8,277 \cdot 10^{-1}$	$3,464 \cdot 10^{-1}$	0,017
frota Venezuela : de	-2,583	$2,418 \cdot 10^{-1}$	$< 2 \cdot 10^{-16}$

As estimativas significativas das interações entre ano e distância do equador variam, mas a maioria é positiva. Essas estimativas positivas mostram que o padrão geral observado isoladamente para o efeito de distância do equador chega a inverter e a proporção de SAI é maior quanto mais longe do equador especialmente nos anos de 1995, 1998, 2002, 2004 e 2005.

Nas interações entre a frota dos EUA e os trimestres, observamos que todas as estimativas são positivas e significativas, e que a proporção de SAI esperada tem tendência a aumentar na frota dos EUA nos três últimos trimestres, em particular no terceiro. Resultados similares ocorrem para as interações entre a frota da Venezuela e o fator trimestre (*trim*).

Para as estimativas significativas das interações entre a distância da costa e o fator trimestre (*trim*), observamos que a proporção de SAI é maior à medida que nos afastamos da costa no segundo e terceiro trimestre. Para as interações entre o fator trimestre e a distância do equador, nota-se que todas as estimativas são significativas e negativas, isso implica que a tendência da proporção de SAI ser menor à medida que nos afastamos do equador, é especialmente acentuada nos três últimos trimestres.

As frotas dos EUA e Venezuela se comportam diferentemente nas interações com relação à distância mínima da costa. Ambas possuem estimativas significativas, no entanto a interação com a frota dos EUA apresenta coeficiente negativo enquanto que para a outra frota é positiva, ou seja, a proporção de SAI aumenta nas proximidades da linha de costa para a frota dos EUA diferente do que ocorre para a frota da Venezuela. Quanto as interações destas frotas com a distância do equador, ambas apresentam estimativas significativas e negativas, implicando que à medida que nos afastamos do equador a proporção de SAI decai de maneira mais acentuada para as frotas da Venezuela e dos EUA em comparação com a do Brasil.

5.3.2 Cenário sem ano e com frota

As estimativas dos coeficientes foram significativas para o terceiro e quarto trimestre contribuindo de forma negativa para a proporção de SAI (Tabela 5). Para os coeficientes da frota todas as estimativas foram positivas e significativas, exceto para a frota Venezuelana. Ressalta-se particularmente a importância da frota da

China Taipei, pois sua contribuição no aumento da proporção de SAI é exacerbada se comparada com as das demais frotas.

Tabela 5. Coeficientes estimados com o modelo binomial para o cenário sem ano e com frota. São mostradas somente as estimativas significativamente ($p < 0,05$ em testes t-Student) diferentes de zero.

	Estimativa	Erro padrão	p
Intercepto	3,970	0,196	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 3</i>	-3,657	0,231	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 4</i>	-1,251	0,224	$2,52 \cdot 10^{-8}$
<i>frota Japão</i>	1,404	0,192	$2,69 \cdot 10^{-13}$
<i>frota Espanha</i>	2,362	0,417	$1,5 \cdot 10^{-8}$
<i>frota China Taipei</i>	11,513	0,389	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>frota EUA</i>	4,711	0,556	$< 2 \cdot 10^{-16}$
$d_{(3)}^{1/2}$	-2,093	0,157	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>de</i>	-1,700	0,083	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 3 : frota Espanha</i>	2,048	0,337	$1,28 \cdot 10^{-9}$
<i>trim 2 : frota China Taipei</i>	-3,013	0,177	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 3 : frota China Taipei</i>	-2,751	0,185	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 4 : frota China Taipei</i>	-2,725	0,185	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 2 : frota EUA</i>	2,255	0,361	$4,28 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 3 : frota EUA</i>	7,038	0,403	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 4 : frota EUA</i>	1,817	0,427	$2,11 \cdot 10^{-5}$
<i>trim 2 : frota Venezuela</i>	0,693	0,207	$8,33 \cdot 10^{-4}$
<i>trim 3 : frota Venezuela</i>	4,088	0,196	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 4 : frota Venezuela</i>	1,672	0,186	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 3 : $d_{(3)}^{1/2}$</i>	2,429	0,188	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 4 : $d_{(3)}^{1/2}$</i>	0,829	0,184	$6,55 \cdot 10^{-6}$
<i>trim 2 : <i>de</i></i>	-0,252	0,067	$1,85 \cdot 10^{-4}$
<i>trim 3 : <i>de</i></i>	-0,672	0,076	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>frota Japão : $d_{(3)}^{1/2}$</i>	-1,704	0,150	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>frota Espanha : $d_{(3)}^{1/2}$</i>	-2,211	0,230	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>frota China Taipei : $d_{(3)}^{1/2}$</i>	-4,217	0,247	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>frota EUA : $d_{(3)}^{1/2}$</i>	-5,409	0,519	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>frota Venezuela : $d_{(3)}^{1/2}$</i>	0,493	0,203	0,015
<i>frota Japão : <i>de</i></i>	-0,218	0,050	$1,67 \cdot 10^{-5}$
<i>frota Espanha : <i>de</i></i>	-0,189	0,091	0,038
<i>frota China Taipei : <i>de</i></i>	-1,771	0,086	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>frota Venezuela : <i>de</i></i>	-1,449	0,124	$< 2 \cdot 10^{-16}$
$d_{(3)}^{1/2} : de$	0,695	0,046	$< 2 \cdot 10^{-16}$

Tanto a média das três menores distâncias da costa, quanto a distância do equador apresentaram coeficientes significativos e negativos.

As proporções de SAI nas frotas da Espanha, Venezuela e EUA foram especialmente maiores no terceiro trimestre. Já a frota da China Taipei apresenta proporções especialmente menores nos três últimos trimestres do ano.

Nas interações entre o fator trimestre e a média das três menores distâncias da costa as estimativas significativas ocorreram no terceiro e quarto trimestre. Nota-se que no terceiro trimestre o padrão para o efeito da distância da costa chega a inverter como evidenciado pela operação interação + efeito = $2,429 - 2,093 = 0,336$, o que implica que a proporção de SAI chega a aumentar à medida que se afasta da costa no terceiro trimestre.

As estimativas das interações entre o fator trimestre e a distância do equador são significativas apenas para o segundo e terceiro trimestre. Nestes casos a proporção de SAI diminui ainda mais à medida que nos afastamos do equador.

As interações entre o fator frota e a média das três menores distâncias da costa foram todas significativas e negativas, exceto para a frota da Venezuela cujo coeficiente é levemente positivo. Essas interações nos mostram que a diminuição na proporção de SAI à medida que se afasta da costa é menos acentuada para a frota Brasileira do que para quase todas as outras frotas. Esse mesmo padrão é evidenciado para as interações entre frota e a distância do Equador, ou seja, a tendência de diminuição da proporção de SAI à medida que se afasta do equador é menos acentuada para a frota brasileira em comparação com os demais casos.

A interação entre as distâncias da costa e do equador é significativa positiva. Isto significa que os efeitos isolados negativos destas duas variáveis atenuam à medida que nos afastamos da costa e do equador.

5.3.3 Cenário com ano e sem frota

Todas as estimativas dos coeficientes para o fator ano isoladamente não foram significativas, assim como as interações entre os fatores ano e o terceiro trimestre, e entre o ano e a média das três menores distâncias da costa (Tabela 6).

No fator trimestre a única estimativa significativa é o quarto trimestre, que indica uma proporção de SAI menor que no primeiro trimestre.

A estimativa do coeficiente isolado para a média das três menores distâncias da costa não foi significativa, diferentemente da distância do equador que além de significativa apresentou contribuição negativa (-1,352).

Tabela 6. Coeficientes estimados com o modelo binomial para o cenário com ano e sem frota. São mostradas somente as estimativas significativamente ($p < 0,05$ em testes t-Student) diferentes de zero.

	Estimativa	Erro padrão	p
Intercepto	4,738	$1,449 \cdot 10^{-4}$	$> 0,999$
<i>trim 4</i>	-1,048	$2,818 \cdot 10^{-1}$	$2,00 \cdot 10^{-4}$
$de^{1/2}$	-1,352	$2,049 \cdot 10^{-1}$	$4,26 \cdot 10^{-11}$
<i>ano 1991 : trim 2</i>	-2,056	$8,822 \cdot 10^{-1}$	0,020
<i>ano 1993 : trim 2</i>	3,623	$5,875 \cdot 10^{-1}$	$6,97 \cdot 10^{-10}$
<i>ano 1994 : trim 2</i>	2,541	$6,894 \cdot 10^{-1}$	$2,27 \cdot 10^{-4}$
<i>ano 1996 : trim 2</i>	2,032	$6,937 \cdot 10^{-1}$	0,003
<i>ano 1997 : trim 2</i>	1,170	$4,953 \cdot 10^{-1}$	0,018
<i>ano 1998 : trim 2</i>	1,764	$4,963 \cdot 10^{-1}$	$3,79 \cdot 10^{-4}$
<i>ano 1999 : trim 2</i>	1,609	$5,203 \cdot 10^{-1}$	0,002
<i>ano 2001 : trim 2</i>	3,405	$9,840 \cdot 10^{-1}$	$5,40 \cdot 10^{-4}$
<i>ano 2002 : trim 2</i>	3,209	$5,997 \cdot 10^{-1}$	$8,77 \cdot 10^{-8}$
<i>ano 2004 : trim 2</i>	4,096	1,135	$3,09 \cdot 10^{-4}$
<i>ano 2006 : trim 2</i>	$8,488 \cdot 10^{-1}$	$2,809 \cdot 10^{-1}$	0,002
<i>ano 2007 : trim 2</i>	2,987	$3,233 \cdot 10^{-1}$	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>ano 1993 : trim 4</i>	2,630	$5,927 \cdot 10^{-1}$	$9,08 \cdot 10^{-6}$
<i>ano 1994 : trim 4</i>	1,085	$5,341 \cdot 10^{-1}$	0,042
<i>ano 1995 : trim 4</i>	1,782	$4,281 \cdot 10^{-1}$	$3,13 \cdot 10^{-5}$
<i>ano 1996 : trim 4</i>	$-9,796 \cdot 10^{-1}$	$5,069 \cdot 10^{-1}$	0,053
<i>ano 2002 : trim 4</i>	2,198	$6,040 \cdot 10^{-1}$	$2,73 \cdot 10^{-4}$
<i>ano 2005 : trim 4</i>	1,249	$2,858 \cdot 10^{-1}$	$1,24 \cdot 10^{-5}$
<i>ano 2006 : trim 4</i>	2,477	$3,020 \cdot 10^{-1}$	$2,38 \cdot 10^{-16}$
<i>ano 2007 : trim 4</i>	1,698	$3,122 \cdot 10^{-1}$	$5,39 \cdot 10^{-8}$
<i>ano 1993 : $de^{1/2}$</i>	2,357	$4,022 \cdot 10^{-1}$	$4,63 \cdot 10^{-9}$
<i>ano 1995 : $de^{1/2}$</i>	4,623	$5,289 \cdot 10^{-1}$	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>ano 1996 : $de^{1/2}$</i>	1,799	$3,941 \cdot 10^{-1}$	$4,97 \cdot 10^{-6}$
<i>ano 2000 : $de^{1/2}$</i>	4,466	$8,054 \cdot 10^{-1}$	$2,94 \cdot 10^{-8}$
<i>ano 2002 : $de^{1/2}$</i>	2,339	$6,752 \cdot 10^{-1}$	$5,30 \cdot 10^{-4}$
<i>ano 2003 : $de^{1/2}$</i>	3,077	$4,597 \cdot 10^{-1}$	$2,18 \cdot 10^{-11}$
<i>ano 2004 : $de^{1/2}$</i>	1,071	$2,029 \cdot 10^{-1}$	$1,28 \cdot 10^{-7}$
<i>ano 2005 : $de^{1/2}$</i>	$6,862 \cdot 10^{-1}$	$1,958 \cdot 10^{-1}$	$4,58 \cdot 10^{-4}$
<i>ano 2006 : $de^{1/2}$</i>	$3,891 \cdot 10^{-16}$	$2,008 \cdot 10^{-16}$	0,052
<i>trim 2 : $d_{(3)}^2$</i>	$-1,377 \cdot 10^{-1}$	$2,911 \cdot 10^{-2}$	$2,22 \cdot 10^{-6}$
<i>trim 3 : $d_{(3)}^2$</i>	$-2,240 \cdot 10^{-1}$	$3,006 \cdot 10^{-2}$	$9,20 \cdot 10^{-14}$
<i>trim 4 : $d_{(3)}^2$</i>	$-2,834 \cdot 10^{-1}$	$2,777 \cdot 10^{-2}$	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 2 : $de^{1/2}$</i>	$-9,517 \cdot 10^{-1}$	$1,067 \cdot 10^{-1}$	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 3 : $de^{1/2}$</i>	$-3,488 \cdot 10^{-1}$	$1,090 \cdot 10^{-1}$	0,001
<i>trim 4 : $de^{1/2}$</i>	$2,827 \cdot 10^{-1}$	$1,088 \cdot 10^{-1}$	0,009
$d_{(3)}^2 : de^{1/2}$	$5,139 \cdot 10^{-2}$	$1,581 \cdot 10^{-2}$	0,001

Nas interações entre os fatores ano e o segundo trimestre todas as estimativas significativas são positivas, exceto para o ano de 1991. Neste ano em particular a proporção de SAI é baixa para o segundo trimestre se comparada ao observado no mesmo trimestre nos demais anos. As interações significativas entre ano e o quarto trimestre são todas positivas. A exceção é a interação negativa de 1996. O fator ano apresentou ainda vários casos de interações positivas significativas com a distância do equador a partir do início da década de 1990.

Para as estimativas significativas das interações entre o fator trimestre e a média das três menores distâncias das linhas de costa, observamos que a diminuição da proporção de SAI à medida que se afasta da costa se acentua do início ao final do ano.

As interações entre o fator trimestre e a distância do equador foram negativas exceto para o quarto trimestre, isso implica que a tendência de diminuição da proporção de SAI à medida que se afasta do equador é intensificada no terceiro e no segundo trimestre. No entanto o padrão se inverte no quarto trimestre.

A interação entre as distâncias da costa e do equador é significativa e levemente positiva. Isto significa que a tendência de decréscimo na proporção de SAI à medida que nos afastamos do equador diminui de intensidade à medida que nos afastamos da costa.

5.3.4 Cenário sem ano e sem frota

As estimativas dos coeficientes para o fator trimestre foram todas significativas e positivas (Tabela 7). A maior proporção de SAI é especialmente mais elevada no segundo trimestre.

Tabela 7. Coeficientes estimados com o modelo binomial para o cenário sem ano e sem frota. São mostradas somente as estimativas significativamente ($p < 0,05$ em testes t-Student) diferentes de zero.

	Estimativa	Erro padrão	p
Intercepto	0,988	0,107	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 2</i>	3,654	0,110	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 3</i>	1,168	0,123	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 4</i>	0,676	0,122	$3,25 \cdot 10^{-8}$
$d_{(3)}^{1/2}$	0,509	0,089	$1,23 \cdot 10^{-8}$
<i>de</i>	-0,141	0,046	0,002
<i>trim 2</i> : $d_{(3)}^{1/2}$	-3,436	0,089	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 3</i> : $d_{(3)}^{1/2}$	-1,479	0,101	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 4</i> : $d_{(3)}^{1/2}$	-0,672	0,102	$4,51 \cdot 10^{-11}$
<i>trim 2</i> : <i>de</i>	-0,806	0,035	$< 2 \cdot 10^{-16}$
<i>trim 4</i> : <i>de</i>	-0,152	0,042	$3,28 \cdot 10^{-16}$
$d_{(3)}^{1/2}$: <i>de</i>	-0,439	0,029	$< 2 \cdot 10^{-16}$

Os coeficientes calculados para a média das três menores distâncias da costa e a distância do equador apresentaram estimativas significativas, no entanto o valor é positivo no primeiro caso ao contrário do observado no segundo caso. Portanto, haveria um acréscimo na proporção de SAI à medida em que se afasta da costa e à medida em que se aproxima do equador.

Nas interações entre o fator trimestre e a média entre as três menores distâncias todas as estimativas dos coeficientes foram significativas e negativas especialmente para o segundo semestre. Isto indica que o padrão tendência de aumento na proporção de SAI à medida que se afasta da costa diminui de intensidade até inverte particularmente no segundo semestre.

As interações são negativas e significativas entre distância do equador e o segundo trimestre e o quarto trimestre. Nestes casos acentua-se então a tendência de diminuição da proporção de SAI à medida que se afasta do equador.

A interação entre a média das distâncias da costa e do equador é significativa e negativa. Isto significa que a tendência de decréscimo na proporção de SAI à medida que esse afasta do equador intensifica à medida que nos distanciamos da costa. Isto significa que a tendência de aumento de proporção de SAI à medida que se afasta da costa observada para o efeito isolado de $d_{(3)}^{1/2}$ atenua e até mesmo inverte o padrão à medida que nos distanciamos do equador.

5.4 Análise dos resíduos

As distribuições dos resíduos dos cenários “sem ano e com frota” (Figura 9) e “sem ano e sem frota” (Figura 10) são similares e homocedásticas. Há também indícios de que não há grande viés nas estimativas. As observações que correspondem a resíduos padronizados mais elevados possuem relativamente pouco poder de alavancagem (Figuras 9c e 10c). Poucos valores com distâncias de Cook elevadas aparecem nos cálculos. Os resíduos também possuem uma distribuição aproximadamente normal com violações graves somente para poucos pontos de cauda.

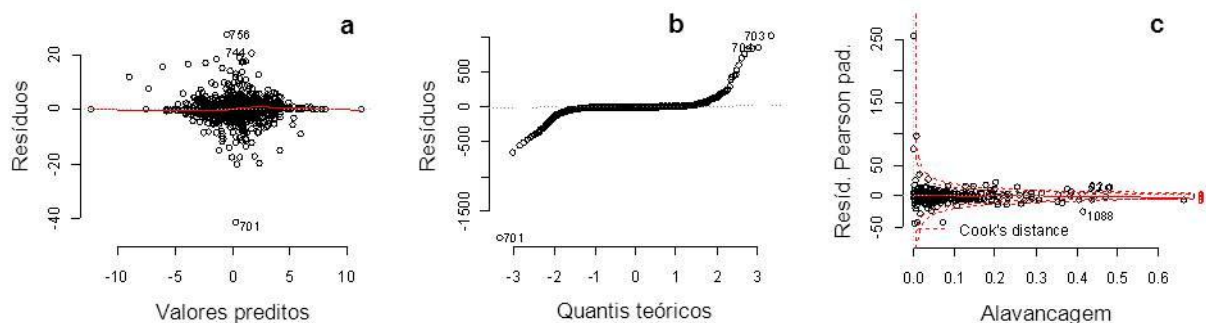


Figura 9. Diagnóstico do ajuste do modelo do cenário “sem ano e com frota”. As legendas com números dentro das áreas gráficas indicam os registros que correspondem aos maiores resíduos observados.

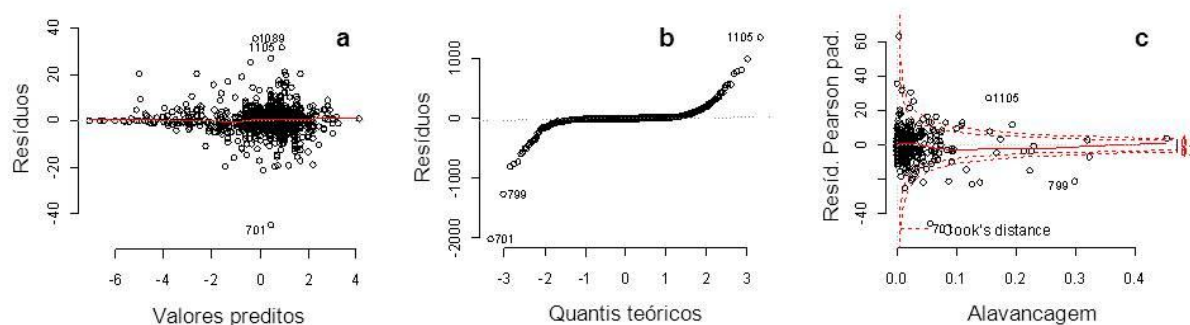


Figura 10. Diagnóstico do ajuste do modelo do cenário “sem ano e sem frota”. As legendas com números dentro das áreas gráficas indicam os registros que correspondem aos maiores resíduos observados.

Os resíduos para os cenários “com ano e frota” e “com ano e sem frota” são mostrados nas Figuras 11 e 12. Nestes casos alguns dos resíduos padronizados mais elevados correspondem a elevados poderes de alavancagem (Figuras 11C e 12C). Eles também apresentam índices de Cook que chamam a atenção para alguns poucos valores elevados. Os modelos foram também ajustados após a exclusão destes valores influentes, mas os resultados foram similares. Optou-se, portanto por considerar a base de dados na íntegra. Ressalta-se novamente que a aproximação da distribuição dos resíduos pela normal é deficiente somente para os poucos pontos de cauda.

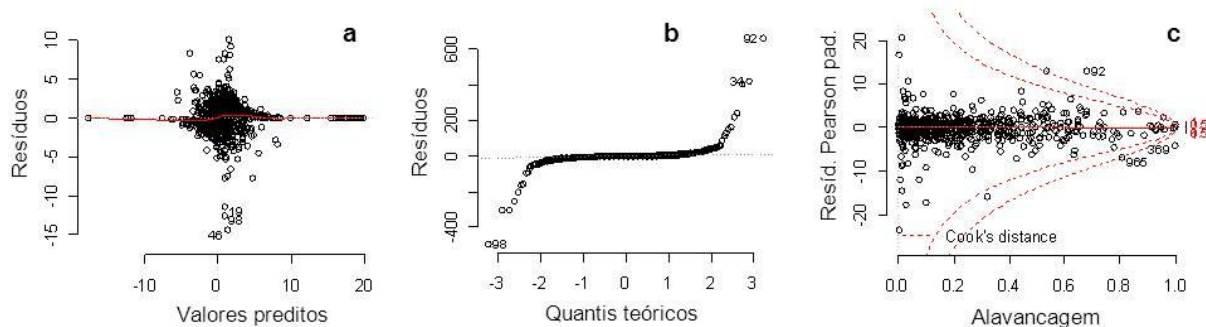


Figura 11. Diagnóstico do ajuste do modelo do cenário “com ano e com frota”. As legendas com números dentro das áreas gráficas indicam os registros que correspondem aos maiores resíduos observados.

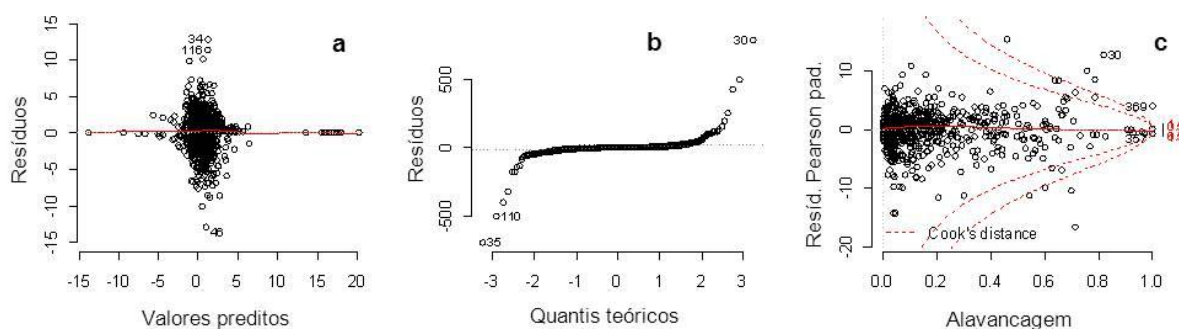


Figura 12. Diagnóstico do ajuste do modelo do cenário “com ano e sem frota”. As legendas com números dentro das áreas gráficas indicam os registros que correspondem aos maiores resíduos observados.

6. DISCUSSÃO

Os valores dos pseudo coeficientes de determinação (pseudo- R^2) para os cenários “com ano e com frota”, “sem ano e com frota”, “com ano e sem frota” e “sem ano e sem frota” são 0,69, 0,72, 0,48 e 0,55, respectivamente. Valores reduzidos do pseudo- R^2 não são incomuns na análise de dados de pesca (Maunder e Punt, 2004). Andrade (2008) explica que valores reduzidos de pseudo- R^2 indicam que há fatores importantes para explicar a variável resposta que não foram

incorporados nos modelos, como por exemplo, a quantidade de isca utilizada, o número de anzóis, a experiência do mestre da embarcação, as condições de vento e de mar, profundidade do espinhel, etc. Alguns autores obtiveram resultados satisfatórios quando informações sobre equipamentos e características de pesca estão disponíveis no modelo (e.g. AROCHA e ORTIZ, 2002; ORTIZ e SCOTT, 2003). Segundo García-Cortés et al. (2010) a maioria das espécies acompanhantes altamente migratórias, como os agulhões, são afetadas pelas artes de pesca utilizadas e, especialmente, pela área e camadas de águas exploradas em que estes indivíduos estão preferencialmente distribuídos. A tecnologia utilizada na pescaria também pode ter efeitos diferentes sobre a capturabilidade das várias espécies disponíveis nos diversos estratos espaço-temporais. A única informação disponível no conjunto de dados analisados com relação à característica da pesca é a frota, mas mesmo assim não é uma informação detalhada. Ainda assim fica evidente que a inclusão desse fator foi o suficiente para reduzir bastante as deviâncias e resultar em valores razoáveis de pseudo- R^2 . Considera-se, portanto que os valores de pseudo- R^2 obtidos são satisfatórios frente aos dados limitados disponíveis para a análise.

As estimativas dos coeficientes para o fator ano isolado nos cenários em que esta variável foi considerada não foram significativas, implicando que não há tendências temporais claras de longo prazo. As reduções nas deviâncias pela inclusão desse fator de grande quantidade de níveis (mais de 20) também não são especialmente maiores que as reduções observadas pela inclusão de outros componentes mais parcimoniosos do modelo. Isto ressalta novamente a ausência de um efeito anual. A ausência de uma tendência interanual clara indica que o balanço entre as densidades de agulhões vela e verde não apresentam tendências clara de modificações, pelo menos nos cenários acessíveis à pesca (ex: área, camada do oceano, etc). Não há, portanto indícios de que uma das populações (por exemplo de agulhão vela) venha crescendo (ou decrescendo) de maneira mais acentuada que a população da outra espécie. Como atualmente só há estimativas de índices de abundância para o agulhão vela (ICCAT, 2010) a hipótese sugerida acima não pode ser avaliada neste momento e deve ser estudada no futuro.

O fator ano somente foi mantido nos modelos por estar incluído em interações importantes com outras variáveis como, por exemplo, a frota. Isto indica que o comportamento de uma dada frota (distribuição espacial e temporal e estratégias

utilizadas dentro do ano) pode mudar de um ano para outro com consequências importantes para o balanço de captura entre as espécies de agulhões vela e verde.

A manutenção do fator ano nos modelos por conta das interações ainda que os efeitos isolados não tenham sido significativos tem um custo elevado pelo aumento da dimensão (número de parâmetros) sem grande efeito na redução da deviância induzindo uma sobreparametrização. Um efeito colateral é que quando ano é incluído, mesmo não sendo importante isoladamente, ele afeta os cálculos de todos os demais fatores e covariáveis. A inclusão de ano apesar de importante por conta das interações introduz elementos de ruído que mascaram os efeitos isolados das demais variáveis, que se manifestam de maneira mais clara nos modelos que não incluem ano. Confusões entre efeitos não são incomuns em modelos lineares generalizados quando a matriz de desenho experimental não é ortogonal (DOBSON, 2008), o que é o nosso caso.

A frota tem um efeito bastante importante com clara evidência que as diferentes distribuições espaço-temporais e estratégias de pesca (ex: profundidade da camada e que atua o espinhel) determinam uma maior ou menor proporção de agulhões vela em relação às capturas. Outra possibilidade para explicar as diferenças nas proporções de agulhões vela e verde apresentadas pelas diferentes frotas é a eficiência do programa amostral e do treinamento dos encarregados em fazer a correta discriminação das espécies.

Fica evidente nas estimativas dos coeficientes dos modelos lineares que a frota brasileira é uma das que apresenta em suas capturas menor proporção de agulhão vela. Por outro lado, as frotas de China Taipei, dos Estados Unidos, do Japão e da Espanha são as que apresentam maiores proporções de agulhões vela. O caso da frota dos Estados Unidos parece estar claramente relacionado a sua distribuição espacial característica com grande concentração no Golfo do México, Norte do Caribe e imediações da Flórida. A hipótese seria que o agulhão vela tem proporcionalmente maior preferência por esse habitat que pela zona equatorial do oeste do Atlântico de onde provêm a maioria dos dados da frota brasileira.

Já as frotas do Japão, de China Taipei e Espanha tem alguma sobreposição espacial com a frota brasileira, mas atuam de maneira mais concentrada em áreas oceânicas e mais próximas da África. Uma das grandes diferenças entre as frotas brasileira e asiáticas é que estas últimas usualmente tem as albacoras bandolim e branca como espécies alvo enquanto que a brasileira usualmente se concentra na

captura de espadarte, albacora laje ou mesmo tubarão azul (MENESES DE LIMA et al., 2000). As diferenças de alvo implicam no uso de estratégias de pesca distintas (ex: diferenças nas profundidades de atuação dos espinhéis). Essas diferenças poderiam ser as responsáveis pela discrepância na composição das proporções de agulhões vela e verde. A possibilidade de diferença na acurácia da identificação das espécies não pode também ser descartada. Por fim, o uso de áreas equatoriais e subtropicais próximas à costa da África por parte das frotas asiáticas é outro ponto importante que não pode ser descartado. Tais áreas no leste do Atlântico poderiam ser caracterizadas por um balanço de proporção extremamente favorável ao agulhão vela e desfavorável ao verde. Verificando essa hipótese restaria investigar quais são as forçantes ambientais ou ecológicas que estariam relacionadas ao fenômeno detectado neste trabalho.

Os cálculos dos efeitos isolados mostram os trimestres 2 a 4 com estimativas significativas negativas quando a frota é incluída nos modelos. Isto implica que o primeiro trimestre (verão austral e inverno boreal) tende a resultar em capturas com maiores proporções de agulhão vela. Esse padrão geral é invertido especificamente para as frotas dos EUA e da Venezuela como indicado pelas interações que apontam que o terceiro trimestre (inverno austral e verão boreal) é o que resulta em maiores proporções de agulhão vela em comparação como verde. As frotas da Venezuela e dos EUA são as que atuam mais concentradas de maneira quase que exclusivas no hemisfério norte, enquanto que as demais atuam de maneira ampla entorno do equador com parcela de atuação importante no hemisfério sul. Os resultados obtidos sugerem, portanto que os cenários que implicam em maiores proporções de vela em cada hemisfério são caracterizados pela ocorrência do verão (primeiro trimestre no hemisfério sul e terceiro no hemisfério norte). Há de fato mudanças importantes nos padrões biogeográficos dos oceanos nos hemisférios em função das forçantes sazonais (LONGHURST, 1998). Neste caso levanta-se a hipótese de que o agulhão vela se comparado ao agulhão verde tem maior propensão a ocorrer em cenários de incidência solar maior e eventualmente de maior temperatura. Evidentemente os padrões de balanço entre as proporções de agulhões vela e verde nas capturas estão também associados a outras forçantes que exibem padrões sazonais (como o processo reprodutivo) que não somente a incidência solar e o aquecimento da camada superficial do mar. Portanto, um mapa mais completo dos elementos envolvidos na dinâmica populacional e espaço-

temporal é necessário para avaliar com maior clareza o porque a proporção de agulhão vela tende a ser maior no cenário de verão em ambos os hemisférios.

A variável distância do equador foi selecionada de maneira isolada em todos os quatro cenários. Em todos os casos ela aparece com expoente da transformada igual a 1 e na maioria dos casos com efeito negativo. Isto significa que a proporção de SAI decai de maneira linear à medida que nos afastamos do equador. Ou seja, a(s) forçante(s) que está(ão) relacionada(s) à tendência de decaimento da proporção de SAI em direção aos pólos tem um padrão linear pelo menos na abrangência da área em que o agulhão vela está exposto às frotas pesqueiras. Uma possível forçante, a título de exemplo seria a insolação e aquecimento da camada superficial como mencionado ao discutir o efeito do fator trimestre. González-Ania et al. (2001) acredita que a heterogeneidade espacial-temporal marinha afeta grandemente a biologia, dinâmica e disponibilidade dos estoques de atuns, bem como a sua vulnerabilidade às artes de pesca, introduzindo assim uma fonte de variabilidade nas taxas de capturas nominais. A temperatura da superfície do mar é um dos mais importantes fatores físicos relacionados à insolação equatorial, pois modifica os padrões geográficos de agregação e vertical dos atuns, através de seu efeito sobre o comportamento alimentar, reprodutivo e migratório e termo-regulação corporal (FONTENEAU, 1998). A temperatura da superfície do mar é uma possível forçante e poderia vir a ser uma variável explicativa muito importante se incorporada aos modelos.

Os coeficientes estimados para as medidas de distância da costa e do equador tiveram efeito isolados negativos na maioria dos casos, e quando positivos, em várias situações havia alguma interação negativa que anula ou até reverte o efeito positivo. Fica, portanto evidente que o agulhão vela tem um habitat mais costeiro, ou pelo menos que tem coeficiente de capturabilidade maior nestes cenários, se comparado com o agulhão verde. Em suma, apesar de nos textos científicos clássicos das décadas de 1970 e 1980 (UEYANAGI et al., 1970; NAKAMURA, 1985) aparecerem citações que indicam grande sobreposição de área e preferências ambientais das duas espécies, uma visão mais detalhada aponta para alguma diferenciação ecológica pelo menos no que tange à distribuição em relação à costa e ao equador.

A variável distância da costa tem uma presença mais inconstante que a distância do equador nos modelos selecionados. Como mencionado anteriormente os coeficientes referentes ao efeito isolado da distância da costa somente são significativos quando a variável ano não é incluída nos modelos. Quando significativa de maneira isolada a variável distância da costa aparece na forma da transformada $d_{(3)}^{1/2}$ que é a raiz quadrada da média das três menores distâncias das linhas de costa. O expoente selecionado inferior a 1 indica que a(s) força(s) que está(ão) relacionada(s) à tendência de decaimento da proporção à medida que nos afastamos da costa age de maneira não linear em função da distância. A proporção decai de maneira mais abrupta no início e posteriormente de maneira menos acentuada. Há várias possíveis forças que devem ser investigadas em estudos futuros. Cita-se a título de exemplo a profundidade local ou mesmo da camada da mistura.

7. CONCLUSÃO

Selecionou-se apenas um modelo para cada um dos quatro cenários, a saber, “com ano e com frota”, “sem ano e com frota”, “com ano e sem frota” e “sem ano e sem frota”. Os ajustes desses modelos foram aceitáveis, no sentido de que não são fortemente viesados e, portanto, considera-se que são úteis para análises nos quatro casos avaliados. As variáveis frota, trimestre e distâncias do equador e da costa são importantes para explicar as variações das proporções de agulhão vela, e o ano só é importante quando interage com outras variáveis.

8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**. v. 19, p. 716-723, 1974.

AMORIM, A. F.; ANDRADE, H. A.; LINS, J. E. Assessment of billfish abundance based on brazilian sport fishing catches. **Bulletin of Marine Science**, v. 79, n. 3, p. 659-666, 2006.

ANDRADE, H. A. Taxa de captura para o bonito-listrado (*Katsuwonus pelamis*) do sudoeste do oceano Atlântico Sul. **Boletim do Instituto de Pesca**, v. 34, n. 3, p. 391-402, 2008.

AROCHA, F.; MARCANO, L. A.; MARCANO, J. S.; GUTIERREZ, X.; SAYEGH, J. Captura incidental observada de peces de pico en la pesqueria industrial de palangre Venezolana en el mar Caribe y en el Atlantico centro-occidental: 1991-1999. **Collective Volume of Scientific Papers - ICCAT**, v. 53, p. 131-140, 2001.

AROCHA, F.; ORTIZ, M. Standardized catch rates for the blue marlin (*Makaira nigricans*) and white marlin (*Tetrapturus albidus*) from the Venezuelan pelagic longline fishery off the Caribbean Sea and the western central Atlantic. **Collective Volume of Scientific Papers - ICCAT**, v. 55, n. 2, p. 649-659, 2002.

AROCHA, F. **Los peces de la familia Istiophoridae capturados por las flotas de Venezuela: Aspectos biológicos, pesquerías y gestión pesquera**. 141f. Trabajo de ascenso para Prof. Asociado - Universidad de Oriente, Cumaná, Venezuela, 2006.

AROCHA, F.; MARCANO, L.; SILVA, J. Sex ratio at size of sailfish (*Istiophorus albicans*) from the Venezuelan fishery off the Caribbean sea and adjacent areas. **Collective Volume of Scientific Papers - ICCAT**, v. 65, n. 5, p. 1633-1640, 2010.

BELLIDO, J. M.; SANTOS, M. B.; PENNINO, M. G.; VALEIRAS, X.; PIERCE, G. J. Fishery discards and bycatch: solutions for an ecosystem approach to fisheries management?. **Hydrobiologia**, v. 670, n. 1, p. 317-333, 2011.

BOLKER, B. M.; BROOKS, M. E.; CLARK, C. J.; GEANGE, S. W.; POULSEN, J. R.; STEVENS, M. H. H.; WHITE, J. S. Generalized linear mixed models: a practical guide for ecology and evolution. **Trends in Ecology and Evolution**, v. 24, n. 3, p. 127-135, 2008.

BURNHAM, K. P.; ANDERSON, D.R. **Model Selection and Multimodel Inference**. New York: Springer, 2002. 488p.

BRASIL. Decreto-Lei nº 221, de 28 de fevereiro de 1967. Dispõe sobre a proteção e estímulos à pesca e, dá outras providências (Código de pesca). 1967.

BRASIL. Decreto nº 4810, de 19 de agosto de 2003. Estabelece normas para operação de embarcações pesqueiras nas zonas brasileiras de pesca, alto mar e por meio de acordos internacionais, e dá outras providências. 2003.

BRASIL. Ministério do Meio Ambiente. Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis. Instrução Normativa Interministerial Nº 26, de 19 de Julho de 2005. Estabelecer critérios e procedimentos para preenchimento e entrega de Mapas de Bordo ... 2005.

CAMPANA, S. E.; JOYCE, W.; MANNING, M. J. Bycatch and discard mortality in commercially caught blue sharks *Prionace glauca* assessed using archival satellite pop-up tags. **Marine Ecology Progress Series**, v. 387, p. 241-253, 2009.

CARRUTHERS, E. H.; SCHNEIDER, D. C.; NEILSON, J. D. Estimating the odds of survival and identifying mitigation opportunities for common bycatch in pelagic longline fisheries. **Biological Conservation**, v. 142, p. 2620-2630, 2009.

CHARNES, A.; FROME, E. L.; YU, P. L. The equivalence of generalized least squares and maximum likelihood estimates in the exponential family. **Journal of the American Statistical Association**, v. 71, p. 169-171, 1976.

CHIANG, W. C.; SUN, C. L.; YEH, S. Z. Age and growth of sailfish (*Istiophorus platypterus*) in waters off eastern Taiwan. **Fishery Bulletin**, v. 102, n. 2, p. 251-263, 2004.

DEMÉTRIO, C. G. B. **Modelos Lineares Generalizados em experimentação agrônômica**. Piracicaba: ESALQ/USP, 2002. 121p.

DOBSON, A. J. **An Introduction to Generalized Linear Models**, Boca Raton: Chapman and Hall, 2008. 307p.

EAYRS, S. **A guide to baycatch reductionn in tropical Shrimp-trawl fisheries**. Rome: FAO, 2007. 108p.

ECOLOGY ACTION CENTRE. Disponível em: < <http://www.ecologyaction.ca/>>. Acesso em: 9 jan. 2013.

FONTENEAU, A. Introduction aux problèmes des relations thons-environnement dans l'Atlantique. **Collective Volume of Scientific Papers - ICCAT**, v. 50, n. 1, p. 275-317, 1998.

GOÑI, R.; ALVAREZ, F.; ADLERSTEIN, S. Application of generalized linear modeling to catch rate analysis of Western Mediteerranean fisheries: the Castellón trawl fleet as a case study. **Fisheries Research**, v. 42, p. 291-302, 1999.

GONZÁLEZ-ANIA, L. V.; BROWN, C. A.; CORTÉS, E. Standardized catch rates for yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) in the 1992-1999 Gulf of Mexico longline fishery based upon observer programs from Mexico and the United States. **Collective Volume of Scientific Papers - ICCAT**, v. 53, n. 1, p. 222-237, 2001.

ICCAT. REPORT OF THE 2009 SAILFISH STOCK ASSESSMENT. **Collective Volume of Scientific Papers - ICCAT**, v. 65, n. 5, p. 1507-1632, 2010.

ICCAT. ICCAT Manual. Disponível em: <<http://www.iccat.int/en/ICCATManual.htm>>. Acesso em: 15 nov. 2012.

JOLLEY, J.W. The biology and fishery of Atlantic sailfish *Istiophorus platypterus*, from south-east Florida. **Florida Marine Research Publication**, v. 28, 31p, 1977.

KELLEHER, K. **Discards in the world's marine fisheries: an update**. Rome: FAO, 2005. 131p.

LONGHURST, A. R. **Ecological geography of the sea**. California: Academic Press, 1998. 559p.

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

McCULLAGH, P.; NELDER, J. A. **Generalized Linear Models**. London: Chapman and Hall, 1989. 511p.

MEJUTO, J.; GARCÍA-CORTÉS, B.; SERNA, J. M. Preliminar scientific estimations of billfish (Family Istiophoridae) landed by the Spanish longline fleet targeting swordfish in the Atlantic ocean and Mediterranean sea: years 1999-2000. **Collective Volume of Scientific Papers - ICCAT**, v. 54, n. 3, p. 823-833, 2002.

MENESES DE LIMA, J. H.; KOTAS, J. E.; LIN, C. F. A historical review of the brazilian long-line fishery and catch of swordfish. **Collective Volume of Scientific Papers – ICCAT**, v. 51, n. 36, p. 1329-1358, 2000.

NAKAMURA, I. **FAO Species Catalogue, Vol. 5. Billfishes of the World: An Annotated and Illustrated Catalogue of Marlins, Sailfishes, Spearfishes and Swordfishes Known to Date**. Rome: FAO, 1985. 65p.

NELDER, J. A.; WEDDERBURN, R. W. M. Generalized linear models. **Journal of the Royal Statistical Society**. v.A 135, p. 370-384, 1972.

ORTIZ, M.; SCOTT, G. P. Standardized catch rates for white marlin (*Tetrapturus albidus*) and blue marlin (*Makaira nigricans*) from the pelagic longline fishery in the northwest Atlantic and the Gulf of Mexico. **Collective Volume of Scientific Papers – ICCAT**, vol. 55, n. 2, p. 511-528, 2003.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. R: A language and environment for statistical computing. R foundation for statistical computing, Vienne, Áustria, 2008. <http://www.r-project.org>. 10 Jul. 2011.

ROBINS, C.R. Synopsis of biological data on the longbill spearfish, *Tetrapturus pfluegeri*, Robins and de Sylva. NOAA. **Technical Report, NMFS (Special Scientific Report, Fisheries Series)**, v. 675, p. 28-38, 1975.

SATOH, K.; YOKAWA, K.; SAITO, H.; MATSUNAGA, H.; OKAMOTO, H.; UOZUMI, Y. Preliminary stomach contents analysis of pelagic fish collected by Shoyo-Maru 2002 research cruise in the Atlantic Ocean. **Collective Volume of Scientific Papers – ICCAT**, v. 56, p. 1096-1114, 2004.

SHARPLES, P. B.; BROGAN, D.; WILLIAMS, P. G. A preliminary summary of (i) species identification problems, (ii) discarding practices and (iii) the life status of billfish taken in longline fisheries of the western and central Pacific Ocean, according to information collected by observers and logbook data Oceanic Fisheries Programme Secretariat of the Pacific Community Noumea, New Caledonia, 2000. Disponível em: <http://www.spc.int/DigitalLibrary/Doc/FAME/Meetings/SCTB/13/BBRG_15.pdf>. Acesso em: 14 set. 2012.

TASKER, M. L.; CAMPHUYSEN, C. J.; COOPER, J.; GARTHE, S.; MONTEVECCHI, W. A.; LABER, S. J. M. The Impacts of Fishing on Marine Birds. **ICES Journal of Marine Sciences**, v. 57, p. 531-547, 2000.

UEYANAGI, S.; KIKAWA, S.; UTO, M.; NISHIKAWA, Y. Distribution, spawning, and relative abundance of billfishes in the Atlantic Ocean. **Bulletin Far Seas Fisheries Research Laboratory**, v. 3, p. 15-45, 1970.

VASKE-JÚNIOR, T.; VOORENB, C. M.; LESSA, R. P. Feeding habits of four species of Istiophoridae (Pisces: Perciformes) from northeastern Brazil. **Environmental Biology of Fishes**, v. 70, p. 293-304, 2004.

VENESS, C.; Movable Type Scripts: Calculate distance, bearing and more between Latitude/Longitude points. Disponível em: <<http://www.movable-type.co.uk/scripts/latlong.html>>. Acesso em: 9 jun. 2012.