



Universidade Federal do Rio Grande-FURG

Instituto de Oceanografia

Programa de Pós-Graduação em Oceanografia Biológica

PADRÕES TEMPORAIS NO ENCALHE DE MAMÍFEROS MARINHOS E
IDENTIFICAÇÃO DE ÁREAS DE RISCO DE CAPTURAS INCIDENTAIS DE
TONINHA, *Pontoporia blainvillei*, NO SUL DO BRASIL

Jonatas Henrique Fernandes do Prado

Orientador: Prof. Dr. Eduardo Resende Secchi

Rio Grande, agosto de 2016



Universidade Federal do Rio Grande-FURG

Instituto de Oceanografia

Programa de Pós-Graduação em Oceanografia Biológica

PADRÕES TEMPORAIS NO ENCALHE DE MAMÍFEROS MARINHOS E
IDENTIFICAÇÃO DE ÁREAS DE RISCO DE CAPTURAS INCIDENTAIS DE
TONINHA, *Pontoporia blainvillei*, NO SUL DO BRASIL

Jonatas Henrique Fernandes do Prado

Trabalho apresentado à comissão de
Curso de Pós-Graduação em
Oceanografia Biológica da
Universidade Federal do Rio Grande-
FURG, como pré-requisito para
obtenção do Título de Doutor.

Orientador: Prof. Dr. Eduardo Resende Secchi

Rio Grande, agosto de 2016

Eu dedico essa tese à mulher da minha
vida e razão do meu viver: MINHA MÃE

AGRADECIMENTOS

Se eu soubesse que seria desse jeito, eu nunca teria feito doutorado na minha vida!! Brincadeirinha...vocês acham que eu iria fazer uma desfeita dessa com vocês. Pode dar tudo errado, no sentido, reprovado, lascado, ralado, mas o que vocês têm haver com isso, NADA!! Essa questão é de inteira responsabilidade minha... a parte de vocês, cada um fez com muito esmero. E é por isso que tenho o DEVER de agradecer à todos que fizeram parte dessa história.

A minha família que tanto amo, mas amo, amo muito, razão do meu viver, e que sempre esteve comigo desde pequenininho.

A minha Dedé que me suportou durante todo esse tempo... se esforçando ao máximo para trocar meia dúzia de palavras comigo e eu pensando em qual distribuição utilizar. Além de ser a responsável pela figura mais bonita da tese.

Aos meus irmãos do peito, Gustavo (BAILA) e Vinicius (LULA) que tantos momentos de reflexões tivemos! Tudo ficou mais fácil com vocês ao meu lado, ainda mais sabendo que uma tal de capacete de fogo me deixou sozinho morrendo de saudades.

A minha família galera CASSINÃO, que sempre me fizeram sorrir e me sentir a melhor pessoa do mundo, ainda mais nas segundas-feiras.

Ao meu amigo LARUS que todas as quintas-feiras estava no mesmo lugar, no mesmo bate horário, me esperando de braços abertos e com um copo de cerveja.

Ao professor André e a todos do laboratório de bentos que me receberam de braços abertos, abrindo uma nova frente de trabalho no laboratório: mamíferos bentônicos.

Ao meu laboratório de sangue que tanto orgulho tenho em fazer parte e que me brindou com a maior série temporal de dados de carniça do Oceano Atlântico Sul.

A Jusp, a Elizinha, a Marie e ao Fernando pelos incessantes questionamentos sobre o meu trabalho e que tanto me ajudaram.

A Ju, mais conhecida como a novinha, pela ajuda em revisar as planilhas; tarefa essencial para uma boa análise.

Ao Navio Atlântico Sul que me proporcionou momentos únicos de reflexão.

A Lília, que desde a minha chegada ao laboratório me enche o saco, mas que me acolheu de braços abertos.

Ao Professor e amigo Kinas pelos seus ensinamentos que foram decisivos para minha formação e realização dessa tese.

A comunidade de pescadores da Barra de Rio Grande e de São José do Norte que colaboraram com a coleta de dados de captura incidental, sem a qual não seria possível realizar a presente tese.

Ao NEMA pelo fornecimento dos dados de encalhe e, não menos importante, pelas saídas de praia e os mergulhos no mar.

Aos órgãos financiadores: Yaqu Pacha (Alemanha), Fundação O Boticário de Proteção a Natureza, Conselho Nacional para Desenvolvimento Científico e Tecnológico/CNPq, Petrobrás e Cetacean Society International (USA).

A Universidade Federal do Rio Grande que foi o alicerce para todo o conhecimento adquirido durante a realização desta tese.

E por último, e não menos importante às minhas cachorrinhas... kkkkkk, achou né Edu!! Reconheço que vc teve um pouquinho de importância. Antes de entrar para graduação meu pai disse: “meu filho, tenta fazer cada etapa da sua formação em um lugar diferente, assim você ampliará seu leque de conhecimento”. Realmente faz muito sentido! Mas meu pai não podia imaginar o que eu teria pela frente: você como orientador. Pai, depois de uma monografia, um mestrado e um doutorado, tenho certeza que eu poderia ter rodado o mundo, mas não conseguiria ter encontrado um orientador como meu amigo Edu. Foi um privilégio trabalhar com você.

Meus queridos amigos, um grande abraço e uma ótima leitura!! Por favor, leiam, vocês fazem parte dessa história!

RESUMO

Dados de encalhe e de capturas incidentais de mamíferos marinhos são importantes para compreender o padrão de ocorrência desses animais e para identificar regiões com alto risco de capturas incidentais. Baseados em 38 anos de dados de encalhe (1976-2013) e de nove anos de dados de capturas incidentais de toninha (*Pontoria blainvillei*) (1999-2003; 2006-2009), coletados no sul do Rio Grande do sul (RS), os objetivos da presente tese foram: (i) descrever o padrão temporal dos encalhes de mamíferos marinhos nessa região RS; (ii) identificar áreas com maior risco de captura incidental de toninha no sul do RS durante duas estações de pesca (corvina e pescada); (iii) obter estimativas de mortalidade de toninha para essas duas estações de pesca e (iv) verificar se os encalhes podem ser utilizados como indicadores do padrão espaço-temporal das capturas inincidentais de toninha no sul do RS. Modelos Aditivos Generalizados (GAM) foram utilizados para avaliar tendências temporais no padrão de encalhe. Modelos Hierárquicos Bayesianos foram propostos para identificar as áreas de maior risco de captura incidental de toninha e obter estimativas de mortalidade para essa espécie. Correlação de Spearman foi utilizada para avaliar a relação espaço-temporal entre encalhe e capturas inincidentais de toninha. Quarenta espécies foram registras em 12.540 eventos de encalhe. A toninha (n = 4574), o lobo-marinho-sul-americano (*Arctocephalus australis*, n = 3419), o leão-marinho-sul-americano (*Otaria flavescens*, n = 2049), o golfinho-nariz-de-garrafa (*Tursiops truncatus*, n = 293) e o lobo-marinho-subantártico (*Arctocephalus tropicalis*, n = 219) foram as espécies mais frequentes. A sazonalidade dos encalhes de toninha e do golfinho-nariz-de-garrafa esta associada à sobreposição com a atividade pesqueira, enquanto que o lobo-marinho-sul-americano e subantártico com a dispersão pós-reprodutiva. Para o leão-marinho-sul-americano a

sazonalidade dos encalhes também está associada com o esforço pesqueiro. O aumento na taxa de encalhe para a toninha e para o lobo-marinho-sul-americano está atrelado ao incremento do esforço pesqueiro e ao crescimento populacional, respectivamente. Para o lobo-marinho-subantártico a taxa de encalhe teve um leve declínio, enquanto que para o golfinho-nariz-de-garrafa permaneceu estável. Não foi observada tendência interanual significativa para o leão-marinho-sul-americano. O declínio na frequência de espécies de hábito temperado/polar e o registro de espécies subtropicais/tropicais somente no final da década de 1990, pode estar associado a mudanças climáticas. Áreas com alto risco de captura incidental de toninha foi observado na região sul, centro e norte da área de estudo durante a estação de pesca da corvina e, na região norte, na estação da pescada. Estimativa total de mortalidade de toninha durante a estação da corvina e da pescada foi 2923 [2004; 3852] e 1104 [705; 1515], respectivamente. Somente durante a estação da corvina os encalhes foram indicadores confiáveis do padrão espaço-temporal das capturas incidentais de toninha. Os resultados obtidos nesse trabalho poderão contribuir para a elaboração de estratégias de conservação, principalmente para a toninha, considerada a espécie de cetáceo mais ameaçada do oceano Atlântico Sul Ocidental.

PALAVRAS-CHAVE: INLA, ZIP, GAM, conservação da vida silvestre, áreas de exclusão de pesca, Oceano Atlântico Sudoeste, estimativa de mortalidade.

ABSTRACT

Marine mammal stranding and bycatch data are useful to help comprehend their occurrence pattern and identify areas of high risk of bycatch. Based on 38 years of marine mammal stranding data (1976-2013) and nine years (1999-2003; 2006-2009) of franciscana (*Pontoporia blainvillei*) bycatch on the Rio Grande do Sul coast the aims of the present thesis were to: (i) describe temporal (seasonal and annual) patterns of marine mammal stranding in the Rio Grande do Sul (RS) coast; (ii) identify areas of high risk of franciscana (*Pontoporia blainvillei*) bycatch in the RS for two fisheries seasons (white croaker and striped weakfish); (iii) estimate franciscana bycatch in gillnet fishery for both fisheries seasons; and (iv) analyze the spatial and temporal relationship between franciscana's stranding and bycatch on the RS coast. Generalized Additive Models (GAM) were used to evaluate the temporal stranding patterns and Hierarchical Bayesian models were proposed to identify areas of high risk of bycatch and estimate franciscana mortality. Spearman correlation was used to describe the relationship between franciscana's stranding and bycatch. Forty species were documented in 12,540 stranding events. Franciscana (n = 4,574), South American fur seal (*Arctocephalus australis*, n = 3,419), South American sea lion (*Otaria flavescens*, n = 2,049), bottlenose dolphins (*Tursiops truncatus*, n = 293) and subantarctic fur seal (*Arctocephalus tropicalis*, n = 219) were the most frequently stranded marine mammals. The seasonality of strandings of franciscana and bottlenose dolphin coincided with periods of higher fishing effort and strandings of South American and subantarctic fur seals with post-reproductive dispersal. For South American sea lion the seasonality of strandings is associated with both fishing effort and post-reproductive dispersal. Inter-annual increases in stranding rate were observed for franciscana and South American fur seal and these are likely related to increased fishing effort and population growth,

respectively. For subantarctic fur seal the stranding rate showed a slight decline while for bottlenose dolphin it remained steady. Non-significant year-to-year variation in stranding rate was observed for South American sea lion. The slight decrease in frequency of temperate/polar marine mammals and the increased occurrence of subtropical/tropical species since the late 1990s might be associated with environmental changes linked to climate change. Hotspots of bycatch were restricted to small areas in the southern, central and northern part of the study site during the white croaker fishery, while in the striped weakfish fishery only the northern region showed high risk of bycatch. The total estimated franciscana bycatch was higher in the white croaker (Median = 2923; CrI [2004; 3852]) than in the striped weakfish (Median = 1104; CrI [705; 1515]) fishery. Stranding data can be used to identify areas of franciscana bycatch only for white croaker fishing season. It is expected that the results can be used to design conservation strategies for the marine mammals, especially for franciscana dolphin considered the most endangered species of Atlantic Ocean.

KEY WORDS: INLA, ZIP, GAM, wildlife conservation, no-fishing zone, Southwestern Atlantic, bycatch estimation

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Extensão de praia monitorada entre o Chuí e a Lago do Peixe, totalizando 355 km. A linha em vermelho se estende desde o Farol do Sarita até a Barra do Estreito (111 km) e corresponde ao trecho de praia melhor monitorado ao longo dos anos.	12
Figura 2. Área de atuação da pesca de emalhe no sul do Brasil divididas em seis subáreas. Os pontos em vermelho e em preto representam os lances de pesca direcionados à corvina e à pescada, respectivamente. A linha de costa destacada em preto representa a extensão de praia monitorada (355 km de extensão).	14
Figura 3. Malhas triangulares para a estação de pesca da corvina (A) e pescada (B)...	18
Figura 4. Frequência dos valores de captura de toninhas em cada lance de pesca.....	20
Figura 5. Taxa de encalhe (número de animais encalhados a cada 100 km de praia monitorada) dos mamíferos marinhos por ano (A) e por mês (B) de 1976 a 2013 (todos os registros de encalhe incluídos). Em B a linha preta representa a taxa de encalhe por mês excluindo as espécies com alta mortalidade, migratória, neonatos do lobo-marinho-sul-americano e registros não identificados. Para facilitar a visualização foi obtida a raiz quadrada da taxa de encalhe. Os registros de encalhe observados ao longo de todo o trecho de praia monitorado (Chuí a Lagoa do Peixe) foram incluídos.....	27
Figura 6. Média da taxa de encalhe (número de animais encalhados a cada 100 km de praia monitorada) das espécies frequentes por mês de 1976 a 2013. Linha preta representa a taxa de encalhe das carcaças com sinais de interação com atividade pesqueira. Para facilitar a visualização foi obtido a raiz quadrada da média da taxa de encalhe. Somente os registros de encalhe entre o Farol do Sarita e a Barra do Estreito foram incluídos.	29
Figura 7. Padrão temporal de encalhe da toninha. Estimativa (linha sólida) e intervalo de confiança de 95% (linha tracejada) das splines referentes às variáveis ano (A) e mês (B).	30
Figura 8. Padrão temporal de encalhe do golfinho-nariz-de-garrafa. Estimativa (linha sólida) e intervalo de confiança de 95% (linha tracejada) das splines referentes às variáveis ano (A) e mês (B).	30
Figura 9. Padrão temporal de encalhe do lobo-marinho-sul-americano. Estimativa (linha sólida) e intervalo de confiança de 95% (linha tracejada) das splines referentes às variáveis ano e mês. Neonato (A-B) e juvenis/adulto (C-D).	31
Figura 10. Padrão temporal de encalhe do leão-marinho-sul-americano. Estimativa (linha sólida) e intervalo de confiança de 95% (linha tracejada) das splines referentes às variáveis ano (A) e mês (B).	31
Figura 11. Padrão temporal de encalhe do lobo-marinho-subantártico. Estimativa (linha sólida) e intervalo de confiança de 95% (linha tracejada) das splines referentes às variáveis ano (A) e mês (B).	32
Figura 12. Taxa de encalhe (número de animais encalhados a cada 100 km de praia monitorada) da falsa orca, do cachalote e do golfinho-de-dentes-rugosos (A) e dos	

misticetos (B) de 1976 a 2013. Os registros de encalhe observados ao longo de todo o trecho de praia monitorada (Chuí a Lagoa do Peixe) foram incluídos.....	33
Figura 13. Taxa de encalhe (número de animais encalhados a cada 100 km de praia monitorada) das espécies subtropicais/tropicais e de região temperada/polar por ano (A) e mês (B). Espécies subtropicais/tropicais : golfinho-pantropical, <i>Stenella attenuata</i> , golfinho-pintado-do-atlântico, <i>Stenella frontalis</i> , golfinho-de-dente-rugosos, golfinho-de-fraser, <i>Lagenodelphis hosei</i> e baleia-de-bryde. Espécies de região temperada/polar: golfinho-de-burmeister, <i>Phocoena spinipinnis</i> , golfinho-de-óculos, <i>Phocoena dioptrica</i> , golfinho-austral, <i>Lagenorhynchus australis</i> , golfinho-de-commerson, <i>Cephalorhynchus commersonii</i> , elefante-marinho, <i>Mironga leonina</i> , foca-caranguejeira, <i>Lobodon carcinophaga</i> , lobo-marinho-antártico, <i>Arctocephalus gazela</i> , baleia-bicuda-de-gray <i>Mesoplodon grayi</i> , baleia-bicuda-de-layard, <i>Mesoplodon layardii</i> , e baleia-bicuda-de-Arnoux, <i>Berardius arnuxii</i> . Os registros de encalhe observados ao longo de todo o trecho de praia monitorada (Chuí a Lagoa do Peixe) foram incluídos.....	34
Figura 14. Média (A) e desvio padrão (B) da predição do efeito espacial na captura incidental de toninha (risco de captura incidental) durante a estação de pesca da corvina.	37
Figura 15. Média (A) e desvio padrão (B) da predição do efeito espacial na captura incidental de toninha (risco de captura acidetnal) durante a estação de pesca da corvina.	38
Figura 16. Taxa de encalhe (número de animais encalhados a cada 100 km de praia monitorada) e número de toninhas capturadas incidentalmente nos lances observados nos anos (1999-2003; 2006-2009) e subáreas (1-5) para a corvina (A,C) e pescada (B,D). Nenhum lance foi observado para pescada em 1999.	41

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Número de indivíduos (inds) de mamíferos marinhos encalhado durante os 12.540 eventos de encalhe registrados no sul do Brasil entre 1976 e 2013. O total de eventos de encalhe é fornecido em número e porcentagem. A taxa de encalhe (número de animais encalhados a cada 100 km de praia monitorada) anual média é fornecida na última coluna.	24
Tabela 2. Resultado do GAM para as espécies frequentes. O parâmetro de sobredispersão é representado por ϕ	27
Tabela 3. Os DICs dos seis modelos hierárquicos Bayesianos propostos para cada estação de pesca: corvina e pescada.	35
Tabela 4. Média e intervalo de credibilidade da distribuição <i>a posteriori</i> para os parâmetros do modelo ZIP.	36
Tabela 5. Estimativa da captura incidental de toninha durante os anos (1999-2003; 2006-2009) nas seis subáreas (SA).	39
Tabela 6. Número de toninhas capturadas incidentalmente nos lances de pesca observados durante os anos (1999-2003; 2006-2009) nas seis subáreas (SA) para as duas estações de pesca: corvina e pescada.	39
Tabela 7. Taxa de encalhe (número de animais encalhados a cada 100 km de praia monitorada) de toninhas durante os anos (1999-2003; 2006-2009) para as subáreas (SA) 1-5 (trecho de praia monitorado).	40

SUMÁRIO

RESUMO.....	v
ABSTRACT	vii
PREFÁCIO.....	1
1. INTRODUÇÃO	2
2. OBJETIVOS E HIPÓTESES	10
3. MATERIAL E MÉTODOS	11
3.1. Área de estudo.....	11
3.2 Dados de encalhe.....	11
3.3. Dados de captura incidental	13
3.4. Análise dos dados	15
3.4.1. Análise temporal dos dados de encalhe	15
3.4.2 Identificação de áreas com maior risco de mortalidade incidental de toninha	16
3.4.3. Estimava de mortalidade incidental de toninha	19
3.4.4. Correlação espaço-temporal entre capturas incidentais e encalhe	21
4. RESULTADOS	23
4.1 Padrão temporal dos encalhes de mamíferos.....	23
4.2. Identificação de áreas de risco de captura incidental de toninha	34
4.3. Estimativa das capturas incidentais de toninha	35
4.4. Correlação espaço-temporal entre encalhe e capturas incidentais	35
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	42
6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	46
ANEXO 1. ARTIGO PUBLICADO NA REVISTA PLOSONE EM 2016.	54
ANEXO2. ARTIGO SUBMETIDO À REVISTA ANIMAL CONSERVATION EM 2016.....	80

PREFÁCIO

A costa do Rio Grande do Sul (RS) apresenta uma alta diversidade de espécies de mamíferos marinhos devido à grande variabilidade ambiental dessa região. A elevada produtividade biológica, principalmente durante o inverno e a primavera, faz do RS uma das mais importantes zonas pesqueiras do Brasil. Portanto, a sobreposição entre os mamíferos marinhos e a atividade pesqueira pode trazer consequência à sobrevivência desses predadores. Séries temporais de dados de encalhe têm sido utilizadas como ferramenta importante para compreender o padrão de ocorrência dos mamíferos marinhos e avaliar o impacto da pesca sobre esses animais. No Oceano Atlântico Sul Ocidental a toninha (*Pontoporia blainvillei*) é considerada a espécie de cetáceo mais ameaçada pela atividade pesqueira, com os maiores valores de mortalidade observado na costa do RS. Nessa tese buscou-se utilizar o banco de dados de encalhes de mamíferos marinhos no RS de aproximadamente 40 anos para compreender o padrão de ocorrência dos mamíferos marinhos e, através de dados provenientes de cadernos de bordo, identificar áreas com maior risco de captura incidental de toninha nessa região.

A Tese foi estruturada em dois artigos independentes redigidos em língua inglesa (Anexos I-II), precedidos por uma primeira parte redigida em língua portuguesa. Nesta, consta uma introdução (antecedentes, justificativas e objetivos), uma breve descrição dos materiais e métodos, uma síntese dos resultados e as conclusões.

1. INTRODUÇÃO

Os mamíferos marinhos são animais que se adaptaram exclusiva ou parcialmente ao ambiente marinho. Eles estão presentes desde regiões costeiras até regiões oceânicas, bem como dos trópicos até os polos (BASTIDA et al., 2007). Algumas espécies possuem distribuição restrita, como é o caso da toninha (*Pontoporia blainvillei*), endêmica do oceano Atlântico Sul Ocidental (ASO), enquanto outras apresentam distribuição cosmopolita, como, por exemplo, a orca (*Orcinus orca*). No entanto, para a maioria das espécies a distribuição está restrita a faixas latitudinais específicas (tropical-subtropical, temperada ou polar). Espécies que se distribuem em regiões tropicais, por exemplo, estão associadas a correntes e massas de água de origem tropical, enquanto que espécies polares estão associadas a correntes e massas de água de origem polar. Esse padrão atual de distribuição dos mamíferos marinhos é resultado de um conjunto de fatores ambientais e evolutivos, os quais levaram a maioria das espécies a se adaptarem a um determinado ambiente.

Apesar dos mamíferos marinhos estarem frequentemente associados a limites latitudinais específicos, sua distribuição não é uniforme. De modo geral, o padrão de distribuição em forma de manchas desses animais está relacionado à presença e disponibilidade de alimento (FORCADA, 2009). Regiões com alta produtividade biológica, como as zonas de ressurgência e frentes oceânicas, são conhecidas por atraírem esses predadores de topo em virtude da alta disponibilidade de alimento. Portanto, mudanças temporais na produtividade biológica de uma região influenciarão o padrão de ocorrência dos mamíferos marinhos.

No Rio Grande do Sul (RS) a alta diversidade de mamíferos marinhos (BASTIDA et al., 2007) provavelmente está associada com a grande variabilidade

ambiental observada na plataforma continental, pois essa região é considerada uma zona de transição entre águas tropicais e temperadas. Durante o inverno, a plataforma continental sofre influência de águas de origem subantártica, ricas em nutrientes, enquanto que no verão há um predomínio de águas de origem tropical e subtropical, pobres em nutrientes (CIOTTI et al., 1995; MÖLLER et al., 2008). Além disso, a alta produtividade fitoplanctônica durante o inverno e a primavera tem sido relacionada ao aporte continental do Rio da Prata e da Lagoa dos Patos (CIOTTI et al., 1995; MÖLLER et al., 2008). A presença de águas subantárticas e continentais, principalmente durante o inverno e a primavera, torna essa região uma das mais produtivas e importantes zonas pesqueiras do Brasil (CASTELLO et al., 1990; CIOTTI et al., 1995; HAIMOVICI; CASTELLO; VOOREN, 1998). Di tullioLLIO et al., (2016) estudando o padrão de distribuição e diversidade dos cetáceos na plataforma externa e talude no sul e sudeste do Brasil, durante a primavera e o outono, atribuíram a maior diversidade e densidade de cetáceos durante a primavera, principalmente na região sul, à maior produtividade observada nessa estação.

Em virtude dessas regiões com alta produtividade biológica atraírem tanto a atividade pesqueira como os mamíferos marinhos, essa sobreposição, que deve variar sazonalmente, pode trazer consequências negativas à sobrevivência desses predadores. Apesar dos mamíferos marinhos não serem alvo da pesca, capturas incidentais são consideradas uma das principais ameaças a esses animais (HALL; ALVERSON; METUZALS, 2000; REEVES; MCCLELLAN; WERNER, 2013). Estima-se que centenas de milhares de indivíduos sejam capturados anualmente (READ; DRINKER; NORTHRIDGE, 2006). No ASO, a toninha é considerada a espécie mais ameaçada pela atividade pesqueira, sendo a costa do RS a região onde se observa os maiores níveis de mortalidade incidental. Isto se deve a alta sobreposição do esforço pesqueiro com o

habitat preferencial da toninha próximo à costa (DANILEWICZ et al., 2009; SECCHI et al., 2001). A mortalidade anual dessa espécie na pesca de emalhe no sul do Brasil varia entre centenas e poucos milhares de indivíduos (PRADO; SECCHI; KINAS, 2013; SECCHI; KINAS; MUELBERT, 2004; SECCHI et al., 1997) e é, provavelmente, insustentável (KINAS, 2002; SECCHI; FLETCHER, 2004). Essa espécie encontra-se atualmente incluída na categoria de “Vulnerável” no livro vermelho de Espécies Ameaçadas da União Mundial para a Conservação da Natureza (IUCN 2010) e “em perigo” no livro Vermelho da fauna brasileira ameaçada de extinção (MMA 2008).

Áreas e períodos de exclusão de pesca vêm sendo utilizados como estratégia de manejo para diminuir as capturas incidentais de tartarugas e mamíferos marinhos. Na Nova Zelândia, a taxa de sobrevivência do golfinho-de-Hector (*Cephalorhynchus hectori*) aumentou significativamente quando áreas de exclusão de pesca foram utilizadas como a principal estratégia para reduzir a mortalidade incidental dessa espécie (GORMLEY et al., 2012). Um estudo realizado na costa dos Estados Unidos revelou que a mortalidade incidental de tartarugas marinhas diminuiu em 94% após o estabelecimento de medidas de conservação, dentre elas, áreas e períodos de exclusão de pesca (FINKBEINER et al., 2011). No entanto, é importante ressaltar que tais áreas só são eficientes em diminuir a mortalidade incidental se elas forem grandes o suficiente, estabelecidas no local certo e removerem o impacto das capturas ao invés de simplesmente transferi-las para outras regiões (GORMLEY et al., 2012; READ, 2013; ROJAS-BRACHO; REEVES, 2013). Gerrodette et al. (2011) avaliando três cenários de áreas de exclusão de pesca no Golfo da Califórnia, a fim de reduzir a mortalidade incidental da vaquita (*Phocoena sinus*), observaram maior probabilidade de recuperação da população considerando o cenário com a maior área de exclusão de pesca. A partir do início da década de 1990 foram estabelecidas no Golfo do Maine áreas de exclusão

de pesca com a finalidade de reduzir a mortalidade do golfinho-do-porto (*Phocoena phocoena*). Entretanto, somente após a ampliação das áreas e períodos de exclusão de pesca em 1999, juntamente com outras medidas, a mortalidade incidental reduziu para valores abaixo daquele que causaria declínio populacional (READ, 2013).

É nesse contexto que uma vez estabelecidas áreas de restrição ou exclusão de pesca, é imprescindível verificar sua efetividade na redução das capturas inincidentais. Apesar da esperada redução nas taxas de mortalidade com o estabelecimento de tais áreas, a redução pode não ser suficiente para garantir a viabilidade populacional da espécie em longo prazo. Slooten (2007), analisando diferentes mosaicos de exclusão de pesca na Nova Zelândia, a fim de verificar a melhor estratégia de conservação para o golfinho-de-hector (*Cephalorhynchus hectori*), concluiu que as duas áreas preestabelecidas de exclusão de pesca não seriam suficientes para garantir a viabilidade dessa espécie em longo prazo. Outro fator importante que deve ser levado em consideração é que áreas com maior risco de captura incidental podem variar ao longo do tempo devido a mudanças no padrão de distribuição da espécie ou da atividade pesqueira. Murray et al. (1994) avaliaram uma área de exclusão de pesca antes, durante e depois da sua implementação em novembro de 1994 na região do Golfo do Maine, e observaram que ela não foi efetiva na redução das capturas inincidentais do golfinho-do-porto. Esses autores concluíram que essa ineficiência estaria atrelada à variabilidade interanual nas taxas de capturas incidentais nessa região. Apesar da escolha dessa área ter sido baseada a partir da análise espacial dos dados de captura incidental, os dados foram coletados entre 1991 e 1992, o que não refletiria o mesmo padrão espacial das capturas inincidentais para a data da sua implementação. Portanto, o monitoramento dessas áreas é fundamental para avaliar a eficiência das estratégias de conservação. Embora se saiba que programas de observadores de bordo sejam os meios mais

adequados para testar a eficiência dessas medidas, seu alto custo financeiro e logístico torna sua implementação inviável em vários países. Uma alternativa satisfatória e com baixo custo financeiro e operacional é a utilização de séries temporais de dados de encalhe. Lewison et al. (2003) analisaram 20 anos de dados de encalhe de tartarugas no Golfo do México e concluíram que áreas de exclusão de pesca preestabelecidas, entre outras medidas de conservação, promoveram a recuperação da população de cabeçuda (*Caretta caretta*) e de tartaruga-de-pente (*Lepidochelys kempii*) nessa região. Além dos dados de encalhe serem utilizados para avaliar a mortalidade causada pela atividade pesqueira (e.g. LEENEY et al., 2008; MCFEE; HOPKINS-MURPHY; SCHWACKE, 2006; PRADO; SECCHI; KINAS, 2013), eles podem determinar o padrão de ocorrência das espécies em uma determinada região. Estudos baseados em dados de encalhe e de avistagem (e.g. cruzeiros dedicados ou de oportunidade), vem demonstrando que os encalhes podem ser utilizados para avaliar o padrão de ocorrência espaço-temporal dessas espécies (CASTÈGE et al., 2013; PIKESLEY et al., 2011; SIEBERT et al., 2006).

O encalhe pode ser definido como a presença de animais moribundos na praia ou que morreram no mar e eventualmente são transportados para a costa. Sua relevância se deve ao fato de um indivíduo quando morto, tanto por causas naturais ou antrópicas, tender a encalhar na costa adjacente. Entretanto, é importante ressaltar que os encalhes apresentam algumas limitações. Somente uma pequena parcela dos animais mortos no mar chega até a praia (EPERLY et al., 1996; HART; MOORESIDE; CROWDER, 2006; PRADO; SECCHI; KINAS, 2013). Após sua morte, a carcaça pode ser transportada para mar aberto ou se decompor antes de encalhar. Ademais, quando na praia, ela pode ser remobilizada pela ação das ondas, pode ser enterrada, ou retirada por animais terrestres antes de serem detectadas (BIBBY; LLOYD, 1977; DEGANGE;

DOROFF; MONSON, 1994; PIATT, 1996). Entretanto, o uso de longas séries temporais de dados de encalhe associada a coletas sistemáticas, reduz o efeito dos encalhes atípicos e permite a distinção entre padrões regulares e aleatórios (MACLEOD; PIERCE; SANTOS, 2004; PYENSON, 2010; TOMÁS et al., 2008). No Havaí, uma análise baseada em dados de encalhe, cruzeiros oceanográficos e sobrevoos, coletados durante 65 anos, revelou que os encalhes representam satisfatoriamente o padrão de ocorrência dessas espécies na região (MALDINI; MAZZUCA; ATKINSON, 2005). Danil et al. (2010) utilizando dados de encalhe de cetáceos de 1851 a 2008 na costa da Califórnia, concluíram que além de refletirem a composição das espécies, eles foram importantes na detecção de espécies raras, não registradas previamente por cruzeiros oceanográficos e sobrevoos. No sudeste da Austrália, dados de encalhe de cetáceos coletados entre 1920 e 2002, revelaram que durante anos com alta produtividade biológica há um aumento no número de animais encalhados (EVANS et al., 2005). Segundo esses autores, a maior abundância de cetáceos durante períodos de alta produtividade, explica em parte, o aumento no número de encalhes nessa região. Dados históricos de encalhe de cachalote (*Physeter macrocephalus*) no Mar do Norte mostraram que a maior incidência em determinados anos estava associada a anomalias positivas na temperatura do mar (PIERCE et al., 2007). Na Holanda, verificou-se que o aumento nos encalhes da foca-cinzenta (*Halichoerus grypus*) ao longo de 30 anos deve-se ao processo de recolonização após o período de caça (OSINGA et al., 2012). Truchon et al. (2013) observaram que a maior frequência de encalhes da foca-de-capuz (*Cystophora cristata*) na região de St. Lawrence, Canadá, está relacionada com períodos com baixo volume de gelo. Através de dados de encalhe de cetáceos coletados entre 1911 e 2006, Leeney et al. (2008) atribuíram o maior número de encalhes na costa sul de Cornwall, Reino Unido, ao elevado esforço pesqueiro nessa região.

Monitoramentos de praia vêm sendo realizados no sul do RS, desde 1976, com o objetivo de registrar os encalhes de mamíferos marinhos. Durante 38 anos de coleta de dados (1976 a 2013), 40 espécies foram registradas (BASTIDA et al., 2007; CASTELLO; PINEDO, 1980; GIANUCA; CASTELLO, 1976; PINEDO; ROSA, 1989; PINEDO, 1985, 1987, 1989; ROSA; PINEDO, 1989). No entanto, estudos relacionados à variabilidade temporal dos encalhes foram realizados somente para poucas espécies, como por exemplo, para a toninha (PINEDO; POLACHECK, 1999; PRADO; SECCHI; KINAS, 2013), o golfinho-nariz-de-garrafa ou boto (*Tursiops truncatus*) (FRUET et al., 2012), o leão-marinho-sul-americano (*Otaria flavescens*) e o lobo-marinho-sul-americano (*Arctocephalus australis*) (KINAS et al., 2005). Além disso, tais estudos basearam-se em um banco de dados de encalhe coletados em um pequeno intervalo de tempo.

Estudos de longo prazo são extremamente importantes em ecologia, pois permitem uma melhor compreensão de efeitos de variáveis ambientais na estruturação das comunidades biológicas, além de serem imprescindíveis na detecção de tendências temporais (FRANKLIN, 1987). O banco de dados de encalhe do RS de aproximadamente 40 anos representa uma das maiores séries temporais de dados relacionados ao estudo de mamíferos marinhos no ASO. Essa longa série temporal oferece uma grande oportunidade para a detecção de mudanças na comunidade de mamíferos marinhos atribuídas às variações nas propriedades físico-químicas e biológicas do ambiente, bem como tendências na mortalidade por pesca.

Devido à elevada mortalidade da toninha e de outras espécies (*e.g.* elasmobrânquios, tartarugas e aves marinhas), ao declínio dos estoques pesqueiros e à falta de ordenamento da pesca de emalhe, o governo brasileiro publicou, em 2012, a Instrução Normativa Interministerial N° 12 (INI12) (BRAZIL, 2012) na tentativa de

regular esta pescaria desde o RS até o Espírito Santo. Entre outras medidas, a INI12 limita as dimensões das redes e as licenças de pesca, bem como estabelece um mosaico de exclusão e limitação do esforço de pesca. Na costa do RS embarcações motorizadas estão proibidas de pescar até a distância de cinco milhas náuticas, a partir da linha de costa, do limite sul do estado do RS até o farol do Albardão. Além disso, embarcações com arqueação bruta maior que 20, estão proibidas de pescar até a distância de quatro milhas náuticas do farol do Albardão até o limite norte do estado do RS. Porém, há fortes evidências de que essa normativa não é suficiente para reduzir a mortalidade incidental de toninha a níveis sustentáveis, visto que o número de animais encontrados mortos no litoral sul do RS continua na mesma ordem dos anos que antecederam essa norma (*e.g.* PRADO et al. 2013, ECOMEGA/FURG, dados não publicados). Uma das hipóteses é que as áreas de exclusão estabelecidas pela INI12 não são suficientes para assegurar a diminuição da mortalidade incidental de toninha. Portanto, a ampliação de áreas de exclusão de pesca nessa região é essencial para reduzir a mortalidade da toninha. A utilização de aproximadamente 10 anos de dados de captura incidental, obtida através do monitoramento da frota de emalhe, fornece informação detalhada da distribuição espaço-temporal das capturas para auxiliar no estabelecimento dessas áreas de exclusão. Esse tipo de dado também pode ser utilizado para obter estimativas de mortalidade incidental de toninha que, além de fornecer novas evidências sobre os níveis de mortalidade no RS, ela também é importante para auxiliar na definição de áreas de exclusão de pesca. É esperado que a compreensão da relação espaço-temporal dos encalhes e das capturas inincidentais de toninha possa prover informações para acessar a efetividade de possíveis áreas de exclusão de pesca no sul do Brasil. A compreensão dessa relação possibilitará verificar o grau de detalhamento que os encalhes fornecem sobre o padrão das capturas inincidentais na região costeira do RS.

Essa informação poderá ser utilizada para outras espécies costeiras, como por exemplo, o golfinho-nariz-de-garrafa que utiliza o estuário da Lagoa dos Patos e região marinha adjacente, e o leão-marinho-sul-americano, as quais também são afetados pelas capturas incidentais no sul do Brasil (FRUET et al., 2012; MACHADO; OLIVEIRA; MONTEALEGRE-QUIJANO, 2014).

2. OBJETIVOS E HIPÓTESES

Frente ao exposto acima, propõem-se as seguintes hipóteses: 1) a diversidade de mamíferos marinhos encalhados varia sazonalmente, sendo maior durante o período de maior produtividade no oceano adjacente (*i.e.* primavera); 2) a intensidade de encalhes está associada a variações no esforço pesqueiro (*e.g.* arrasto, espinhel e emalhe) em áreas de sobreposição com a ocorrência dos mamíferos marinhos; 3) regiões próximas à costa apresentam maiores riscos de captura incidental de toninha; 4) áreas com maiores estimativas de mortalidade incidental coincidem com áreas de maior risco de captura incidental da toninha; e 5) os encalhes refletem o padrão espaço-temporal das capturas inincidentais de toninha.

Portanto, a presente tese tem como objetivo avaliar os padrões temporais de encalhes de mamíferos marinhos e de mortalidade de toninhas na costa do RS. Para testar as hipóteses acima, tem-se como objetivos específicos: 1) Descrever o padrão temporal dos encalhes de mamíferos marinhos (Anexo I); 2) Determinar áreas com maior risco de captura incidental de toninha (Anexo II); 3) Estimar a mortalidade incidental de toninha (Anexo II); e 4) Verificar se os encalhes podem ser utilizados para monitorar as capturas incidentais de toninha (Anexo II).

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Área de estudo

O litoral do RS se estende de Torres (29° 20'S) ao Chuí (33° 45'S), apresentando praias arenosas oceânicas retilíneas e contínuas por aproximadamente 620 km (BARLETTA; CALLIARI, 1997), com uma grande quebra no canal de acesso à Lagoa dos Patos e uma menor e sazonal na Lagoa do Peixe. A plataforma continental nessa região é caracterizada por apresentar pequena declividade (2 m km^{-1}) e largura que varia entre 100 e 180 km. Durante o verão essa plataforma sofre maior influência de águas de origem tropical, pobres em nutrientes, e durante o inverno, de origem subantárticas, ricas em nutrientes. Além disso, essa região sofre uma forte influência de águas continentais oriundas da Lagoa dos Patos e do Rio da Prata. A presença de águas subantárticas e continentais, principalmente no inverno e na primavera, faz dessa região uma das mais importantes regiões pesqueiras do Brasil (CASTELLO et al., 1990; CIOTTI et al., 1995; HAIMOVICI; CASTELLO; VOOREN, 1998).

3.2 Dados de encalhe

De 1976 a 2013 monitoramentos da costa foram realizados desde o Chuí até a Lagoa do Peixe (355 km de extensão), com objetivo de registrar os encalhes de mamíferos marinhos (Figura 1). A partir de 1979 (ausência de monitoramento entre 1988 e 1991) tais monitoramentos passaram a ser realizados de forma sistemática, alternando-se as áreas ao sul e ao norte da desembocadura da Lagoa dos Patos semanalmente ou quando a logística e as condições atmosféricas permitissem. A coleta de dados de encalhe foi realizada por três grupos de pesquisa: (i) *Laboratório de Ecologia e Conservação da Megafauna Marinha*, Universidade Federal do Rio Grande – ECOMEGA/FURG (1976 a 1988 e 1992 a 2013); (ii) *Museu Oceanográfico Prof.*

Eliezer de C. Rios – MO/FURG (durante a década de 1990); (iii) *Núcleo de Educação e Monitoramento Ambiental* – NEMA (1993 a 2013).

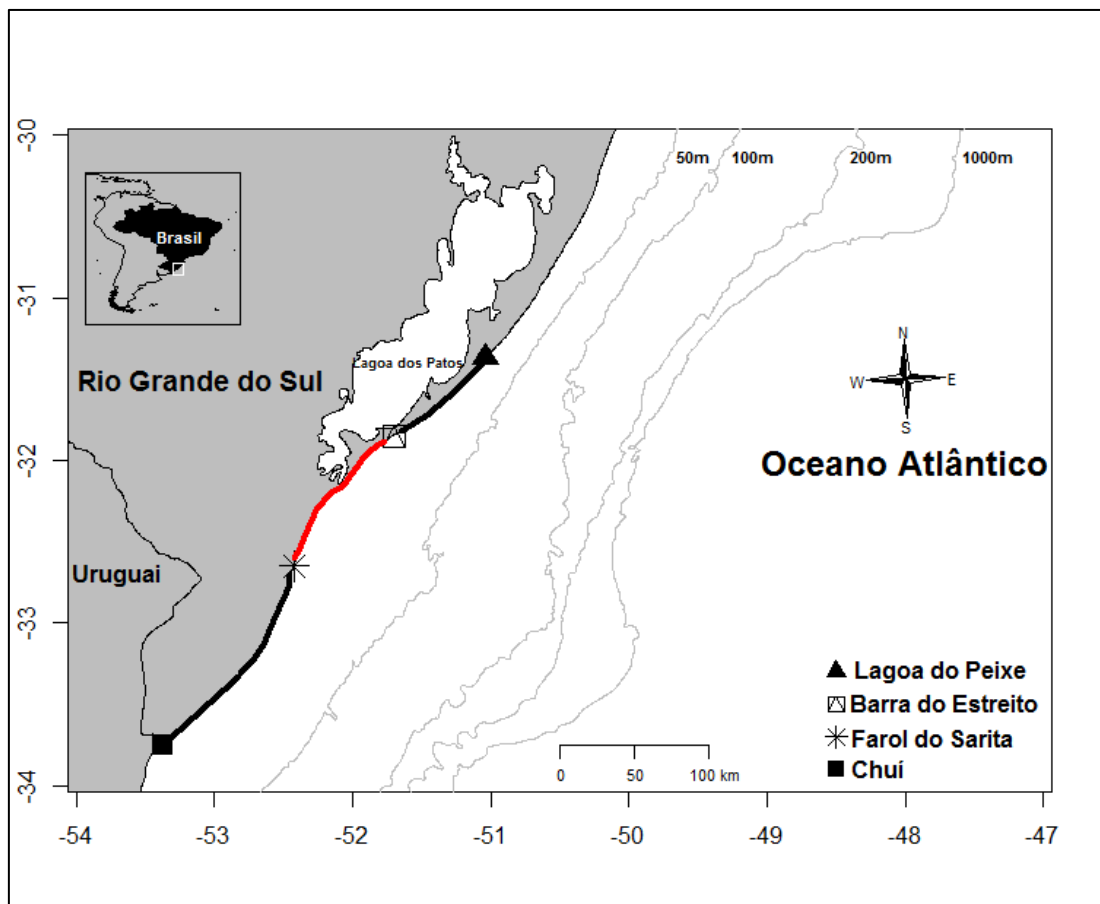


Figura 1. Extensão de praia monitorada entre o Chuí e a Lagoa do Peixe, totalizando 355 km. A linha em vermelho se estende desde o Farol do Sarita até a Barra do Estreito (111 km) e corresponde ao trecho de praia melhor monitorado ao longo dos anos.

Os monitoramentos foram realizados em um veículo com tração nas quatro rodas com um a quatro observadores. A cada registro de encalhe os indivíduos foram identificados através das características morfológicas (*e.g.* coloração e formato do corpo) e cranianas, ao menor nível taxinômico possível. Além disso, para cada um deles, foi obtido as seguintes informações: data, posição geográfica, comprimento total, presença de sinais de interação com a pesca (*e.g.* pedaço de rede, corte com faca, projéteis) e estado de decomposição de acordo com Geraci & Lounsbury (2005). Os animais foram marcados com tinta spray para não serem contabilizados em monitoramentos subsequentes.

Somente os animais encontrados mortos na praia foram utilizados nas análises. Para facilitar a visualização dos resultados, as espécies foram classificadas arbitrariamente em três categorias, de acordo com a frequência de ocorrência: frequentes ($FE \geq 0,02$); 2), ocasionais (FE entre 0,02 e 0,0005); 3) e raras ($FE \leq 0,0005$). A FE representa a razão entre o número total de indivíduos de uma determinada espécie pelo número total de animais encalhados. Para o lobo-marinho-sul-americano as análises foram realizadas separadamente para os neonatos (indivíduos < 110 cm) e adultos/juvenis (> 110 cm).

3.3. Dados de captura incidental

Entre 1999 e 2003 e entre 2003 e 2009, de 6 a 13% da frota de emalhe sediada na 4ª e na 5ª Secções da Barra de Rio Grande (RS) foram monitoradas. A escolha dos barcos dependeu da colaboração voluntária dos mestres de cada embarcação em coletar os dados. Apesar da pequena porcentagem de barcos monitorados, assume-se que eles foram representativos da dinâmica da pesca de emalhe. A área de atuação dessa frota está localizada na porção centro-sul da plataforma interna do RS, sendo delimitada ao norte pelo farol de Mostarda ($31^{\circ} 06' S - 50^{\circ} 50' W$), ao sul pelo farol do Chuí ($33^{\circ} 45' S - 53^{\circ} 22' W$) e a leste pela isóbata de 150 m (Figura 2). As duas principais espécies-alvo dessa frota são a corvina (*Micropogonias furnieri*), capturada entre outubro e março, e a pescada (*Cynoscion guatucupa*) entre abril e setembro (FERREIRA; MUELBERT; SECCHI, 2010; SECCHI et al., 1997).

Para cada um dos mestres das embarcações, forneceu-se um caderno de bordo com as seguintes questões para cada dia de pesca que capturassem ou não toninha: data, posição do lance, tipo de rede (corvina ou pescada) e número de toninhas capturadas. Devido à distribuição costeira da toninha, somente os lances de pesca até 50 m de profundidade foram utilizados nas análises.

A área de estudo foi dividida em seis subáreas. As subáreas (1-5) correspondem ao trecho de praia monitorado, com 71 km de extensão cada (Figura 2). Esse trecho de praia equivale a aproximadamente 80% da extensão latitudinal da área de pesca da frota de emalhe. Essa divisão foi proposta para avaliar a relação espaço-temporal entre os encalhes e as capturas incidentais de toninha (ver subitem 3.4.4). Os lances de pesca efetuados na subárea 6 (80 km de extensão) não foram utilizados para avaliar a relação espaço-temporal entre os encalhes e as capturas incidentais de toninha, visto que a praia adjacente não foi monitorada no presente estudo.

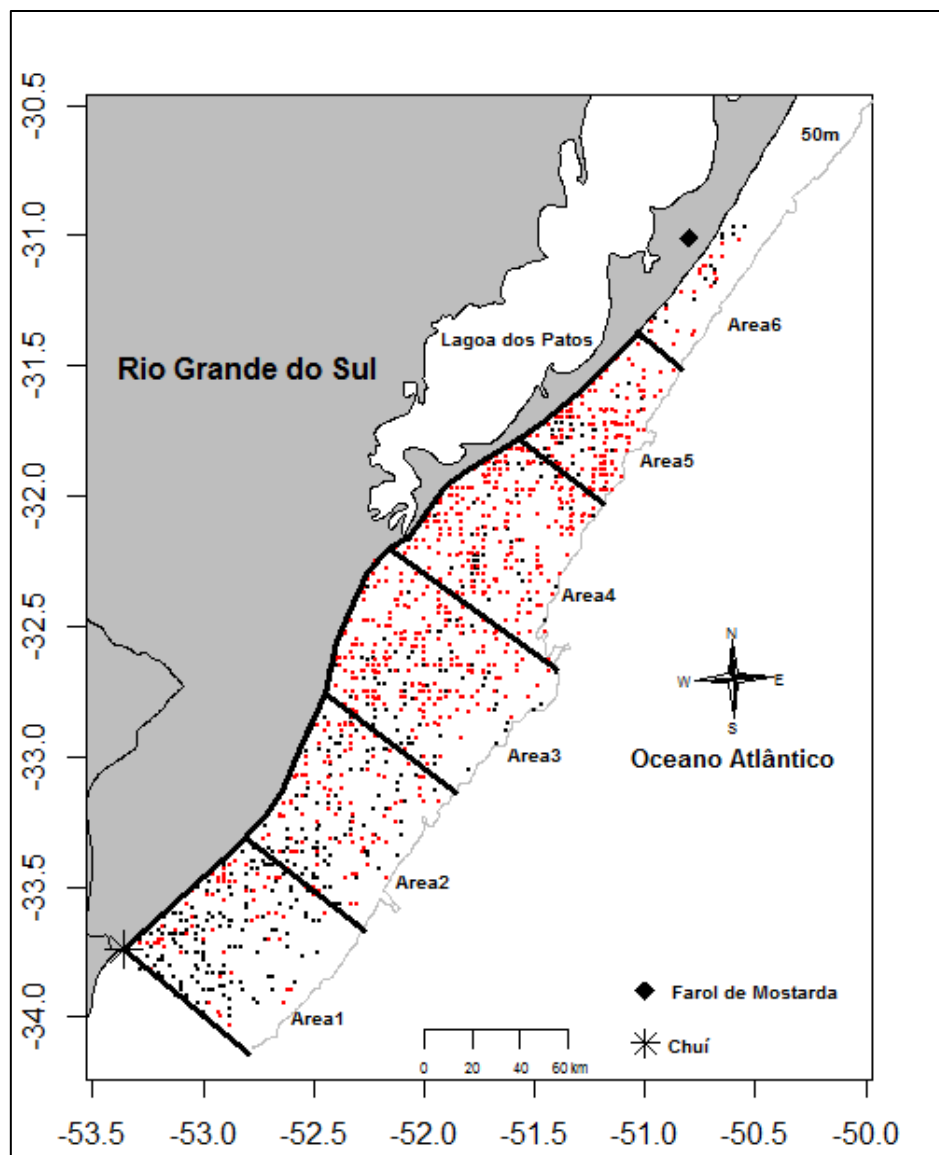


Figura 2. Área de atuação da pesca de emalhe no sul do Brasil divididas em seis subáreas. Os pontos em vermelho e em preto representam os lances de pesca direcionados à corvina e à pescada, respectivamente. A linha de costa destacada em preto representa a extensão de praia monitorada (355 km de extensão).

3.4. Análise dos dados

3.4.1. Análise temporal dos dados de encalhe

O número de animais encalhados a cada 100 km de praia monitorada (Taxa de encalhe) foi utilizado para descrever a frequência sazonal e interanual da distribuição dos encalhes de mamíferos marinhos. As estações do ano foram classificadas como: primavera (outubro-dezembro), verão (janeiro-março), outono (abril-junho) e inverno (julho-setembro).

A análise temporal dos dados de encalhe foi avaliada através de Modelos Aditivos Generalizados (GAM) utilizando a função de ligação log e a distribuição binomial negativa:

$$Y_i \sim BN(\mu_i, k)$$

$$\log(\mu_i) = \alpha + f(ano_i) + f(mês_i) + \beta ano_i * mês_i + \log(km_percorrido_i)$$

onde, Y_i é o número de mamíferos marinhos encalhados em cada monitoramento de praia i $\{i = 1, 2, \dots, n\}$, k o parâmetro de sobredispersão que precisa ser estimado através dos dados, α o intercepto, f as funções *splines* e β o parâmetro de regressão. O termo $\log(km_percorrido_i)$ foi inserido no modelo como *offset* para levar em consideração a variabilidade do quilômetro de praia percorrido em cada monitoramento de praia i .

Três modelos foram propostos:

Modelo 1: $Y = f(ano) + f(mês) + ano * mês + offset$

Modelo 2: $Y = f(ano) + f(mês) + offset$

Modelo 3: $Y = f(mês) + offset$

A escolha do melhor modelo foi efetuada com base no critério de informação de Akaike (AIC). O GAM foi aplicado somente às espécies frequentes utilizando somente dados de encalhe registrados entre 1992 e 2013 e entre o Farol do Sarita e a Barra do Estreito. As análises foram realizadas através do pacote mgcv utilizando *splines de regressão cúbica*.

3.4.2 Identificação de áreas com maior risco de mortalidade incidental de toninha

Para identificação de áreas de maior risco de mortalidade foi estruturado o seguinte modelo hierárquico Bayesiano espaço-temporal:

$$Y_{ij} \sim F(\phi_{ij})$$

$$g(\phi_{ij}) = \eta_i = \alpha_0 + S_i + T_{j[i]} + \log(km_rede_i)$$

onde, Y_{ij} é o número de toninhas capturadas incidentalmente em cada lance de pesca i ($i = 1, 2, \dots, n$) em cada ano j (9); F uma distribuição pertencente à família exponencial com média definida por $E(Y_{ij}) = \phi_{ij}$, a qual se conecta ao preditor linear η_{ij} através da função de ligação $g(\cdot)$; S_i o efeito aleatório estruturado espacialmente em cada lance de pesca i e T_j o efeito aleatório temporal não estruturado em cada ano j . O termo $\log(km_rede_i)$ foi incluído no modelo como offset para levar em consideração a variabilidade do comprimento de rede utilizado em cada lance de pesca i . Três distribuições de probabilidade foram testadas: Poisson, binomial negativa e Poisson inflado de zeros (ZIP, do inglês *Zero-inflated Poisson*). Em virtude da pesca da corvina e da pescada apresentarem padrões espaço-temporais distintos, o modelo acima foi aplicado separadamente para cada uma das estações de pesca.

Distribuições *a priori* não informativa foram especificadas para todos os parâmetros do modelo, os quais já se encontram implementadas no R-INLA. Tais

prioris exercem pouca influência sobre a distribuição posterior, portanto, toda informação contida nessa distribuição será proveniente dos dados.

A distribuição *a posteriori* dos parâmetros do modelo foi obtida através da metodologia INLA (*Integrated Nested Laplace Approximation*). Diferentemente dos métodos por simulação (*e.g.* Monte Carlo Via Cadeia de Markov - MCMC), a distribuição *a posteriori* via INLA é obtida por aproximações determinísticas. Apesar de esse método ser menos flexível comparado com os métodos de simulação, eles são computacionalmente mais rápidos, permitindo que modelos complexos sejam ajustados em minutos. Esse menor tempo computacional também está atrelado ao fato dessa metodologia fazer uso da Equação Diferencial Estocástica Parcial (SPDE do inglês, *Stochastic Partial Differential Equations*). Essa equação permite que um campo aleatório gaussiano (GRF do inglês, *Gaussian Random Field*) com função de covariância Matérn, que representa explicitamente todos os processos espaciais que influenciam a variável *Y*, seja aproximado a um Campo Aleatório Markoviano Gaussiano (GMRF, do inglês *Gaussian Markov Random Field*). Essa abordagem permite que o campo aleatório gaussiano seja dividido em malhas triangulares onde a predição do fenômeno estudado será projetada (área de estudo). A triangulação possui duas vantagens em relação a um grid regular: 1) economiza o tempo computacional, visto que os locais de previsão são menos numerosos que aqueles adotados em malha regular, e 2) a triangulação costuma ser mais densa em locais amostrados, fornecendo informações mais precisas nesses locais (MUÑOZ et al., 2013).

Diferentes formatos de triangulação foram testados para avaliar seu efeito durante a seleção do modelo. Lindgren et al. (2011) ressaltam que é fundamental a malha apresentar triângulos que tenham tamanhos e formas regulares. A Figura 3 ilustra

o formato da triangulação utilizada para predição para ambas as estações de pesca: corvina e pescada.

Baseadas nas especificações acima, seis modelos foram propostos para cada estação de pesca. Eles diferiram quanto à distribuição de probabilidade utilizada e considerando ou não a inclusão do efeito aleatório da variável ano no modelo. A qualidade de ajuste dos modelos foi realizada através do critério de informação de deviança (DIC, do inglês *Deviance Information Criterion*) (SPIEGELHALTER et al., 2002). De acordo com esse critério, modelos com menores valores de DIC apresentam melhor ajuste.

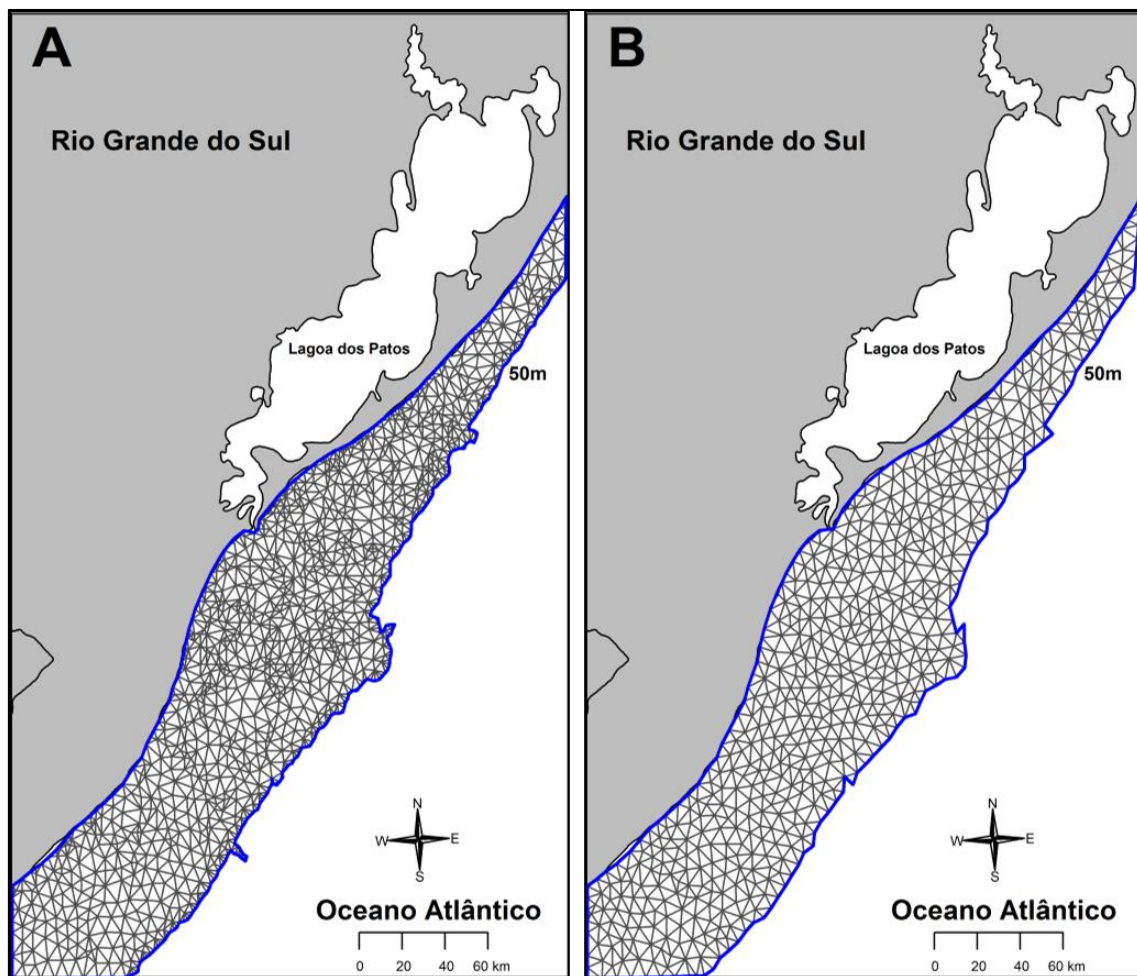


Figura 3. Malhas triangulares para a estação de pesca da corvina (A) e pescada (B).

3.4.3. Estimava de mortalidade incidental de toninha

Uma característica comum dos dados de captura incidental é o grande número de observações com zero captura (Figura 4). Nesses casos, distribuições comumente utilizadas para modelar dados de contagem, como por exemplo, Poisson e binomial negativa, não conseguem lidar com o excesso de zeros causando sobredispersão nos dados. Uma das formas de lidar com esse problema é a utilização do modelo ZIP. Esse modelo está estruturado em duas partes: a distribuição de Bernoulli determina a probabilidade (π) de conter excesso de zeros (ou falso zeros) e a distribuição de Poisson determina a probabilidade (λ) de conter valores positivos, incluindo o zero como valor provável de ocorrência (zeros verdadeiros). No presente estudo o número de toninhas capturadas incidentalmente Y_i em cada lance de pesca $i \{i = 1, 2, \dots, n\}$ foi modelado da seguinte forma:

$$Y_i \sim \text{ZIP}(\pi_i, \lambda_i)$$

$$\text{logit}(\pi_i) = \alpha_0 + \text{offset}_i(\text{esforço})$$

$$\log(\lambda_i) = \alpha_1 + \beta_a \text{area}_{ia} + \beta_f \text{estação_pesca}_{if} + \text{ano}_{it} + \log(\text{km_rede}_i)$$

onde, α_0 e α_1 são os interceptos e os β s os parâmetros de regressão; a representa as seis subáreas e f refere-se às duas estações de pesca: corvina e pescada. O ano foi incluído como efeito aleatório para captar a variabilidade anual. O termo $\log(\text{km_rede})$ foi incluso no modelo como *offset*.

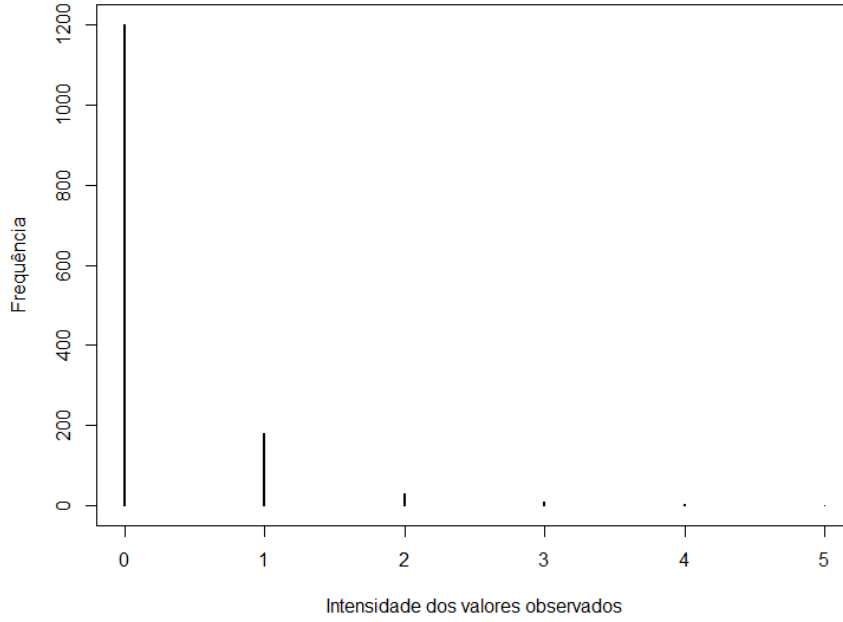


Figura 4. Frequência dos valores de captura de toninhas em cada lance de pesca.

Prioris não informativas com distribuição normal com média 0 e variância 10^4 foram utilizadas para todos os parâmetros e para a média do efeito do ano sobre a captura incidental. A priori half-Cauchy, com parâmetro de escala 25, foi aplicado para a variância do efeito do ano.

Após ajuste do modelo, estimativas de mortalidade incidental de toninha foram obtidas para cada ano ($t = 9$), subárea ($a = 6$) e estação de pesca ($f = 2$), totalizando 108 cenários. O número total de lances de pesca para cada cenário foi obtido através da seguinte equação:

$$Total_lances_{taf} = \frac{Total_barcos_t * Observado_lances_{taf}}{Observado_barcos_{taf}}$$

onde, $Total_barcos_t$ é o número total de barcos operantes no ano t e $Observado_lances_{taf}$ o número de barcos monitorados no ano t , na subárea a e na estação de pesca f . O número total de barcos de emalhe ($Total_barcos_t$) foi obtido

através de uma distribuição de probabilidade uniforme com limites máximo e mínimo baseados na literatura. Esse procedimento foi realizado, uma vez que não se tem o número exato de barcos de emalhe atuantes por ano na região. Entre 1999 e 2002 o limite máximo e mínimo foi estipulado entre 90 e 120 barcos. Após esse período, o valor foi ampliado para 150 e 200 barcos, pois há evidências que barcos de emalhe provenientes de Santa Carina começaram a pescar mais frequentemente na costa do RS (FERREIRA; MUELBERT; SECCHI, 2010).

A inclusão do quilômetro de rede como *offset* no modelo ajusta as estimativas de mortalidade de toninha para cada quilômetro de rede. Portanto, para obter o número total de toninhas mortas incidentalmente se fez necessário multiplicar λ e π pelo comprimento de rede utilizado pela frota. Para levar em consideração a variabilidade do comprimento de rede utilizado, este foi retirado randomicamente do banco de dados através do procedimento de bootstrap.

As distribuições posteriores foram obtidas por meio do método de MCMC através *do software* R (R Development CORE TEAM 2015) e JAGS (PLUMMER, 2013) via biblioteca rjags (PLUMMER, 2013) e R2jags (SU; YAJIMA, 2015). Um total de 200.000 amostras foram simuladas com *burn-in* de 10.000 e um *thinning* de 200, visando eliminar a dependência entre os elementos da cadeia. Gráficos de diagnósticos foram utilizados para verificar a convergência da distribuição posterior através a biblioteca coda (PLUMMER et al., 2010).

3.4.4. Correlação espaço-temporal entre capturas incidentais e encalhe

A correlação de Spearman foi utilizada para verificar o grau de relação espaço-temporal entre as capturas incidentais e as taxas de encalhe (número de toninhas encalhadas a cada 100 km de praia percorrido). Para tanto, foi utilizado somente os

dados de captura incidental proveniente da frota monitorada, uma vez que as estimativas apresentam algumas incertezas devido à imprecisão na quantificação do esforço (número total de barcos).

4. RESULTADOS

4.1 Padrão temporal dos encalhes de mamíferos

Durante o período de estudo (1976-2013) 12.540 eventos de encalhe de mamíferos marinhos foram registrados, envolvendo 10 famílias e 40 espécies (Tabela 1). A toninha ($n = 4.574$), o lobo-marinho-sul-americano ($n = 3.419$), o leão-marinho-sul-americano ($n = 2.049$), o golfinho-nariz-de-garrafa ($n = 219$) e o lobo-marinho-subantártico (*Arctocephalus tropicalis*) ($n = 219$) foram as espécies mais frequentes (Tabela 1). As demais espécies (ocasionais e raras) representaram somente 3% dos eventos de encalhe (Tabela 1).

A taxa de encalhe dos mamíferos marinhos teve um aumento suave ao longo dos anos (Figura 5). O inverno e a primavera foram as estações com as maiores taxas de encalhe (Figura 5). Excluindo as espécies que apresentam alta mortalidade relacionada com a pesca (toninha, golfinho-nariz-de-garrafa e leão-marinho-sul-americano), espécies migratórias (franca, *Eubalaena australis*, jubarte, *Megaptera novaeangliae*, fin, *Balaenoptera physalus*, sei, *Balaenoptera borealis*, minke-anã, *Balaenoptera acutorostrata*, minke-antártica, *Balaenoptera bonaerensis*) e neonatos do lobo-marinho-sul-americano, agosto (1.3), setembro (1.2) e outubro (0.9) foram os meses com as maiores taxas de encalhe. A maior riqueza de espécie foi observada durante a primavera ($n=29$), seguida pelo outono ($n=28$) e pelo verão e inverno, ambos com 22 espécies.

Tabela 1. Número de indivíduos (inds) de mamíferos marinhos encalhado durante os 12.540 eventos de encalhe registrados no sul do Brasil entre 1976 e 2013. O total de eventos de encalhe é fornecido em número e porcentagem. A taxa de encalhe (número de animais encalhados a cada 100 km de praia monitorada) anual média é fornecida na última coluna.

Espécies	Classificação	Ano										Morto (inds)	Morto (evts)	%	Taxa de encalhe anual
		1976-1979		1980s		1990s		2000s		2010-2013					
		Morto	Vivo	Morto	Vivo	Morto	Vivo	Morto	Vivo	Morto	Vivo				
<i>Pontoporia blainvillei</i>	Frequente	171	1	602		518		2442		841		4574	4574	38,90	3,5826(3,6711)
<i>Arctocephalus australis</i>	Frequente	6	3	179	12	514	38	1429	265	1291	69	3419	3419	29,08	2,1831(1,9449)
<i>Otaria flavescens</i>	Frequente	27		310	4	509	2	808	16	395	3	2049	2049	17,43	1,7960(0,7853)
<i>Tursiops truncatus</i>	Frequente	20		57		44		113		59		293	293	2,49	0,2687(0,2246)
<i>Arctocephalus tropicalis</i>	Frequente			19	3	45	10	138	25	17	5	219	219	1,86	0,1885(0,3326)
<i>Eubalaena australis</i>	Ocasional	1		6		18		10		7		42	42	0,36	0,0215(0,0442)
<i>Pseudorca crassidens</i>	Ocasional			5		27		12		9		53	38	0,32	0,0249(0,0374)
<i>Globicephala melas</i>	Ocasional			3		11		10		3		27	27	0,23	0,0173(0,0345)
<i>Steno bredanensis</i>	Ocasional			1		7		5		11		24	21	0,18	0,0098(0,0196)
<i>Physeter macrocephalus</i>	Ocasional	2		4		5		8		4		23	20	0,17	0,0236(0,0608)
<i>Balaenoptera acutorostrata</i>	Ocasional			1		7		9		1		18	18	0,15	0,0128(0,0250)
<i>Delphinus delphis</i>	Ocasional					4		7		3		14	14	0,12	0,0055(0,0122)
<i>Orcinus orca</i>	Ocasional	1		1		7		4		1		14	14	0,12	0,0187(0,0850)
<i>Lagenodelphis hosei</i>	Ocasional					9		2		3	1	14	13	0,11	0,0073(0,0196)
<i>Stenella frontalis</i>	Ocasional					2		6		1		9	9	0,08	0,0048(0,0127)
<i>Megaptera novaeangliae</i>	Ocasional			1		1		2		4		8	8	0,07	0,0034(0,0079)
<i>Kogia breviceps</i>	Ocasional			3		1		2		1		7	7	0,06	0,0018(0,0064)
<i>Mironga leonina</i>	Rara			1	3	2	1	1	1	2	3	6	6	0,05	0,0062(0,0196)

<i>Phocoena spinipinnis</i>	Rara		1		1		1		3		6	6	0,05	0,0055(0,0172)
<i>Balaenoptera bonaerensis</i>	Rara				2		3				5	5	0,04	0,0026(0,0093)
<i>Stenella coeruleoalba</i>	Rara	1					4				5	5	0,04	0,0026(0,0080)
<i>Arctocephalus gazella</i>	Rara		2		1		1	2			4	4	0,03	0,0061(0,0281)
<i>Unidentified minke</i>	Rara						4				4	4	0,03	0,0021(0,0074)
<i>Ziphius cavirostris</i>	Rara						3		1		4	4	0,03	0,0019(0,0071)
<i>Lobodon carcinophaga</i>	Rara				1		2	3		2	3	3	0,03	0,0017(0,00060)
<i>Balaenoptera borealis</i>	Rara						1		2		3	3	0,03	0,0013(0,0045)
<i>Kogia sima</i>	Rara		1			1	2				3	3	0,03	0,0040(0,0152)
<i>Berardius arnuxii</i>	Rara						1		2		3	3	0,03	0,0019(0,0072)
<i>Balaenoptera edeni</i>	Rara						1		1		2	2	0,02	0,0008(0,0036)
<i>Mesoplodon grayi</i>	Rara				1		1				2	2	0,02	0,0014(0,0062)
<i>Mesoplodon densirostris</i>	Rara	1			1						2	2	0,02	0,0000(0,0000)
<i>Grampus gris�us</i>	Rara				1		1				2	2	0,02	0,0004(0,0027)
<i>Balaenoptera physalus</i>	Rara						1				1	1	0,01	0,0005(0,0030)
<i>Phocoena di�optica</i>	Rara				1						1	1	0,01	0,0008(0,0047)
<i>Mesoplodon hectori</i>	Rara				1						1	1	0,01	0,0000(0,0000)
<i>Mesoplodon layardii</i>	Rara				1						1	1	0,01	0,0006(0,0036)
<i>Stenella attenuata</i>	Rara				1						1	1	0,01	0,0008(0,0050)
<i>Lagenorhynchus australis</i>	Rara				1						1	1	0,01	0,0008(0,0052)
<i>Cephalorhynchus commersonii</i>	Rara				1						1	1	0,01	0,0008(0,0050)
<i>Hydrurga leptonyx</i>	Rara							1			0	0	0,00	-
<i>Balaenoptera musculus</i>	Rara					1					0	0	0,00	-
Indeterminado		7	41	2	274	35	317	66	279	211	918	911	7,75	0,6879(0,6723)

Total	237	4	1238	24	2021	88	5354	369	2943	294	11786	11761	100	8,9171(4,4812)
--------------	-----	---	------	----	------	----	------	-----	------	-----	-------	-------	-----	----------------

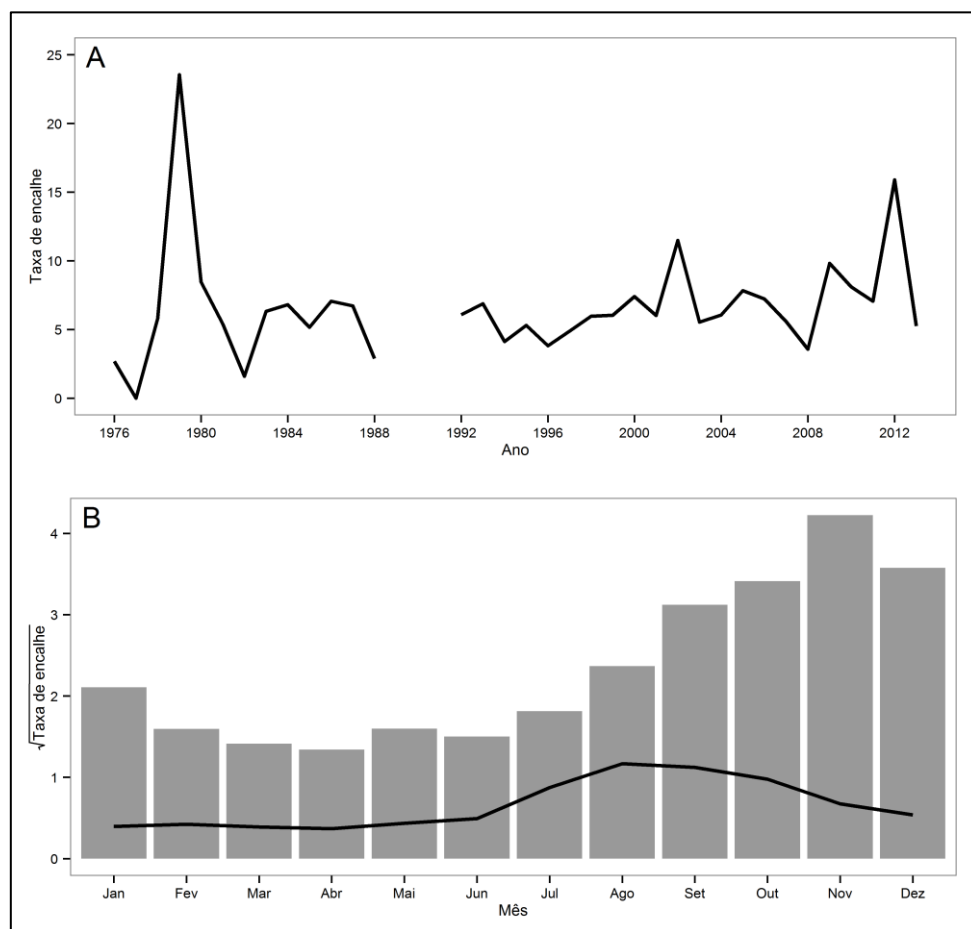


Figura 5. Taxa de encalhe (número de animais encalhados a cada 100 km de praia monitorada) dos mamíferos marinhos por ano (A) e por mês (B) de 1976 a 2013 (todos os registros de encalhe incluídos). Em (B) a linha preta representa a taxa de encalhe por mês excluindo as espécies com alta mortalidade (interação com pesca), migratória, neonatos do lobo-marinho-sul-americano e registros não identificados. Para facilitar a visualização foi obtida a raiz quadrada da taxa de encalhe. Os registros de encalhe observados ao longo de todo o trecho de praia monitorado (Chuí a Lagoa do Peixe) foram incluídos.

Com base no AIC, o melhor modelo ajustado para a toninha e para o leão-marinho-sul-americano foi o Modelo 1, enquanto que para as demais espécies foi o Modelo 2 (Tabela 2).

Tabela 2. Resultado do GAM para as espécies frequentes. O parâmetro de sobredispersão é representado por ϕ .

Espécie	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3		
	Deviância	ϕ	AIC	Deviância	ϕ	AIC	Deviância	ϕ	AIC
<i>P. blainvillei</i>	46,3%	0,50	2079,1	43,6%	0,46	2100,0	39,6%	0,41	2122,8
<i>T. truncatus</i>	16,4%	2,55	720,93	15,8%	2,48	720,00	11%	1,57	732,36
<i>O. flavescens</i>	9,52%	1,63	1861,26	8,6%	1,59	1866,56	7,57%	1,53	1866,74
<i>A. australis</i>	62%	1,118	1351,8	62%	1,119	1350,09	57%	0,85	1392,08
(neonatos)									
<i>A. australis</i>	30%	0,86	581,66	30,4%	0,88	577,86	22,7%	0,57	593,11
juvenis/adultos									
<i>A. tropicalis</i>	51,8%	0,38	404,98	51,5%	0,39	402,54	41,2%	0,21	426,37

A toninha apresentou a maior taxa de encalhe anual média (Tabela 1). O GAM indicou uma tendência positiva no número de encalhes entre 1992 e 2003, mantendo-se estável até 2010 e declinando após esse período (Figura 6). O pico de encalhe ocorreu durante o final da primavera e início do verão (Figura 6 e 7). Os preditores lineares explicaram 46,3% da variabilidade dos eventos de encalhe. Para o golfinho-nariz-de-garrafa, o modelo ajustado indicou um aumento nos encalhes entre 1996 e 2003, com declínio até 2008 (Figura 8). A primavera e o verão apresentaram os maiores picos de encalhe (Figura 8). Os preditores lineares explicaram 15,8% da variabilidade dos encalhes.

Entre os pinípedes, o lobo-marinho-sul-americano apresentou a maior taxa de encalhe anual média (Tabela 1). O modelo ajustado indicou um aumento no número de encalhes ao longo dos anos tanto para os neonatos como para os indivíduos juvenis/adultos (Figura 9). Os picos observados foram idênticos para ambas as categorias (Figura 9). Em relação à sazonalidade, o pico dos encalhes ocorreu em setembro, tanto para os neonatos como para os juvenis/adultos (Figura 9). Os preditores temporais explicaram 30,4% (juvenis/adultos) e 62% (neonatos) da variabilidade dos encalhes. Para o leão-marinho-sul-americano, apesar da melhora no ajuste do modelo, a variável ano não foi significativa. Os maiores valores de encalhe ocorreram durante o inverno e a primavera (Figura 10). Os preditores temporais explicaram 9,52% da variabilidade dos encalhes. O modelo ajustado para o lobo-marinho-subantártico indicou declínio suave ao longo dos anos com exceção do pico em 2001 (Figura 11). Os registros de encalhes foram maiores durante o inverno, principalmente no mês de agosto (Figura 11). Nenhum registro ocorreu durante o verão e o outono. Os preditores temporais explicaram 51,5% da variabilidade dos encalhes.

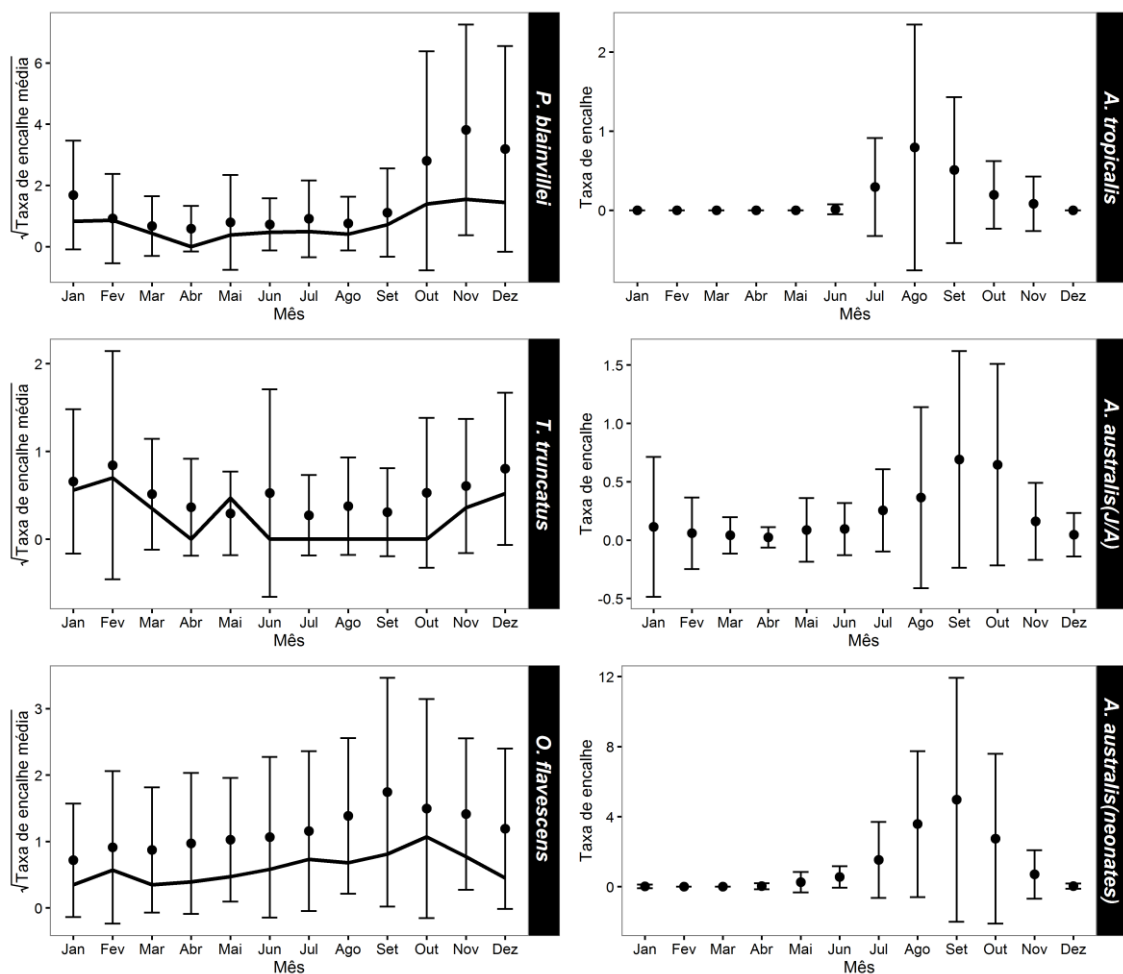


Figura 6. Média da taxa de encalhe (número de animais encalhados a cada 100 km de praia monitorada) das espécies frequentes por mês de 1976 a 2013. Linha preta representa a taxa de encalhe das carcaças com sinais de interação com atividade pesqueira. Para facilitar a visualização foi obtido a raiz quadrada da média da taxa de encalhe. Somente os registros de encalhe entre o Farol do Sarita e a Barra do Estreito foram incluídos.

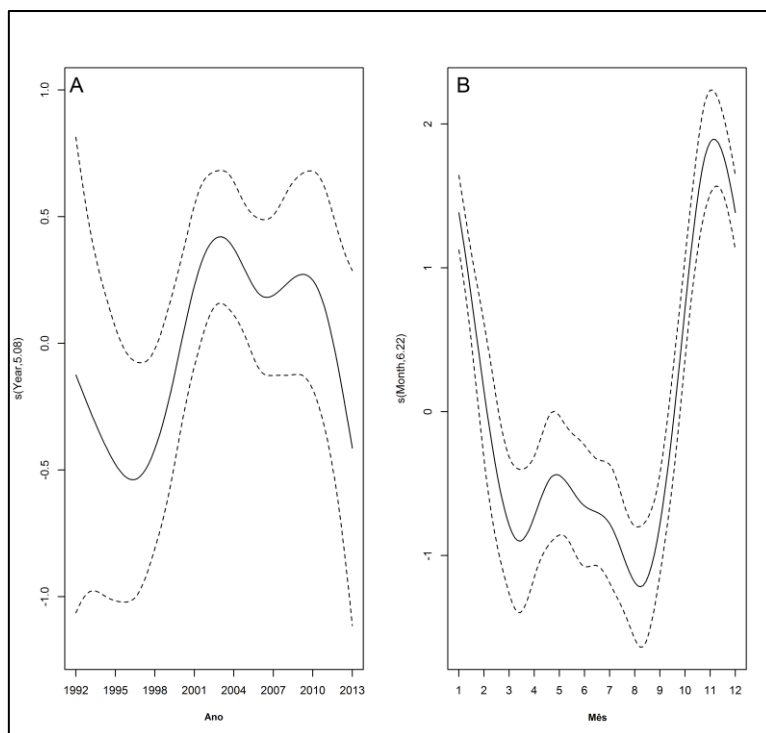


Figura 7. Padrão temporal de encalhe de toninha. Estimativa (linha sólida) e intervalo de confiança de 95% (linha tracejada) das splines referentes às variáveis ano (A) e mês (B).

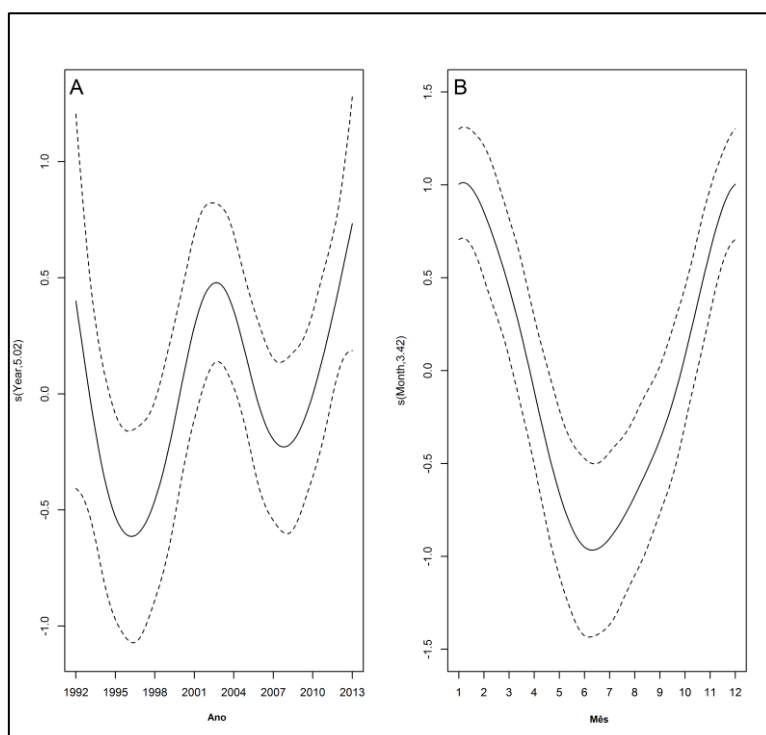


Figura 8. Padrão temporal de encalhe do golfinho-nariz-de-garrafa. Estimativa (linha sólida) e intervalo de confiança de 95% (linha tracejada) das splines referentes às variáveis ano (A) e mês (B).

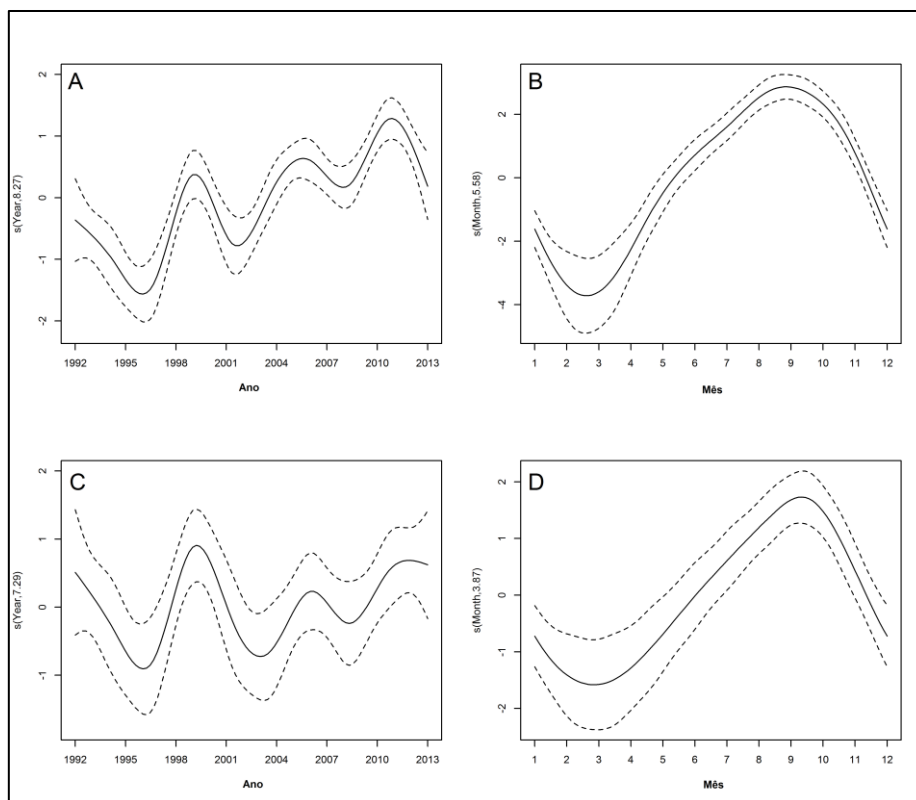


Figura 9. Padrão temporal de encalhe do lobo-marinho-sul-americano. Estimativa (linha sólida) e intervalo de confiança de 95% (linha tracejada) das splines referentes às variáveis ano e mês. Neonato (A-B) e juvenis/adulto (C-D).

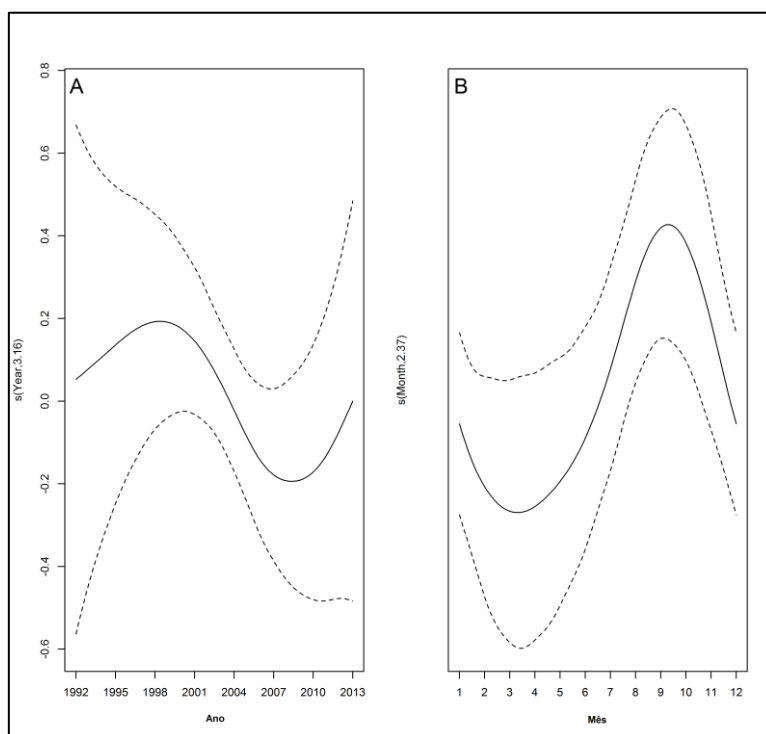


Figura 10. Padrão temporal de encalhe do leão-marinho-sul-americano. Estimativa (linha sólida) e intervalo de confiança de 95% (linha tracejada) das splines referentes às variáveis ano (A) e mês (B).

Somente a toninha (3,1%, $n = 133$), o golfinho-nariz-de-garrafa (8,7%, $n = 22$) e o leão-marinho-sul-americano (3,4%, $n = 67$) apresentaram sinais de interação com a pesca. Apesar da pequena proporção, indivíduos com sinais de interação apresentaram padrão sazonal similar quando considerado todas as carcaças (Figura 6).

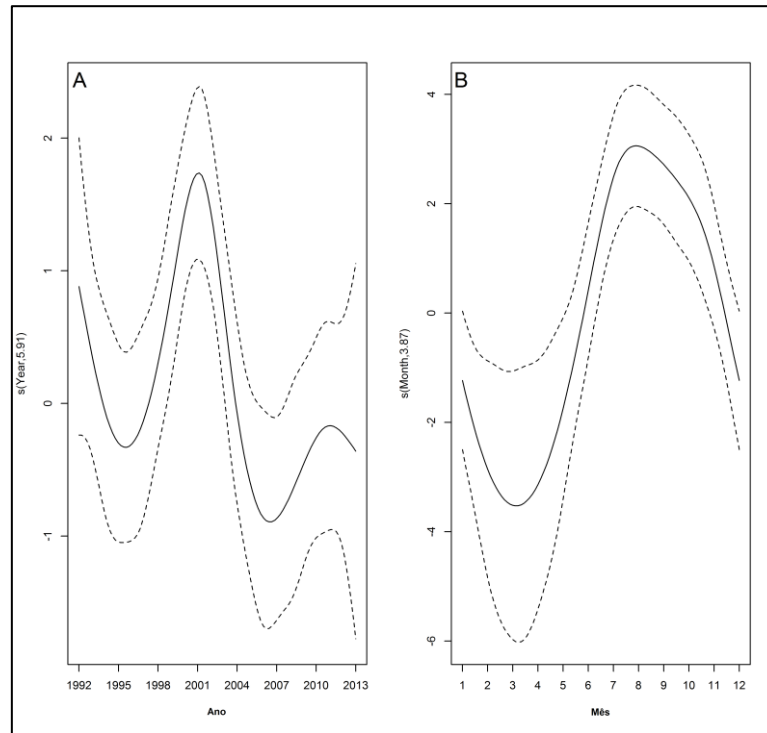


Figura 11. Padrão temporal de encalhe do lobo-marinho-subantártico. Estimativa (linha sólida) e intervalo de confiança de 95% (linha tracejada) das splines referentes às variáveis ano (A) e mês (B).

Entre as espécies ocasionais, a falsa-orca (*Pseudorca crassidens*) apresentou maiores taxas de encalhe durante o inverno e a primavera, o cachalote entre o final da primavera e meados do verão e o golfinho-de-dentes-rugosos (*Steno bredanensis*) no verão (Figura 12). Dentre os mysticetos, a baleia-franca teve a maior taxa de encalhe anual média, seguida pelas baleias minke-anã, minke-antártica, bryde, e azul e a fin, ambas com os mesmos valores. A maioria dos encalhes foi registrada após a década de 1990 e com maior frequência nos meses de setembro, outubro e novembro (Figura 12).

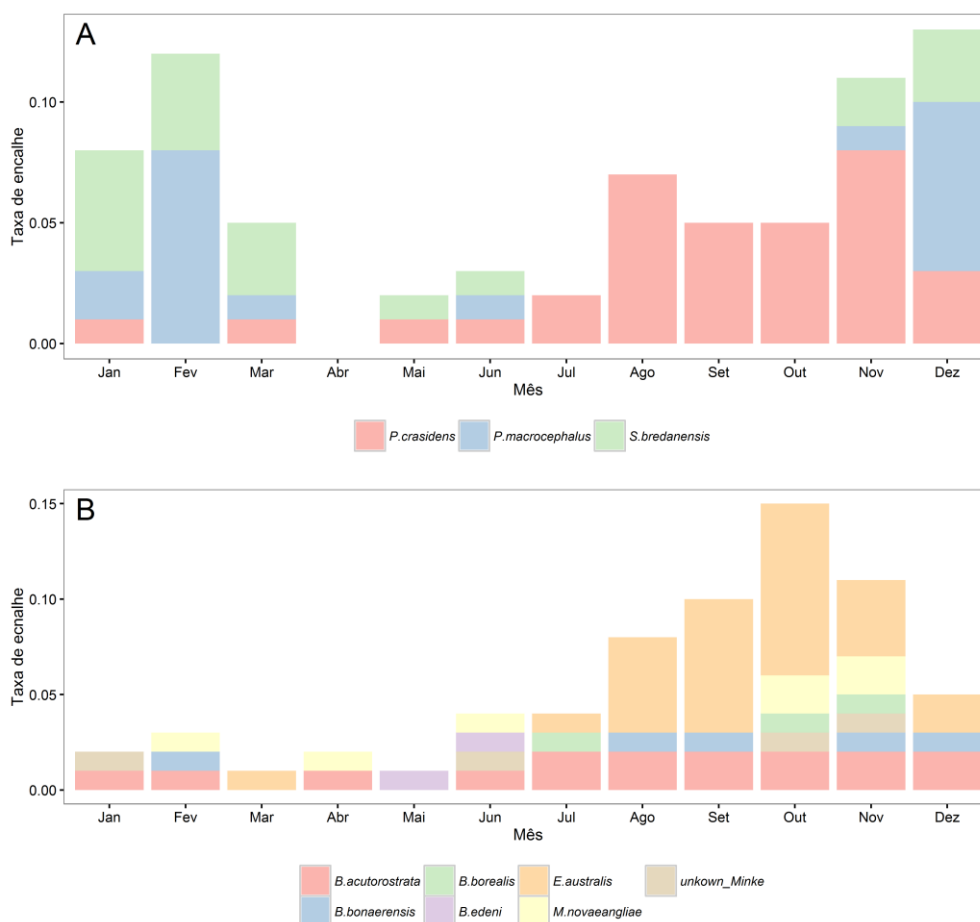


Figura 12. Taxa de encalhe (número de animais encalhados a cada 100 km de praia monitorada) da falsa orca, do cachalote e do golfinho-de-dentes-rugosos (A) e dos mysticetos (B) de 1976 a 2013. Os registros de encalhe observados ao longo de todo o trecho de praia monitorado (Chuí a Lagoa do Peixe) foram incluídos.

Espécies de hábito temperado/polar foram registradas desde o início da década de 1980, enquanto que espécies de hábito subtropical/tropical somente depois de 1993 (Figura 13). A taxa de encalhe para as espécies de região temperada/polar foi maior no outono e inverno e para as espécies subtropicais/tropicais no verão e na primavera (Figura 13).

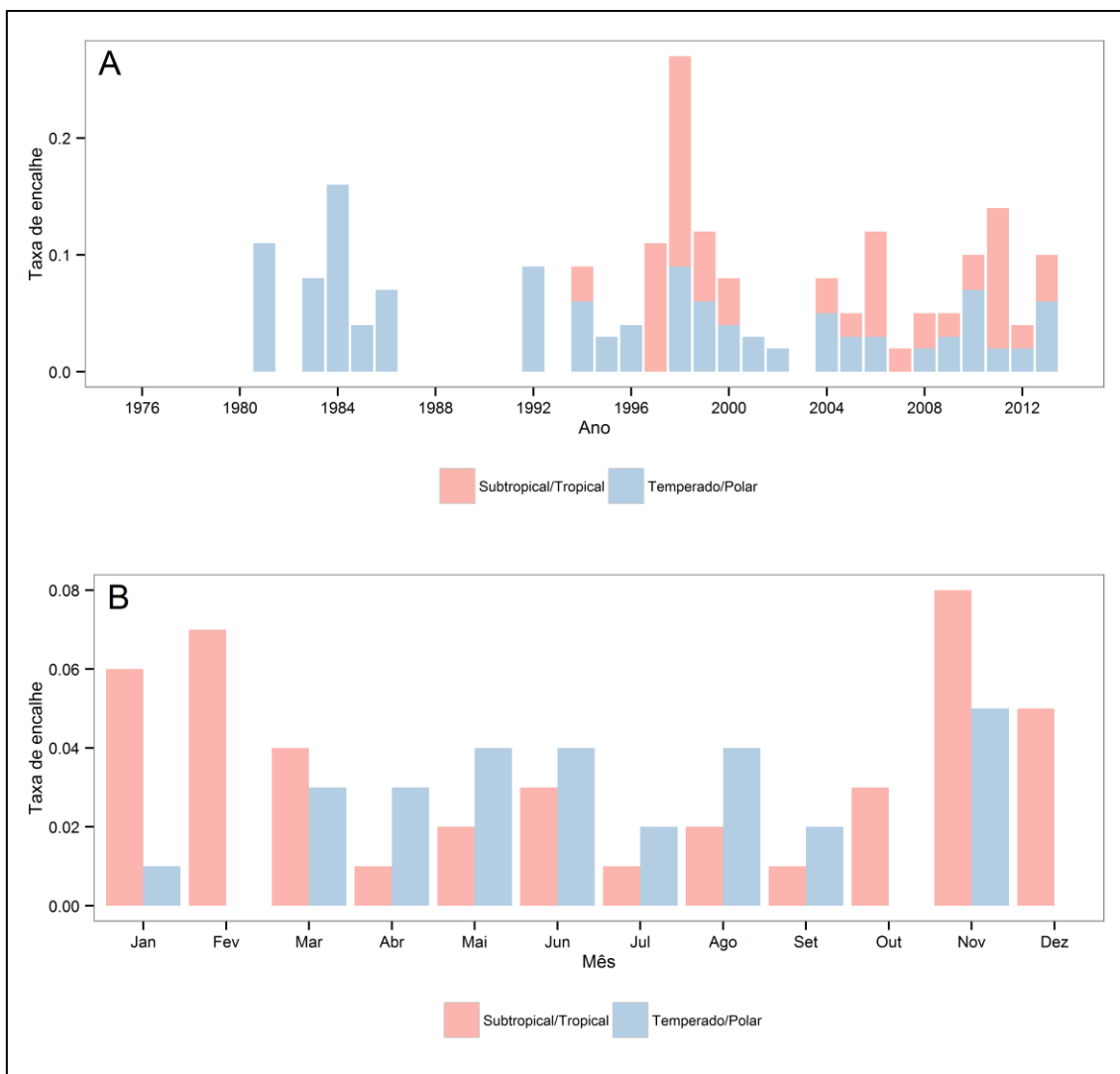


Figura 13. Taxa de encalhe (número de animais encalhados a cada 100 km de praia monitorada) das espécies subtropicais/tropicais e de região temperada/polar por ano (A) e mês (B). Espécies subtropicais/tropicais: golfinho pantropical, *Stenella attenuata*, golfinho-pintado-do-atlântico, *Stenella frontalis*, golfinho-de-dente-rugosos, golfinho-de-fraser, *Lagenodelphis hosei* e baleia-de-bryde. Espécies de região temperada/polar: golfinho-de-burmeister, *Phocoena spinipinnis*, golfinho-de-óculos, *Phocoena dioptrica*, golfinho-austral, *Lagenorhynchus australis*, golfinho-de-commerson, *Cephalorhynchus commersonii*, elefante-marinho, *Mironga leonina*, foca-caranguejeira, *Lobodon carcinophaga*, lobo-marinho-antartico, *Arctocephalus gazela*, baleia-bicuda-de-gray, *Mesoplodon grayi*, baleia-bicuda-de-layard, *Mesoplodon layardii*, e baleia-bicuda-de-Arnoux, *Berardius arnuxii*. Os registros de encalhe observados ao longo de todo o trecho de praia monitorado (Chuí a Lagoa do Peixe) foram incluídos.

4.2. Identificação de áreas de risco de captura incidental de toninha

Os modelos com menores valores de DIC foram aqueles que incluíram o ano como efeito aleatório. Dentre eles, o modelo de Poisson foi o que obteve o melhor ajuste para ambas as pescarias (corvina e pescada) (Tabela 3).

Tabela 3. Os DICs dos seis modelos hierárquicos Bayesianos propostos para cada estação de pesca: corvina e pescada.

Modelos	Estrutura temporal	DIC	
		Corvina	Pescada
Model 1 (Poisson)	n/incluso	957,04	497,09
Model 2 (BN)	n/incluso	1006,08	513,16
Model 3 (ZIP)	n/incluso	1006,42	510,73
Model 4 (Poisson)	Incluso	952,65	483,6
Model 5 (BN)	Incluso	959,07	503,44
Model 6 (ZIP)	Incluso	960,28	489,52

Para a maior parte da área de estudo foi observado risco moderado de captura incidental, principalmente durante a pescada (Figura 14 e 15). Alto risco de captura incidental foi observado na região sul, centro e norte da área de estudo durante a pesca direcionada à corvina, enquanto que na pescada somente na região norte (Figura 14 e 15). Independente das diferenças latitudinais um claro gradiente longitudinal foi observado, principalmente durante a pesca da corvina, com águas mais rasas apresentando maiores riscos de captura (Figura 14 e 15).

4.3. Estimativa das capturas incidentais de toninha

Os parâmetros do modelo ZIP estão descritos na Tabela 4. A estimativa total de mortalidade de toninha para o período 1999-2003 e 2006-2009 foi maior durante a corvina (Média = 2923; CI [2004; 3852]) comparado com a pescada (Média = 1104; CI [705; 1515]), com uma média de 332 (DP = 175) e 126 (DP = 106) toninhas capturadas, respectivamente (Tabela 5). Para estação de pesca da corvina as subáreas 3, 4 e 5 tiveram as maiores estimativas de captura incidental, enquanto na pescada, as subáreas 1 e 2 (Tabela 5). No entanto, somente as subáreas 4 e 5 (durante a pesca da corvina) coincidiram com áreas com alto risco de captura incidental (Tabela 5, Figura 14 e 15).

4.4. Correlação espaço-temporal entre encalhe e capturas incidentais

O número de toninhas capturadas incidentalmente nos lances observados durante a pesca da corvina e da pescada foi 214 e 89, respectivamente (Tabela 6). A subárea 4

teve o maior número de toninhas capturadas incidentalmente durante a corvina (62) e a subárea 1 durante a pescada (21) (Tabela 6). A taxa de encalhe anual de toninha para os anos (1999-2003; 2006-2009) foi 2,52 e 9,38 durante a estação de pesca da pescada e da corvina, respectivamente (Tabela 7). A subárea 1 teve a maior taxa de encalhe durante a pesca da corvina (12,8) e a subárea 3 durante a pesca da pescada (5,58) (Tabela 7).

Embora a correlação de Spearman entre encalhes e capturas incidentais de toninha por ano e por subáreas (1-5) não foram significativas, graficamente, um padrão similar pode ser observado para o período da corvina (Figura 16).

Tabela 4. Média e intervalo de credibilidade da distribuição *a posteriori* para os parâmetros do modelo ZIP.

Processo	Parâmetros	Média	2.5%	97.5%
Bernoulli	α_0	-2,66	-3,21	-2,21
Poisson	$\alpha_1 = \text{pescada} + \text{subárea1}$	-3,17	-3,82	-2,51
	$\beta_2 = \text{corvina}$	0,54	0,24	0,84
	$\beta_3 = \text{subárea2}$	-0,54	-0,97	-0,11
	$\beta_4 = \text{subárea3}$	-1,33	-1,78	-0,89
	$\beta_5 = \text{subárea4}$	-0,79	-1,19	-0,39
	$\beta_6 = \text{subárea5}$	-0,64	-1,05	-0,20
	$\beta_7 = \text{subárea6}$	-0,12	-0,71	0,46
	σ_{ano}	0,81	0,45	1,46

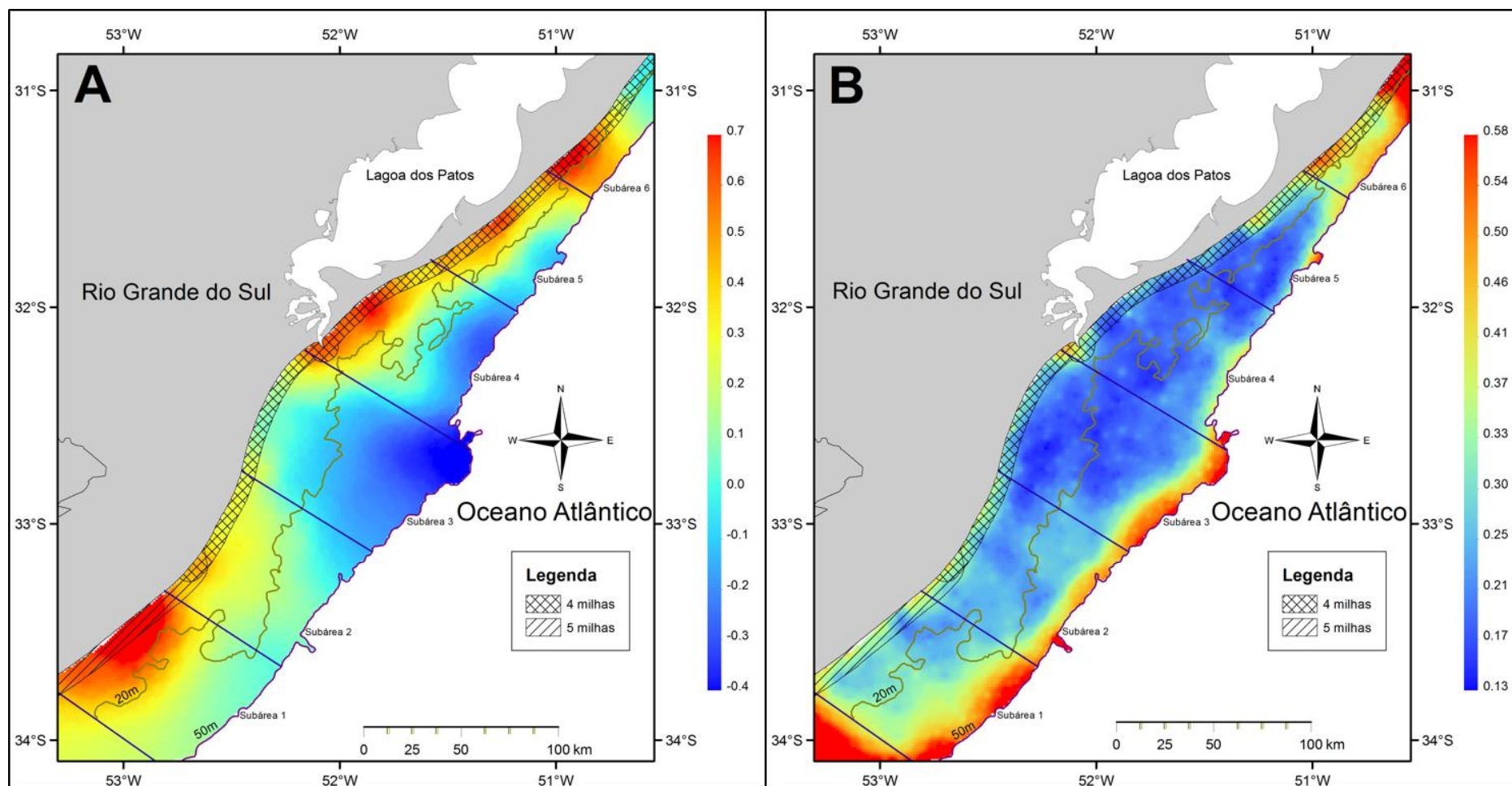


Figura 14. Média (A) e desvio padrão (B) da predição do efeito espacial na captura incidental de toninha (risco de captura incidental) durante a estação de pesca da corvina.

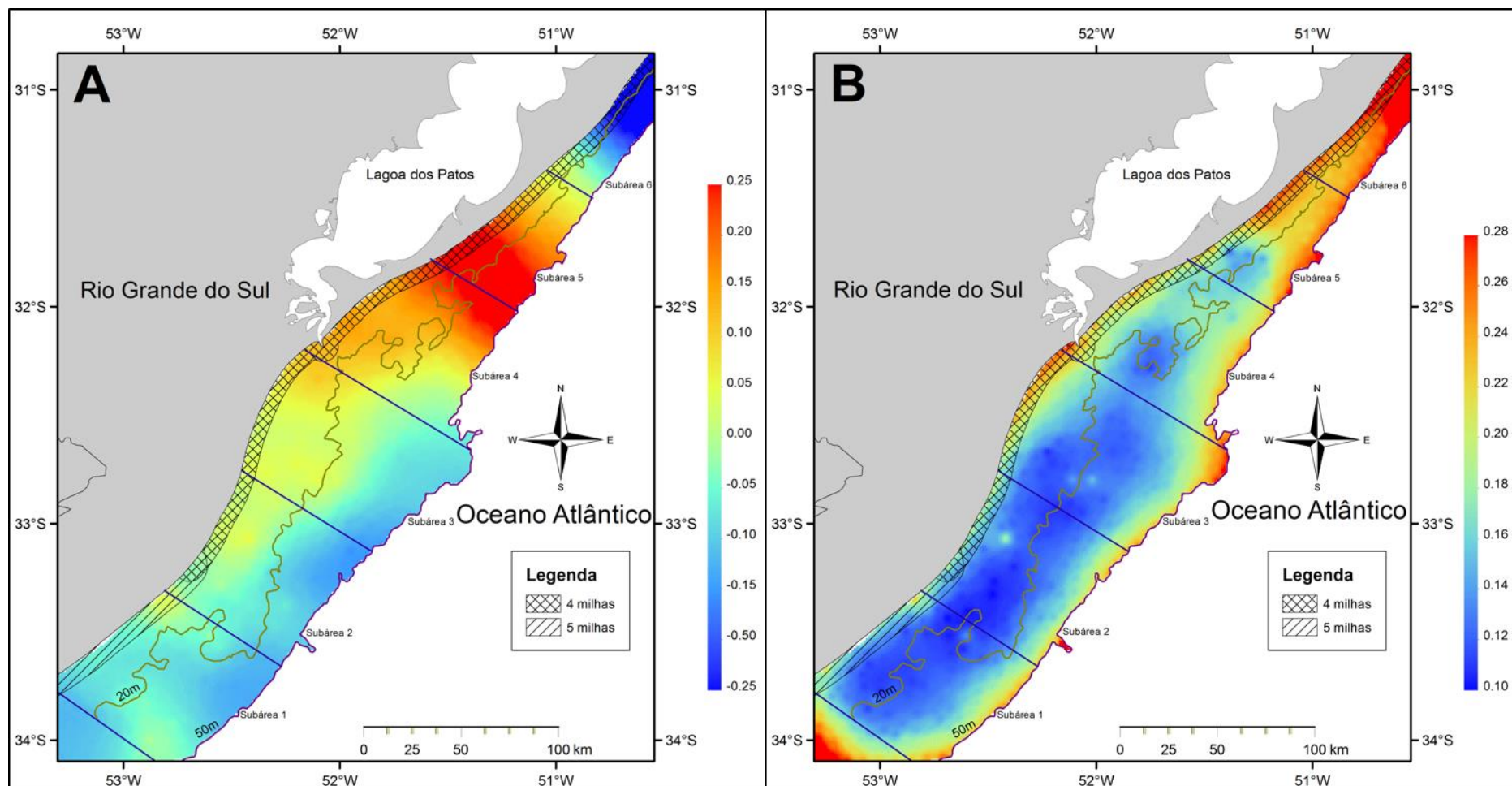


Figura 15. Média (A) e desvio padrão (B) da predição do efeito espacial na captura incidental de toninha (risco de captura incidental) durante a estação de pesca da corvina.

Tabela 5. Estimativa da captura incidental de toninha durante os anos (1999-2003; 2006-2009) nas seis subáreas (SA).

Ano	Corvina - média e [intervalo de credibilidade de 95%]							Pescada - média e [intervalo de credibilidade de 95%]							Total
	SA1	SA2	SA3	SA4	SA5	SA6	Subtotal	SA1	SA2	SA3	SA4	SA5	SA6	Subtotal	
1999	21[5;39]	54[17;95]	81[31-144]	255[10;429]	265[100;442]	0	658[382;954]	0	0	2[0;4]	0	0	0	2[0;4]	678[299;1112]
2000	63[17;112]	12[1;24]	70[20;122]	119[38;204]	167[61-292]	0	431[175;731]	0	11[2;22]	8[0;16]	20[3;37]	3[0;8]	0	42[11;75]	473[191;800]
2001	12[2;25]	37[9;72]	31[6;59]	34[9;66]	28[5;54]	4[0;11]	146[45;276]	7[0;14]	24[4;46]	14[2;27]	14[1;27]	4[0;9]	0	62[17;115]	208[66;386]
2002	9[0;18]	0	49[15;84]	139[53;234]	49[17;87]	35[7;65]	281[121;463]	54[17;95]	60[21;107]	39[10;66]	39[13;69]	35[11;62]	4[0;9]	231[98;383]	512[240;846]
2003	39[12;70]	45[14;80]	60[19;106]	100[37;172]	82[27;141]	15[1;29]	340[148;571]	62[20;109]	45[12;79]	13[2;25]	14[2;26]	10[1;20]	4[0;10]	149[55;255]	489[201;811]
2006	18[3;34]	20[5;38]	133[46;225]	187[74;320]	82[28;141]	53[12;96]	492[207;813]	60[20;107]	101[29;171]	54[17;93]	18[5;34]	64[23;112]	38[8;72]	336[130;551]	828[377;1364]
2007	66[19;115]	65[21;116]	32[7;58]	30[7;54]	6[0;12]	0	198[70;336]	105[35;182]	34[9;61]	7[0;14]	10[1;20]	2[0;5]	12[1;26]	171[66;297]	369[145;624]
2008	3[0;7]	18[2;34]	21[3;39]	64[16;112]	5[0;10]	0	111[32;192]	25[7;46]	19[3;35]	2[0;6]	7[0;14]	21[4;39]	4[0;10]	79[24;136]	189[64;324]
2009	136[43;238]	71[20;128]	32[7;59]	36[9;66]	28[7;53]	29[7;58]	332[123;578]	31[7;57]	21[4;40]	5[0;12]	3[0;7]	2[0;6]	2[0;5]	65[18;116]	397[150;693]
Total	354[205;528]	314[175;458]	494[293;720]	937[609;1315]	692[420;996]	132[53;214]	2923[2004;3852]	336[193;490]	306[174;459]	140[70;211]	122[65;186]	137[72;210]	63[23;112]	1104[705;1515]	4027[2886;5331]

Tabela 6. Número de toninhas capturadas incidentalmente nos lances de pesca observados durante os anos (1999-2003; 2006-2009) nas seis subáreas (SA) para as duas estações de pesca: corvina e pescada.

Ano	Corvina							Pescada							Total
	SA1	SA2	SA 3	SA 4	SA 5	SA 6	Subtotal	SA	SA 2	SA 3	SA 4	SA 5	SA 6	Subtotal	
1999	15	9	2	9	14	-	49	-	-	1	-	-	-	1	50
2000	7	0	2	6	9	-	24	-	3	0	2	0	-	5	29
2001	2	5	0	1	1	0	9	0	0	0	1	1	-	2	11
2002	1	-	6	16	8	8	39	4	4	2	5	8	0	23	62
2003	6	1	3	11	1	0	22	5	2	5	1	0	0	13	35
2006	1	1	10	7	7	6	32	2	2	2	2	10	2	20	52
2007	6	2	1	4	0	-	13	5	2	3	2	0	0	12	25
2008	0	3	1	6	1	-	11	5	4	0	0	0	0	9	20
2009	3	5	5	2	0	0	15	0	1	3	0	0	0	4	19

Total	41	26	30	62	41	14	214	21	18	16	13	19	2	89	303
--------------	-----------	-----------	-----------	-----------	-----------	-----------	------------	-----------	-----------	-----------	-----------	-----------	----------	-----------	------------

Tabela 7. Taxa de encalhe (número de animais encalhado a cada 100 km de praia monitorada) de toninhas durante os anos (1999-2003; 2006-2009) para as subáreas (SA) 1-5 (trecho de praia monitorado).

Ano	Corvina						Pescada					
	SA1	SA2	SA3	SA4	SA5	Total	SA1	SA2	SA3	SA4	SA5	Total
1999	1,98	5,16	8,06	6,25	1,41	5,33	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2000	48,09	7,04	4,56	11,65	9,86	12,84	1,41	0,00	2,42	2,33	0,00	1,50
2001	0,70	1,82	4,39	3,95	3,76	3,34	0,00	0,97	1,88	0,67	0,70	0,94
2002	24,23	9,58	18,31	11,11	10,45	15,01	0,00	0,62	3,38	1,32	2,05	1,50
2003	3,63	1,72	6,13	1,69	4,31	3,54	1,04	17,78	20,24	0,00	1,41	12,96
2006	26,27	12,72	14,56	20,00	7,27	16,73	1,41	0,00	1,03	1,44	1,76	1,22
2007	4,23	5,11	6,24	8,68	7,67	6,41	0,87	1,13	1,41	0,85	3,61	1,37
2008	2,51	2,05	3,18	4,86	0,47	2,76	0,35	0,35	0,70	1,28	0,70	0,61
2009	14,89	18,11	16,10	24,06	18,53	18,48	0,50	2,82	4,23	2,13	3,19	2,62
Total	12,89	7,70	8,90	11,19	8,03	9,77	0,60	3,68	5,58	1,39	2,19	2,85

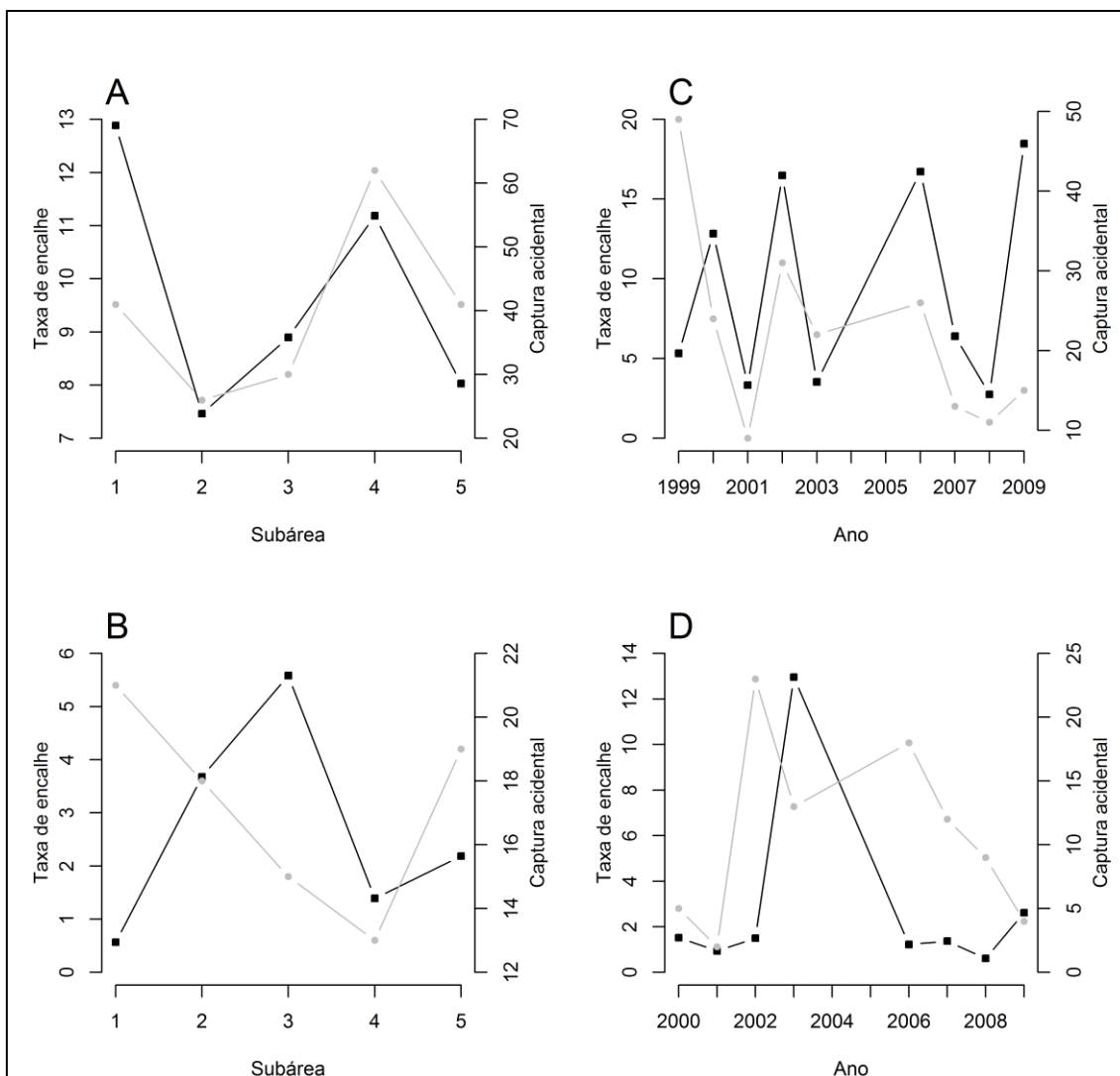


Figura 16. Taxa de encalhe (número de animais encalhados a cada 100 km de praia monitorada) e número de toninhas capturadas incidentalmente nos lances observados nos anos (1999-2003; 2006-2009) e subáreas (1-5) para a corvina (A,C) e pescada (B,D). Nenhum lance foi observado para pescada em 1999.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados obtidos nessa tese demonstraram a relevância do uso de longas séries temporais de dados de encalhe na descrição do padrão de ocorrência e de mortalidade dos mamíferos marinhos no sul do Brasil. O banco de dados de encalhe colotado sistematicamente durante 38 anos, reduziu o efeito dos encalhes atípicos e permitiu a distinção entre os padrões regulares e aleatórios. Além disso, a incorporação do esforço de monitoramento de praia (km de praia percorrido) aos dados de encalhe possibilitou que o padrão temporal dos encalhes fosse interpretado em relação às mudanças nas taxas de mortalidade ou no padrão de distribuição dos mamíferos marinhos, eliminando o efeito da variabilidade do esforço sobre os resultados.

Através dos dados de encalhe pode-se concluir que a sazonalidade do leão-marinho-sul-americano, do lobo-marinho-subantártico e do lobo-marinho-sul-americano está associada à dispersão pós-reprodutiva, e que o aumento no número de encalhes dessa última espécie está provavelmente atrelado ao crescimento populacional. Embora a relação entre o encalhe e a temperatura superficial do mar (TSM) e o esforço pesqueiro não tenha sido quantificada, os resultados aqui apresentados demonstraram que mudanças climáticas de curto prazo podem estar afetando os padrões de ocorrência dos mamíferos marinhos no Oceano Atlântico Sul Ocidental e que, a mortalidade incidental em artes de pesca, seja a principal ameaça à conservação do leão-marinho-sul-americano, do golfinho-nariz-de-garrafa e da toninha, no sul do Brasil.

O aumento do número de toninhas encalhadas em meados da década de 1990 e início de 2000, provavelmente está associado ao crescimento do esforço pesqueiro de emalhe durante esse período. Apesar de não estar clara a explicação para o declínio no número de encalhes dessa espécie após 2010, esse padrão pode estar associado ao

declínio populacional. Os altos níveis de mortalidade incidental de toninha observado desde o início da década de 1980, quando a frota de emalhe passou a atuar na região costeira do sul do Brasil, são insustentáveis e, provavelmente, estejam levando à população ao declínio.

Em 2012, o governo brasileiro publicou uma norma (INI12) para regular a pesca de emalhe, estabelecendo, entre outras medidas, o comprimento máximo de rede permitido, o término de novas licenças para a pesca de emalhe e um mosaico de áreas de exclusão de pesca. Embora uma diminuição na mortalidade incidental de toninha fosse esperado após a implementação da INI12, os dados de emalhe mostram que não há evidências de declínio nas capturas incidentais dessa espécie no sul do Brasil. Apesar desse fato estar vinculado à ausência de fiscalização e, portanto, a falta de cumprimento da INI12, os resultados aqui apresentados suportam a hipótese de que as áreas de exclusão de pesca estabelecidas por essa normativa abarca uma pequena parcela das áreas de maior risco de captura incidental de toninha nessa região. Além disso, alguns estudos apontam que o esforço de emalhe atual não é suficiente para reduzir as capturas a níveis sustentáveis no sul do Brasil.

Embora a INI12 represente um importante marco na tentativa de recuperar alguns estoques pesqueiros e de reduzir a mortalidade incidental de espécies ameaçadas, essa normativa não está sendo eficiente na redução da mortalidade incidental de toninha no sul do Brasil. Esse fato está atrelado à grande quantidade de barcos operando com redes de emalhe de grandes dimensões próxima à costa. Portanto, é imprescindível que a INI12 seja revista, de modo que assegure a redução das capturas de toninha à níveis sustentáveis. Uma das possibilidades seria definir novas áreas de exclusão de pesca que incluísse as áreas com baixo, médio e alto risco de captura incidental de toninha. No entanto, essa medida reduziria consideravelmente as áreas de pesca. Uma alternativa,

para conciliar tanto os interesses econômicos como conservacionistas, seria propor diferentes níveis de proteção para as áreas com baixo, médio e alto risco de captura incidental, de modo que permitisse a viabilidade populacional da toninha em longo prazo.

A relação espaço-temporal entre capturas incidentais e encalhes de toninha não foi significativa. No entanto, durante o período da corvina, os encalhes refletiram melhor a variabilidade espaço-temporal das capturas incidentais dessa espécie. Portanto, com o desenvolvimento de modelos de deriva, os encalhes poderiam ser utilizados para acessar a efetividade de possíveis áreas de exclusão de pesca durante o período da corvina. No entanto, é importante ressaltar que, o grau de refinamento necessário para acessar a efetividade de tais áreas, ou de qualquer outra medida de manejo, na redução da mortalidade incidental de toninha a níveis sustentáveis, é obtido somente com o monitoramento da frota pesqueira. Apesar dos encalhes refletirem satisfatoriamente o padrão de mortalidade das espécies costeiras (*e.g.* o leão-marinho-sul-americano, o golfinho-nariz-de-garrafa e a toninha) no RS, é fundamental que o monitoramento da frota seja empregado para avaliar, de forma mais precisa, possíveis medidas de manejo na redução da mortalidade incidental de toninha no sul do Brasil.

Ações de conservação geralmente trazem impacto econômico à indústria pesqueira e, portanto, é recebida com resistência pela comunidade e autoridades da pesca. No entanto, as fortes evidências que a mortalidade incidental de toninha no sul do Brasil é insustentável. Baseados nos resultados aqui apresentados, a combinação entre os níveis de estimativas de mortalidade e a identificação de áreas com maior risco de captura incidental de toninha, fornece informação detalhada para estabelecer estratégias de manejo mais eficientes para reduzir as capturas incidentais de toninha no sul do Brasil. É fundamental que as autoridades brasileiras tomem uma atitude, o mais breve

possível, para evitar o risco de colapso da espécie de cetáceo mais ameaçada do Oceano Atlântico Sul Ocidental.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BARLETTA, R. C.; CALLIARI, L. J. **Caracterização Morfodinâmica de Praias Compreendidas entre o Farol da Conceição e São José do Norte, RS.** Anais da Semana Nacional de Oceanografia. **Anais...**Itajaí, SC, Brasil: UNIVALI, 1997

BASTIDA, R. et al. **Mamíferos acuáticos de Sudamérica y Antártida.** 1st. ed. Buenos Aires, Argentina: Vázquez Mazzini Editores, 2007.

BIBBY, C. J.; LLOYD, C. S. Experiments to determine the fate of dead birds at sea. **Biological Conservation**, v. 12, n. 4, p. 295–309, 1977.

BRAZIL. Instrução Normativa Interministerial n.12, de 22 de agosto de 2012. Dispõe sobre os critérios para o ordenamento da pesca praticada com emprego de redes de emalhe nas águas jurisdicionais brasileiras das regiões Sudeste e Sul. **DOU**, v. 165, n. Deção 1, p. 39, 2012.

CASTÈGE, I. et al. Exploring cetacean stranding pattern in light of variation in at-sea encounter rate and fishing activity: Lessons from time surveys in the south Bay of Biscay (East-Atlantic; France). **Journal of Marine Systems**, v. 109-110, n. SUPPL., p. S284–S292, 2013.

CASTELLO, H. P.; PINEDO, M. C. *Mesoplodon densirostris* (Cetacea, Ziphiidae), primeiro registro para o Atlântico Sul Ocidental. **Boletim do Instituto Oceanográfico**, v. 29, n. 2, p. 91–94, 1980.

CASTELLO, J. P. et al. **On the importance of coastal and subantarctic waters for the shelf ecosystems of Rio Grande do Sul** (S. Watanabe, Ed.)II Simpósio de Ecossistemas da Costa Sul e Sudeste Brasileira: estrutura, função e manejo. **Anais...**Águas de Lindóia, SP: ACIESP, 1990

CIOTTI, Á. M. et al. Freshwater outflow and Subtropical Convergence influence

on phytoplankton biomass on the southern Brazilian continental shelf. **Continental Shelf Research**, v. 15, n. 14, p. 1737–1756, 1995.

DANIL, K. et al. Cetacean strandings in San Diego County, California, USA. **Journal of Cetacean Research and Management**, v. 11, n. 2, p. 163–184, 2010.

DANILEWICZ, D. et al. Habitat use patterns of franciscana dolphins (*Pontoporia blainvillei*) off southern Brazil in relation to water depth. **Journal of the Marine Biological Association of the United Kingdom**, v. 89, n. 5, p. 943–949, 2009.

DEGANGE, A. R.; DOROFF, A. M.; MONSON, D. H. Experimental recovery of sea otter carcasses at Kodiak Island, Alaska, following the Exxon Valdez oil spill. **Marine Mammal Science**, v. 10, n. 4, p. 492–496, 1994.

DI TULLIO, J. C. et al. Diversity and distribution patterns of cetaceans in the subtropical southwestern Atlantic outer continental shelf and slope. **Plos One**, v. 11, n. 5, p. e0155841, 2016.

EPPELRY, S. P. et al. **Beach strandings as an indicator of at-sea mortality of sea turtles. Bulletin of Marine Science**, 1996.

EVANS, K. et al. Periodic variability in cetacean strandings: links to large-scale climate events. **Biology letters**, v. 1, n. 2, p. 147–50, 2005.

FERREIRA, E. C.; MUELBERT, M. M. C.; SECCHI, E. R. Distribuição espaço-temporal das capturas acidentais de toninhas (*Pontoporia blainvillei*) em redes de emalhe e dos encalhes ao longo da costa sul do Rio Grande do Sul, Brasil. **Atlântica**, v. 32, n. 2, p. 183–197, 2010.

FINKBEINER, E. M.; WALLACE, B. P.; MOORE, J. E.; LEWISON, R. L.; CROWDER, L. B.; READ, A. J. Cumulative estimates of sea turtle bycatch and mortality in USA fisheries between 1990 and 2007. **Biological Conservation**, v. 144, p. 2719–2727, 2011.

FORCADA, J. Distribution. In: PERRIN, W. F.; WURSIG, B.; THEWISSEN, T. G. M. (Eds.). **Encyclopedia of Marine Mammals**. San Diego: Academic Press, 2009. p. 316–321.

FRANKLIN, J. F. Importance and justification of long-term studies in ecology. In: LIKENS, G. E. (Ed.). . **Long-Term Studies in Ecology: Approaches and Alternatives**. Millbrook, New York: Springer-Verlag, 1987. p. 3–19.

FRUET, P. F. et al. Temporal trends in mortality and effects of by-catch on common bottlenose dolphins, *Tursiops truncatus*, in southern Brazil. **Journal of the Marine Biological Association of the United Kingdom**, v. 92, n. 8, p. 1–12, 2012.

GERACI, J. R.; LOUNSBURY, V. J. Specimen and data collection. In: GERACI, J. R.; LOUNSBURY, V. J. (Eds.). . **Marine mammals ashore: A field guide for strandings**. Second ed. Maryland: National Aquarium in Baltimore, 2005.

GERRODETTE, T.; ROJAS-BRACHO. Estimating the success of protected areas for the vaquita, *Phocoena sinus*. **Marine Mammal Science**, v. 27, n. 2, p. 101–125, 2011.

GIANUCA, N. M.; CASTELLO, H. P. First record of the southern bottlenose whale, *Hyperoodon planifrons*, from Brazil. **The Scientific Reports of the Whales Research Institute**, v. 28, p. 119–126, 1976.

GORMLEY, A. M. et al. First evidence that marine protected areas can work for marine mammals. **Journal of Applied Ecology**, v. 49, p. 474–480, 2012.

HAIMOVICI, M.; CASTELLO, J. P.; VOOREN, C. M. Pescarias. In: SEELIGER, U.; ODEBRECHT, C.; CASTELLO, J. P. (Eds.). . **Os ecossistemas costeiro e marinho do extremo sul do Brasil**. Rio Grande: Ecoscientia, 1998. p. 205–218.

HALL, M. A.; ALVERSON, D. L.; METUZALS, K. I. By-Catch : Problems and

Solutions. **Marine Pollution Bulletin**, v. 41, n. 1-6, p. 204–219, 2000.

HART, K. M.; MOORESIDE, P.; CROWDER, L. B. Interpreting the spatio-temporal patterns of sea turtle strandings: Going with the flow. **Biological Conservation**, v. 129, n. 2, p. 283–290, 2006.

KINAS, P. G. The impact of incidental kills by gill nets on the franciscana dolphin (*Pontoporia blainvillei*) in southern Brazil. **Bulletin of Marine Science**, v. 70, n. 2, p. 409–421, 2002.

KINAS, P. G. et al. Generalized liner models applied to stranding data of South America sea lions (*Otaria flavescens*) and South America fur seal (*Arthrocephalus australis*) in southern Brazil. **Latin American Journal of Aquatic Mammals**, v. 4, n. 1, p. 7–14, 2005.

LEENEY, R. H. et al. Spatio-temporal analysis of cetacean strandings and bycatch in a UK fisheries hotspot. **Biodiversity and Conservation**, v. 17, n. 10, p. 2323–2338, 2008.

LEWISON, R. L.; CROWDER, L. B.; SHAVER, D. J. The impact of turtle excluder devices and fisheries closures on loggerhead and Kemp's Ridley strandings in the western Gulf of Mexico. **Conservation Biology**, v. 17, n. 4, p. 1089–1097, 2003.

LINDGREN, F.; RUE, H.; LINDSTRÖM, J. An explicit link between Gaussian fields and Gaussian Markov random field: The stochastic partial differential equations approach. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B: Statistical Methodology**, v. 73, p. 423–498, 2011.

MACHADO, R.; OLIVEIRA, L. R.; MONTEALEGRE-QUIJANO, S. Incidental catch of South American sea lion in a pair trawl off southern Brazil. **Neotropical Biology and Conservation**, v. 10, n. 1, p. 43–47, 2014.

MACLEOD, C. D.; PIERCE, G. J.; SANTOS, M. B. Geographic and temporal

variations in strandings of beaked whales (Ziphiidae) on the coasts of the UK and the Republic of Ireland from 1800-2002. **Journal of Cetacean Research and Management**, v. 6, n. 1, p. 79–86, 2004.

MALDINI, D.; MAZZUCA, L.; ATKINSON, S. Odontocete Stranding Patterns in the Main Hawaiian Islands (1937-2002): How Do They Compare with Live Animal Surveys? **Pacific Science**, v. 59, n. 1, p. 55–67, 2005.

MCFEE, W. E.; HOPKINS-MURPHY, S. R.; SCHWACKE, K. H. Trends in bottlenose dolphin (*Tursiops truncatus*) strandings in South Carolina, USA , 1997-2003: implications for the Southern North Carolina and South Carolina Management Units. **Journal Cetacean Research and Management**, v. 8, n. 2, p. 195–201, 2006.

MOLLER, O. O. et al. The effects of river discharge and seasonal winds on the shelf off southeastern South America. **Continental Shelf Research**, v. 28, n. 13, p. 1607–1624, 2008.

MUÑOZ, F. et al. Estimation and prediction of the spatial occurrence of fish species using Bayesian latent Gaussian models. **Stochastic Environmental Research and Risk Assessment**, v. 27, n. 5, p. 1171–1180, 2013.

MURRAY, K. T.; READ, A. J.; SOLOW A. R. The use of time/area closures to reduce bycatches of harbour porpoise: lessons from the Gulf of Maine sink gillnet fishery. **Journal of Cetacean Research Management**, v. 2, n. 2, p. 135-141, 1994.

OSINGA, N. et al. Patterns of stranding and mortality in common seals (*Phoca vitulina*) and grey seals (*Halichoerus grypus*) in the Netherlands between 1979 and 2008. **Journal of Comparative Pathology**, v. 147, n. 4, p. 550–565, 2012.

PIATT, J. F. How many seabirds were killed by Exxon Valdez oil spill? **American Fisheries Society Symposium**, v. 18, p. 712–719, 1996.

PIERCE, G. J. et al. Historical trends in the incidence of strandings of sperm

whales (*Physeter macrocephalus*) on North Sea coasts: An association with positive temperature anomalies. **Fisheries Research**, v. 87, n. 2-3, p. 219–228, 2007.

PIKESLEY, S. K. et al. Cetacean sightings and strandings: evidence for spatial and temporal trends? **Journal of the Marine Biological Association of the United Kingdom**, v. 92, n. 8, p. 1–2, 2011.

PINEDO, M. C. A note on a stranding of the humpback whale on the southern coast of Brazil. **The Scientific Reports of the Whales Research institute**, v. 36, p. 165–168, 1985.

PINEDO, M. C. First record of a dwarf sperm whale from southwest Atlantic, with reference to osteology, food habits and reproduction. **The Scientific Reports of the Whales Research Institute**, v. 38, p. 171–186, 1987.

PINEDO, M. C. Primeiro registro de *Phocoena spinipinnis* (Cetacea, Phocoenidae) para o litoral do Rio Grande do Sul, Brasil, com medidas osteológicas e análise do conteúdo estomacal. **Atlântica**, v. 11, n. 1, p. 85–99, 1989.

PINEDO, M. C.; POLACHECK, T. Trends in franciscana (*Pontoporia blainvillei*) stranding rates in Rio Grande do Sul, southern Brazil (1979-1998). **Journal Cetacean Research and Management**, v. 1, n. 2, p. 179–189, 1999.

PINEDO, M. C.; ROSA, F. C. W. Novas ocorrências de *Pseudorca crassidens* (Cetacea, Delphinidae) para o Atlântico Sul Ocidental com observação sobre medidas cranianas e alimentação. **Atlântica**, v. 11, n. 1, p. 77–83, 1989.

PLUMMER, M. Package "rjags". Bayesian graphical models using MCMC. Disponível: <http://cran-r.c3sl.ufpr.br/web/packages/rjags/rjags.pdf>, 2013.

PLUMER et al. CODA: Convergence diagnosis and output analysis for MCMC. **R News**, v. 6, n. 1, p. 7-11, 2010.

PRADO, J. H. F.; SECCHI, E. R.; KINAS, P. G. Mark-recapture of the

endangered franciscana dolphin (*Pontoporia blainvillei*) killed in gillnet fisheries to estimate past bycatch from time series of stranded carcasses in southern Brazil. **Ecological Indicators**, v. 32, p. 35–41, 2013.

PYENSON, N. D. Carcasses on the coastline: measuring the ecological fidelity of the cetacean stranding record in the eastern North Pacific Ocean. **Paleobiology**, v. 36, n. 3, p. 453–480, 2010.

READ, A. J. Development of conservation strategies to mitigate the bycatch of harbor porpoises in the Gulf of Maine. **Endangered Species Research**, v. 20, n. 3, p. 235–250, 2013.

READ, A. J.; DRINKER, P.; NORTHRIDGE, S. Bycatch of marine mammals in U.S. and global fisheries. **Conservation Biology**, v. 20, n. 1, p. 163–169, 2006.

REEVES, R. R.; MCCLELLAN, K.; WERNER, T. B. Marine mammal bycatch in gillnet and other entangling net fisheries, 1990 to 2011. **Endangered Species Research**, v. 20, n. 1, p. 71–97, 2013.

ROJAS-BRACHO, L.; REEVES, R. Vaquitas and gillnets: Mexico's ultimate cetacean conservation challenge. **Endangered Species Research**, v. 21, p. 77–87, 2013.

ROSA, F. C. W.; PINEDO, M. C. Nota sobre a ocorrência do cachalote pigmeu, *Kogia breviceps*, no litoral do Rio Grande do Sul, Brasil. **Atlântica**, v. 11, n. 1, p. 109–113, 1989.

SECCHI, E. R. et al. Mortality of franciscanas, *Pontoporia blainvillei*, in coastal gillnets in southern Brazil: 1994-1995. Reports of the International Whaling Commission, n. 47, p. 653-658, 1997.

SECCHI, E. R. et al. A first estimate of franciscana (*Pontoporia blainvillei*) abundance off southern Brazil. **Journal of Cetacean Research and Management**, v. 3, n. 1, p. 95–100, 2001.

SECCHI, E. R.; FLETCHER, D. Estimating survival rates of franciscana by fitting the Siler model to data on age-at death of beachcast and bycatch and by a modeling approach using life tables of similar species: a comparison. **International Whaling Commission Scientific Committee Paper SC/56/SM16**, p. SC/56/SM16, 2004.

SECCHI, E. R.; KINAS, P. G.; MUELBERT, M. Incidental catches of franciscana in coastal gillnet fisheries in the Franciscana Management Area III: period 1999-2000. **Latin American Journal of Aquatic Mammals**, v. 3, n. June, p. 61–68, 2004.

SIEBERT, U. et al. A decade of harbour porpoise occurrence in German waters - Analyses of aerial surveys, incidental sightings and strandings. **Journal of Sea Research**, v. 56, n. 1, p. 65–80, 2006.

SLOOTEN, E. Conservation management in the face of uncertainty: effectiveness of four options for managing Hector's dolphin bycatch. **Endangered Species Research**, v. 3, n. October, p. 169–179, 2007.

SPIEGELHALTER, D. J. et al. Bayesian Measures of Model Complexity and Fit. **Journal of the Royal Statistical Society Series B (Statistical Methodology)**, v. 64, n. 4, p. 583–639, 2002.

TOMÁS, J. et al. Bycatch of loggerhead sea turtles: insights from 14 years of stranding data. **Endangered Species Research**, v. 5, n. 2-3, p. 161–169, 2008.

TRUCHON, M. H. et al. Marine mammal strandings and environmental changes: a 15-year study in the St. Lawrence ecosystem. **Plos One**, v. 8, n. 3, 2013.

ANEXO 1. ARTIGO PUBLICADO NA REVISTA *PLOS ONE* EM 2016.



OPENACCESS

Citation: Prado JHF, Mattos PH, Silva KG, Secchi ER (2016) Long-Term Seasonal and Interannual Patterns of Marine Mammal Strandings in Subtropical Western South Atlantic. PLoS ONE 11(1): e0146339. doi:10.1371/journal.pone.0146339

Editor: Caroline Durif, Institute of Marine Research, NORWAY

Received: August 6, 2015

Accepted: December 16, 2015

Published: January 27, 2016

Copyright: © 2016 Prado et al. This is an open access article distributed under the terms of the [Creative Commons Attribution License](http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Data Availability Statement: All relevant data are within the paper and its Supporting Information files.

Funding: ES received support from Yaqu Pacha (<http://www.yaqupacha.org/>) and the Cetacean

Society International (<http://csiwhalesalive.org/>). ES and KS received support from Fundação O Boticário de Proteção a Natureza (<http://www.fundacaogrupoboticario.org.br/pt/Pages/default.aspx>).

KS received support from Petrobras (<http://sites.petrobras.com.br/ppa2010/home/>). JP and ES received funding from Conselho Nacional para Desenvolvimento Científico e Tecnológico/CNPq (<http://www.cnpq.br/>). JP received a scholarship from RESEARCH ARTICLE

Long-Term Seasonal and Interannual Patterns of Marine Mammal Strandings in Subtropical Western South Atlantic

Jonatas H. F. Prado^{1*}, Paulo H. Mattos², Kleber G. Silva³, Eduardo R. Secchi¹

1 Instituto de Oceanografia, Laboratório de Ecologia e Conservação da Megafauna Marinha, Universidade Federal do Rio Grande, Rio Grande, Brazil, 2 Instituto de Oceanografia, Laboratório de Gerenciamento Costeiro, Universidade Federal do Rio Grande, Rio Grande, Brazil, 3 Núcleo de Educação e Monitoramento Ambiental, Rio Grande, Brazil

* jonatashenriquef@gmail.com

Abstract

Understanding temporal patterns of marine mammal occurrence is useful for establishing conservation strategies. We used a 38 yr-long dataset spanning 1976 to 2013 to describe temporal patterns and trends in marine mammal strandings along a subtropical stretch of the east coast of South America. This region is influenced by a transitional zone between tropical and temperate waters and is considered an important fishing ground off Brazil. Generalized Additive Models were used to evaluate the temporal stranding patterns of the most frequently stranded species. Forty species were documented in 12,540 stranding events. Franciscana ($n = 4,574$), South American fur seal, ($n = 3,419$), South American sea lion ($n = 2,049$), bottlenose dolphins ($n = 293$) and subantarctic fur seal ($n = 219$) were the most frequently stranded marine mammals. The seasonality of strandings of franciscana and bottlenose dolphin coincided with periods of higher fishing effort and strandings of South American and subantarctic fur seals with post-reproductive dispersal. For South American sea lion the seasonality of strandings is associated with both fishing effort and post-reproductive dispersal. Some clear seasonal patterns were associated with occurrence of cold(e.g. subantarctic fur seal) and warm-water (e.g. rough-toothed dolphin) species in winter and summer, respectively. Inter-annual increases in stranding rate were observed for franciscana and South American fur seal and these are likely related to increased fishing effort and population growth, respectively. For subantarctic fur seal the stranding rate showed a slight decline while for bottlenose dolphin it remained steady. No significant year to year variation in stranding rate was observed for South American sea lion. The slight decrease in frequency of temperate/polar marine mammals and the increased occurrence of subtropical/tropical species since the late 1990s might be associated with environmental changes linked to climate change. This long-term study indicates that temporal stranding patterns of marine mammals might be explained by either fishing-related or environmental factors.

CNPq (Process 140638/2012-1). CNPq also provided a Research Fellowship to ES(PQ 307843/2014-0). The funders had role in data collection providing financial support to carried out survey beach.

Competing Interests: The authors have declared that no competing interests exist.

Introduction

Aerial and shipboard surveys improve knowledge of marine mammal distribution [1]. However, they are very expensive and data collection can be challenging as most marine mammals (especially cetaceans) are highly mobile and spend substantial time below the surface. Another means of determining marine mammal presence, and potentially relative abundance, is by monitoring strandings. Compared with aerial and shipboard surveys, monitoring strandings is inexpensive and logistically simple. Some of the biases associated with stranding data can be counteracted by using long time series of data collected systematically. This can reduce the effects caused by a small number of atypical strandings and it can allow the investigator to distinguish regular patterns from random variation [2,3]. In Hawaii, analyses based on both odontocete stranding events and at-sea surveys collected over 65 years revealed that stranding records provide reliable data on the occurrence of species and are good indicators of species composition [4]. In addition, systematic beach surveys have been critical for documenting and monitoring marine mammal mortality due to human activities such as fisheries (e.g. [5,6]) and to 'natural' die-offs (e.g. [7,8]).

The coast of Rio Grande do Sul (RS), southern Brazil, has been surveyed to record and collect marine mammal carcasses for almost four decades. During this long-term beach monitoring program, 40 species have been recorded (e.g. [9–18]). However, studies focusing on temporal variability in the stranding data have been limited to only a few species such as franciscana, *Pontoporia blainvillei*, [6,19], bottlenose dolphin, *Tursiops truncatus* [20], South American sea lion, *Otaria flavescens* and the South American fur seal, *Arctocephalus australis* [21], and have taken place over a much smaller timeframe.

The high diversity of marine mammal species in this region is probably associated with great variability in the environmental characteristics that exist on the continental shelf and beyond. Interaction between the wind-driven current and the western boundary currents (Brazil and Malvinas/Falkland) over the shelf produce a southward and offshore flow during summer and a northward and onshore flow during winter [22]. This seasonal reversal in the direction of flow over the shelf and the change from warm, nutrient-poor coastal water in summer to subantarctic, nutrient-rich water in winter have profound effects on biological productivity and ecosystem dynamics [23–25]. Furthermore, the high phytoplankton biomass during winter and spring has been related to nutrient supply from freshwater discharge of the La Plata River and Patos Lagoon Estuary [23,25]. The presence of both subantarctic waters and freshwater input, mainly in winter and spring, makes the continental shelf one of the most productive and important fishing area off Brazil [23,26,27]. In this context, the diversity and abundance of top predators, such as sharks, sea birds and marine mammals [28–32] (ECOMEGA unpubl. data), as well as the intensity of fishing effort, vary seasonally [26,31].

Bycatch in fisheries is one of the most significant threats to marine mammals [33,34]. In southern Brazil, mortality due to incidental entanglement in coastal gillnets is by far the greatest threat to the franciscana and to a small population of bottlenose dolphins [20,35,36]. For example, the

annual mortality of franciscanas in gillnet fisheries in southern Brazil ranges from several

hundreds to a few thousand individuals (e.g. [6,35–38]). Since the early 1980s coastal gillnet effort has increased in this region [27]. The mean net length of most of this fleet has increased fourfold since the mid 1990s [35,37,39]. Therefore, an increase in mortality of this coastal species would be expected. Although there is no estimate of trawl-related mortality of South American sea lions in southern Brazil, nearly 50 animals are killed annually in this fishery in the neighboring area of Uruguay where fishing effort is lower than in southern Brazil (e. g. [40]). According the regional agency for fishing policy [41] about 80 trawlers are operating along the RS coast, conducting around 500 annual fishing trips.

Inferring the causes of a marine mammal's stranding is difficult as the number of beached carcasses depends on many underlying processes (e.g. at-sea mortality, buoyancy, drift, and detection probability) [6,42,43]. The absence of stranding does not imply that at-sea mortality has not occurred. During periods of strandings-unfavorable conditions the carcasses can be transported offshore or to areas where the detection probability is low (e.g. [44,45]). Yet another constraint is to attribute the cause of mortality. In the case of fishing-related mortality of marine mammal, only a few carcasses may present clear evidence of such interaction. Despite of those limitations, in southern Brazil, some studies were able to link strandings of coastal species to mortality in fishing gear (e.g. franciscana and bottlenose dolphin-[6,20,39]).

It is important to emphasize that stranding data collected during a long time period offer an unprecedented opportunity in detecting trends in fishing related mortality as well as changes in marine mammal communities attributed to variation in the physical-chemical and biological properties of the environment. For example, it is expected a higher frequency of tropical and temperate or polar species during warmer and colder periods, respectively. Therefore, the main objective of the present study was to describe temporal (seasonal and annual) patterns of marine mammal stranding based on the longest continuous time series of stranding data for the southwestern Atlantic Ocean. It is expected that the results can be used to design conservation strategies for the marine mammals, especially for those species that are most vulnerable to bycatch.

Materials and Methods Study area

The coast of RS state is oriented northeasterly to southwesterly and comprises a 618km stretch of sandy beach. It is interrupted to the north by the Tramandaí Lagoon inlet and to the south by the Patos Lagoon Estuary inlet. The continental shelf is relatively flat and wide (100km in the north to 180km in the south) with a smooth slope (2m km^{-1}) to the shelf break, which begins near the 150–200m isobath [46]. This region has a seasonally variable wind regime, with northeasterly winds dominating in summer and generating a southward flow of coastal waters, and southwesterly winds in winter, with coastal waters flowing northward [24]. The coastal area is influenced by Subantarctic Shelf Water transported northward by the Malvinas/Falkland

Current (MFC) and Tropical Water and South Atlantic Central Water transported southward by the Brazil Current (BC) [24]. The western boundary of the Subtropical Convergence (confluence

between the MFC and BC) is located mainly along the shelf break, and shows remarkable

seasonal migration. The northern limit of the Subtropical Convergence fluctuates between 33°S in winter and 38°S in summer [47]. Besides the oceanic water influence, the discharge of large amounts of fresh water in the coastal zone from the La Plata River and the Patos Lagoon Estuary has a strong impact on shelf dynamics [24]. During austral winter (July–September) the river plume extends further than Santa Marta Cape (28°S) while in summer (January–March) it retracts to approximately 32°S. The seasonal wind field seems to be the main factor driving such a pattern [48]. In summer, northeasterly winds (upwelling-favorable) force the plume to its southernmost position and it occupies a large portion of the shelf due to offshore Ekman transport, while in winter the southwesterly winds (downwelling-favorable) displace the plume to the north, restricting it to a narrow strip along the coast [24]. This northward flow off southern Brazil has been referred as the Brazilian Coastal Currents [49].

In the present study beach surveys were carried out along a 355 km stretch of coastline in central and southern RS, from Peixe Lagoon (31°26'S–51°09'W) to Chuí (33°45'S–53°22'W) at the border between Brazil and Uruguay. The study area was divided into five subareas: Area I (87 km long) located between the Peixe Lagoon and the Barra do Estreito (31°51'S–51°42'W); Area II (48 km long) located between the Barra do Estreito and the Patos Lagoon Estuary mouth (32°08'S–52°04'W); Area III (63 km long) located between the Patos Lagoon Estuary mouth (32°09'S–52°05'W) and the Sarita Lighthouse (32° 39' S–52° 25' W); Area IV (70 km long) located between the Sarita Lighthouse and the Albardão Lighthouse (33°12'S–52° 42'W); and Area V (87 km long) located between the Albardão Lighthouse and Chuí (Fig 1).

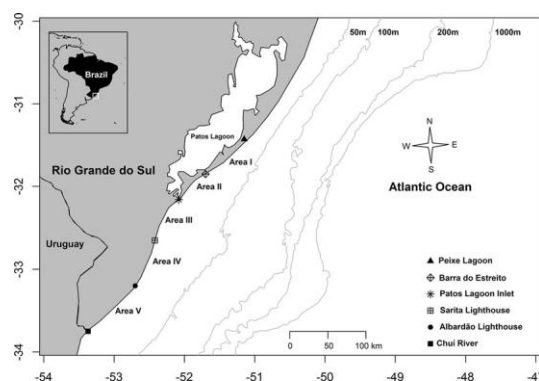


Fig 1. Study area. Area 1 = 87 km; Area 2 = 48 km; Area 3 = 63 km; Area 4 = 70; Area 5 = 87 km.

doi:10.1371/journal.pone.0146339.g001

Data collection

In years before 1979 some opportunistic sampling was derived from 8 beach surveys (totaling 531km) and occasional notifications of strandings by locals. After that, records were obtained from systematic beach surveys from 1979 to 2013. During that period, occasional notifications were used only for the purpose of improving accuracy on the month of stranding.

A gap of systematic sampling occurred between 1988 and 1991, except for two surveys conducted during the summer of 1988. After the early 1990s, when weather conditions allowed, beach surveys were carried out fortnightly from Lagoa do Peixe to Chuí (see [Results](#)). The surveys were conducted by three research groups: 1) Laboratório de Ecologia e Conservação da Megafauna Marinha, Universidade Federal do Rio Grande—ECOMEGA/FURG (from 1976 to 1988 and 1992 to 2013); 2) Museu Oceanográfico Prof. Eliezer de C. Rios—MO/FURG (during the 1990s); 3) Núcleo de Educação e Monitoramento Ambiental—NEMA (from 1993 to 2013).

A four-wheel-drive vehicle was used with two to four observers scanning from the wash zone up to the base of the sand dunes (ranging from 30 to 60 m in width) at speeds of 60–70 km/h. The data collection protocol for stranded marine mammals was standardized including: date, geographical location, standard body length and decomposition state [50], as follows: 1 = alive; 2 = freshly dead; 3 = moderate decomposition; 4 = advanced decomposition; 5 = mummified or skeletal remains. In cases of records for which the decomposition state was not reported, the month of stranding was assumed to be the month of the survey. For those animals at decomposition state 5, we arbitrarily considered that the stranding had occurred 30 days earlier. Carcasses with pieces of nets attached to the body, lacerated and/or amputated fin or flipper (it is a common practice of fishermen to cut some appendage to remove dolphins from their nets), net marks and the presence of firearm bullets (as in the case of a few sea lions) were considered to have been killed due to fishery interactions. Survey data provided by MO/FURG and NEMA were only included in the database when the time between consecutive surveys carried out by ECOMEGA exceeded one month. Based on field observations and researchers' experience, small carcasses (up to 2m long) can be missed if surveys are carried out in time intervals longer than one month. Since most carcasses were not removed from the beach, they were sprayed with color paint or labeled by all institutions to minimize chances of double counting. Sampling from stranded carcasses was made with permission issued by the Ministry of Environment, Brazil Government (License Sisbio # 16586–2), in compliance federal legislation.

Data selection

Only dead animals were considered for the purpose of the analyses on temporal patterns of stranding. The stranded species were classified in three categories according to their frequency of occurrence: 1) frequent species (stranding frequency (SF) 0.02), 2) occasional species (SF between 0.02 and 0.0005), 3) rare species (SF 0.0005).

Each stranding was considered as a separate event, except for mass strandings, here defined as events where two or more individuals of the same species (excluding mother-calf pairs) were found within 10 km from one another and presented the same decomposition state within the range of 2 to 4 (i.e. it is generally not possible to determine with confidence the date of strandings of animals in decomposition state 5). These criteria were not applicable to pinnipeds and to *franciscana*, due to its very high fishing-related mortality.

As the high mortality of neonates of South American fur seal from reproductive colonies in Uruguay can mask stranding patterns of older animals when all strandings are combined, individuals with a total length of < 110cm were analyzed separately. Hereafter, individual fur seals <110cm and >110cm will be referred to as neonates and juveniles/adults, respectively.

Data analyses

The number of stranded marine mammals per 100km of beach surveyed (hereafter referred to as stranding rate) was used to describe seasonal and inter-annual frequency distribution of strandings. Seasons were classified as: spring (October–December), summer (January–March), autumn (April–June) and winter (July–September).

Temporal stranding patterns of the frequent species were evaluated through Generalized Additive Model (GAM) [51]. This method is a natural choice when the relationship between the response and predictor variables is complex and not easily modeled by specific linear or non-linear functions. We used a log link function and a Negative Binomial error distribution to account for over-dispersion [42]. Year and month were used as the predictor variable and number of stranding as the response variable. To investigate the time series for seasonal variability of strandings, an interaction term of the two explanatory variables was included. As the beach survey effort (km of beach survey) was not evenly distributed across years it was included in GAM as an offset. This term adjusted otherwise independent counts (number of stranded marine mammals) per kilometer of beach surveyed in which it was made (see [52]). The performance of three alternative models was assessed:

Model 1 : number of stranding $\sim f(\text{year}) + f(\text{month}) + \text{yearmonth} + \text{offset}$

Model 2 : number of stranding $\sim f(\text{year}) + f(\text{month}) + \text{offset}$

Model 3 : number of stranding $\sim f(\text{month}) + \text{offset}$

where f are smooth functions.

The best model was selected with the Akaike Information Criterion (AIC). Results from statistical models were validated using diagnostic plots. The GAM analysis was restricted to the period 1992–2013, as it represented the largest continuous data series from systematic surveys without interruption.

The inclusion of stranding records from areas in which survey effort was not evenly distributed across years can lead to incorrect interpretation of temporal patterns. Therefore, we used only the data from areas II and III (evenly distributed across years, see [Results](#)) for temporal analyses.

GAMs were run with the package mgcv 1.4–1.

Table 1. Total kilometer of beach surveyed and the number of times that beach survey was concluded in each area from 1976 to 2013. I = 84 km; II = 51 km; III = 63 km; IV = 70 km; V = 87 km.

Year	I		II		III		IV		V	
	Total km	N° of time concluded	Total km	N° of time concluded	Total km	N° of time concluded	Total km	N° of time concluded	Total km	N° of time concluded
1976–1979	87	1	237	4	335.2	2	70	1	87	1
1980–1988	186	1	3,689.5	67	6,336.8	87	1,309	14	1,162	2
1992–2001	3,850.7	38	5,859.3	118	10,792.5	165	5,562.5	69	5,688.3	57
2002–2013	14,411.9	131	10,792.0	224	15,983.6	251	15,431.9	199	16,306.6	176
Total	18,535.3	171	20,577.8	413	33,448.1	505	22,373.4	283	23,243.9	236

doi:10.1371/journal.pone.0146339.t001

Results

From 1976 to 2013 the total cumulative distance covered as part of the beach surveys was ca. 118,178 km. Survey effort was more intensive in Areas II and III between 1979 and 1988. After 2002, effort increased and became more evenly distributed across areas (Table 1, S1 Fig).

A total of 12,540 marine mammal stranding events (779 live and 11,761 dead strandings), involving animals from 10 families and 40 species (species could not be determined for 1,232 events), were reported in the study area. Franciscana ($n = 4,574$), South American fur seal ($n = 3,419$), South American sea lion ($n = 2,049$), bottlenose dolphin ($n = 293$) and subantarctic fur seal, *Arctocephalus tropicalis*, ($n = 219$) were the most frequently reported species. The other 35 species accounted for 3% of the remaining marine mammal stranding events (Table 2). The majority of strandings involved a single individual. Only seven events were mass strandings.

Table 2. The number of individual (inds) marine mammal strandings observed from 12,540 reported events (evts) in southern Brazil from 1976 to 2013. The total stranding events for each species is given as number and as percentage. Mean annual stranding rates are shown in the last column.

Species	Classification	Year										Dead (inds)	Dead (evts)	%	Annual Stranding rate
		1976–1979		1980s		1990s		2000s		2010–2013					
		Dead	Alive	Dead	Alive	Dead	Alive	Dead	Alive	Dead	Alive				mean (sd)
<i>Pontoporia blainvilliei</i>	Frequent	171	1	602		518		2442		841		4574	4574	38.90	3.5826 (3.6711)
<i>Arctocephalus australis</i>	Frequent	6	3	179	12	514	38	1429	265	1291	69	3419	3419	29.08	2.1831 (1.9449)
<i>Otaria flavescens</i>	Frequent	27		310	4	509	2	808	16	395	3	2049	2049	17.43	1.7960 (0.7853)
<i>Tursiops truncatus</i>	Frequent	20		57		44		113		59		293	293	2.49	0.2687 (0.2246)
<i>Arctocephalus tropicalis</i>	Frequent			19	3	45	10	138	25	17	5	219	219	1.86	0.1885 (0.3326)
<i>Eubalaena australis</i>	Occasional	1		6		18		10		7		42	42	0.36	0.0215 (0.0442)
<i>Pseudorca crassidens</i>	Occasional			5		27		12		9		53	38	0.32	0.0249 (0.0374)
<i>Globicephala melas</i>	Occasional			3		11		10		3		27	27	0.23	0.0173 (0.0345)
<i>Steno bredanensis</i>	Occasional			1		7		5		11		24	21	0.18	0.0098 (0.0196)

(Continued)

Table 2. (Continued)

Species	Classification	Year										Dead (inds)	Dead (evts)	%	Annual Stranding rate
		1976–1979		1990s		1990s		2000s		2010–2013					
		Dead	Alive	Dead	Alive	Dead	Alive	Dead	Alive	Dead	Alive				mean (sd)
<i>Physeter macrocephalus</i>	Occasional	2		4		5		8		4		23	20	0.17	0.0236 (0.0608)
<i>Balenoptera acutorostrata</i>	Occasional			1		7		9		1		18	18	0.16	0.0128 (0.0250)
<i>Delphinus delphis</i>	Occasional					4		7		3		14	14	0.12	0.0065 (0.0122)
<i>Orcinus orca</i>	Occasional	1		1		7		4		1		14	14	0.12	0.0187 (0.0360)
<i>Lagenodelphis hosei</i>	Occasional					9		2		3	1	14	13	0.11	0.0073 (0.0196)
<i>Stenella frontalis</i>	Occasional					2		6		1		9	9	0.08	0.0048 (0.0127)
<i>Megaptera novaeangliae</i>	Occasional			1		1		2		4		8	8	0.07	0.0034 (0.0079)
<i>Kogia breviceps</i>	Occasional			3		1		2		1		7	7	0.06	0.0018 (0.0064)
<i>Mironga leonina</i>	Rare			1	3	2	1	1	1	2	3	6	6	0.06	0.0062 (0.0196)
<i>Phocoena spinipinnis</i>	Rare			1		1		1		3		6	6	0.06	0.0065 (0.0172)
<i>Balenoptera boreensis</i>	Rare					2		3				5	5	0.04	0.0026 (0.0093)
<i>Stenella coeruleoalba</i>	Rare	1						4				5	5	0.04	0.0026 (0.0090)
<i>Arctocephalus gazelle</i>	Rare			2		1		1	2			4	4	0.03	0.0061 (0.0281)
<i>Unidentified minke</i>	Rare							4				4	4	0.03	0.0021 (0.0074)
<i>Ziphius cavirostris</i>	Rare							3		1		4	4	0.03	0.0019 (0.0071)
<i>Lobodon carcinophaga</i>	Rare					1		2	3		2	3	3	0.03	0.0017 (0.0066)
<i>Balenoptera borealis</i>	Rare							1		2		3	3	0.03	0.0013 (0.0045)
<i>Kogia sima</i>	Rare			1			1	2				3	3	0.03	0.0040 (0.0152)
<i>Benardius amunii</i>	Rare							1		2		3	3	0.03	0.0019 (0.0072)
<i>Balenoptera edeni</i>	Rare							1		1		2	2	0.02	0.0008 (0.0036)
<i>Mesoplodon grayi</i>	Rare					1		1				2	2	0.02	0.0014 (0.0062)
<i>Mesoplodon densirostris</i>	Rare	1				1						2	2	0.02	0.0000 (0.0000)
<i>Grampus griseus</i>	Rare					1		1				2	2	0.02	0.0004 (0.0027)
<i>Balenoptera physalus</i>	Rare							1				1	1	0.01	0.0005 (0.0030)
<i>Phocoena diopatra</i>	Rare					1						1	1	0.01	0.0008 (0.0047)
<i>Mesoplodon hectori</i>	Rare					1						1	1	0.01	0.0000 (0.0000)
<i>Mesoplodon layardii</i>	Rare					1						1	1	0.01	0.0006 (0.0036)

(Continued)

Table 2. (Continued)

Species Classification	Year										Dead (Inds)	Dead (evts)	% Dead	Annual Stranding rate	
	1976–1979		1980s		1990s		2000s		2010–2013						
	Dead Dead	Alive Alive													
Alive mean (sd)											Dead	Alive	Dead	Dead Alive	
<i>Stenella attenuata</i>	Rare				1						1	1	0.01	0.0008 (0.0050)	
<i>Lagenorhynchus australis</i>	Rare				1						1	1	0.01	0.0008 (0.0052)	
<i>Cephalorhynchus commersonii</i>	Rare				1						1	1	0.01	0.0008 (0.0050)	
<i>Hydrurga leptonyx</i>	Rare						1				0	0	0.00	-	
<i>Balaenoptera musculus</i>	Rare						1				0	0	0.00	-	
Unknown	7		41	2	274	35	317	66	279	211	918	911	7.75	0.6879 (0.6723)	
Total	237		4	1238	24	2021	88	5354	369	2943	294	11786	11761	100	8.9171 (4.4812)

doi:10.1371/journal.pone.0146339.t002

(S1 Table). The decomposition state of stranded animals was determined for 57% (n = 7,186) of the records and of those, 31% (n = 2,276) and 22% (n = 1,628) were putrefied (Codes 4 and 5, respectively).

Temporal patterns

Marine mammal stranding rate suggests a perceived increase over 38 year period in the study area (Fig 2A). The overall stranding rate was higher during winter and spring months than during late summer and autumn months (Fig 2B). November and April were the months with the highest (19.8) and lowest (2.6) stranding rate, respectively. After species with known high fishing related mortality (franciscana, bottlenose dolphin and South American sea lion), migratory species (southern right whale, *Eubalaena australis*, humpback whale, *Megaptera novaeangliae*, fin whale, *Balaenoptera physalus*, sei whale, *Balaenoptera borealis*, dwarf minke whale, *Balaenoptera acutorostrata* and Antarctic minke whale, *Balaenoptera bonaerensis*), neonates of South American fur seal and records of unidentified species were removed from the analysis, August (1.3), September (1.2) and October (0.9) had the highest stranding rates while March and April had the lowest rate (0.8) (Fig 2B). Spring had the highest species richness (n = 29 species) followed by autumn (n = 28) and summer and winter (n = 22 each).

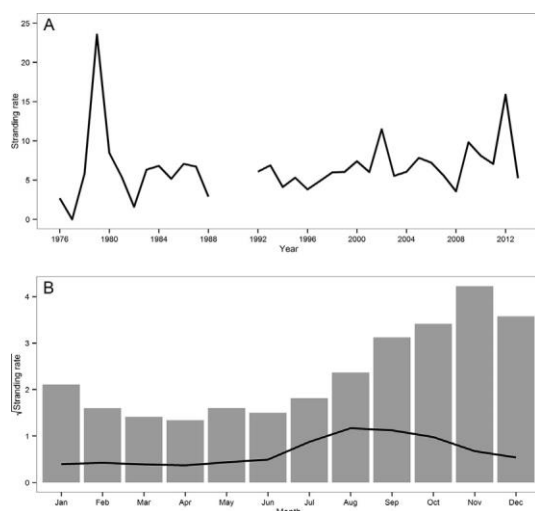


Fig 2. Marine mammal stranding rate by year (A) and month (B) from 1976 to 2013 (records of unidentified species are included). Gray line in (B) represents stranding rate by month after removing records of species with high mortality, migratory whales, neonates of South American fur seal and unidentified marine mammals. Y-axes in (B) are on a square-root scale for ease-of-read purpose. Only stranding records from areas 2 and 3 were included.

doi:10.1371/journal.pone.0146339.g002

Table 3. GAM results for each species modeled. Over-dispersion parameter (ψ).

Species	Model 1			Model 2			Model 3		
	Deviance	ψ	AIC	Deviance	ψ	AIC	Deviance	ψ	AIC
<i>P. blainvillei</i>	46.3%	0.50	2079.1	43.6%	0.46	2100.0	39.6%	0.41	2122.8
<i>T. truncatus</i>	16.4%	2.55	720.93	15.8%	2.48	720.00	11%	1.57	732.36
<i>O. flavescens</i>	9.52%	1.63	1861.26	8.6%	1.59	1866.56	7.57%	1.53	1866.74
<i>A. australis</i> (neonates)	62%	1.118	1351.8	62%	1.119	1350.09	57%	0.85	1392.08
<i>A. australis</i> (juveniles/adults)	30%	0.86	581.66	30.4%	0.88	577.86	22.7%	0.57	593.11
<i>A. tropicalis</i>	51.8%	0.38	404.98	51.5%	0.39	402.54	41.2%	0.21	426.37

doi:10.1371/journal.pone.0146339.t003

Even though Model 1 had the best fit (lowest AIC) for franciscana and South American sea lion, the interaction term was not significant ($p = 0.9$ and $p = 0.1$, respectively) (Table 3). For the remaining species, Model 2 had the best fit (Table 3).

Franciscana. Franciscana had the highest annual mean stranding rate (Table 2). GAM analyses indicated a significantly positive trend in the number of franciscana stranded from 1992 to 2003 and this remained steady until around 2010 when the number began to decline (Figs 3A and 4). Strandings occurred all year round but displayed a conspicuous seasonal pattern with a peak during late spring and early summer (Figs 3B and 5). Temporal predictors accounted for 46.3% of the total variance of franciscana strandings (Table 3). Despite the small proportion of stranding events in which the cause of death was attributable to bycatch (3.1%, $n = 133$), a similar seasonal pattern was observed when all carcasses of franciscana on the beach were considered (Fig 5).

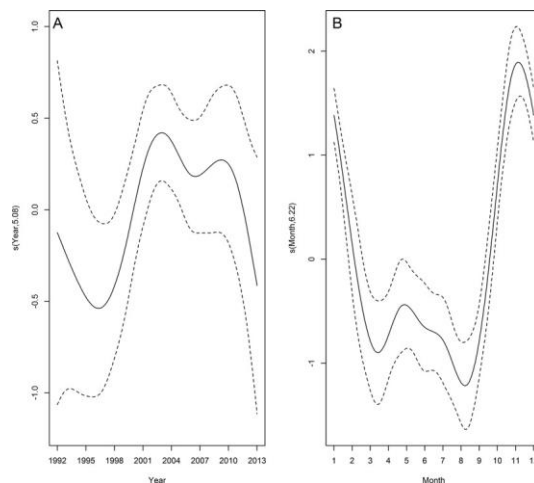


Fig 3. Temporal trends in franciscana strandings. Estimated smooth function (solid line) with 95% confidence interval (dashed lines) for the fitted GAM by year (A) and month (B) from 1992 to 2013. Yaxis = fitted function with estimated degrees of freedom in parentheses.

doi:10.1371/journal.pone.0146339.g003

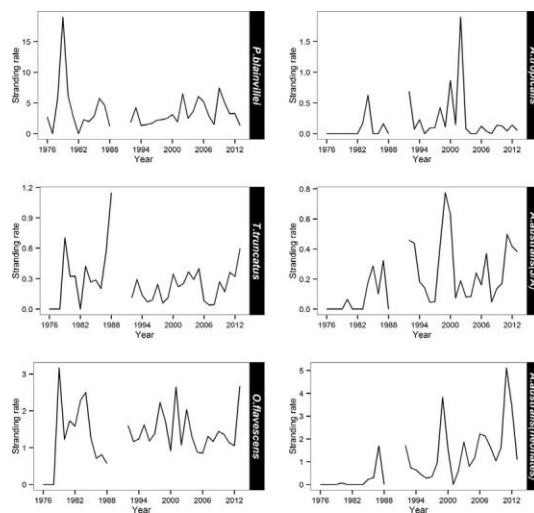


Fig 4. Stranding rate of frequent species by year from 1976 to 2013. Only stranding records from areas 2 and 3 were included.

doi:10.1371/journal.pone.0146339.g004

Bottlenose dolphin. The stranding rate of bottlenose dolphin during the first 13 years showed three peaks: 1979, 1983 and 1988 (Fig 4). The fitted model adjusted for the period between 1992 and 2013 indicated an increase in strandings between 1996 and 2003, then a decrease till 2008 (Fig 6A). The number of stranding records was highest during spring and summer and lowest during autumn and winter (Figs 5 and 6B). The temporal predictors accounted for 15.8% of the total variance of bottlenose dolphin strandings (Table 3). Despite the small proportion of stranding events in which the cause of death was attributable to bycatch (8.7%; $n = 22$), a similar seasonal pattern was observed when all carcasses of bottlenose dolphin on the beach were considered (Fig 5).

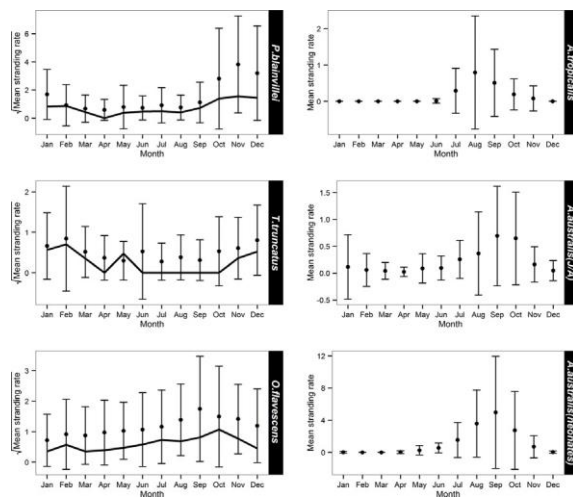


Fig 5. Mean stranding rate of frequent species by month from 1976 to 2013. Black line represents the stranding rate of carcasses in which the cause of death was attributable to bycatch. Y-axes in the left graphics are on a square-root scale for ease-of-read purpose. Only stranding records from areas 2 and 3 were included.

doi:10.1371/journal.pone.0146339.g005

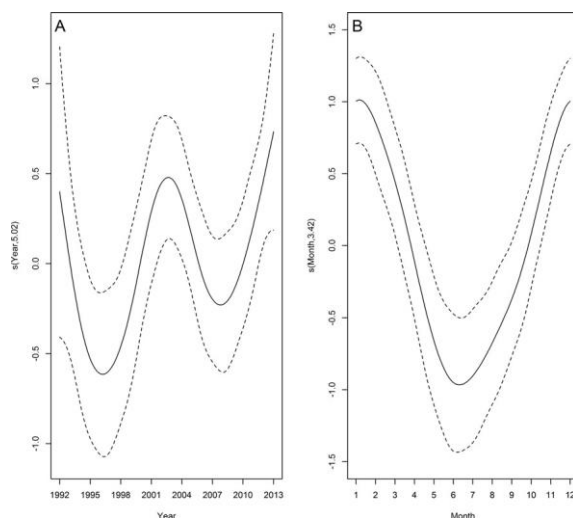


Fig 6. Temporal trends in common bottlenose dolphin strandings. Estimated smooth function (solid line) with 95% confidence interval (dashed lines) for the fitted GAM by year (A) and month (B) from 1992 to 2013.

Y-axis = fitted function with estimated degrees of freedom in parentheses.

doi:10.1371/journal.pone.0146339.g006

South American sea lion. The inter-annual stranding rates for South American sea lion from 1979 to 1988, showed greater variation compared to the period from 1992 to 2013 (Fig 4). Despite the improvement of the model fit (Model 1) year was non-significant ($p = 0.17$) (Fig 7A). The fitted GAM adjusted for the period between 1992 and 2013 showed the highest number of strandings in winter and spring (Figs 5 and 7B). The temporal predictors accounted for 9.52% of

the total variance of South American sea lion strandings. As observed for the two previous species, a similar seasonal pattern was observed between records with signs of fishery interaction (3.4%; $n = 67$) and when all carcasses were considered (Fig 5).

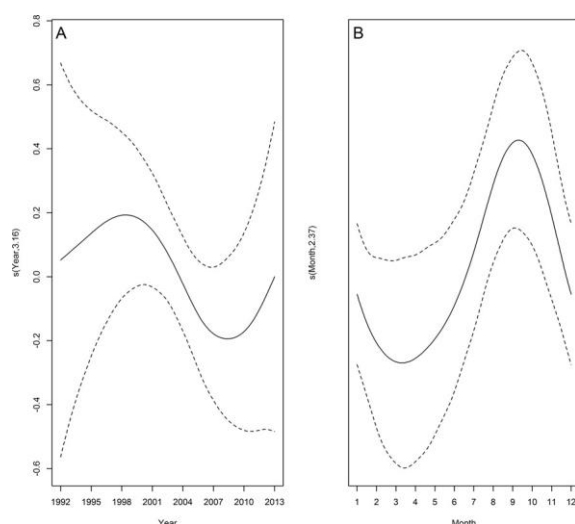


Fig 7. Temporal trends in South American sea lion strandings. Estimated smooth function (solid line) with 95% confidence interval (dashed lines) for the fitted GAM by year (A) and month (B) from 1992 to 2013. Y-axis = fitted function with estimated degrees of freedom in parentheses.

doi:10.1371/journal.pone.0146339.g007

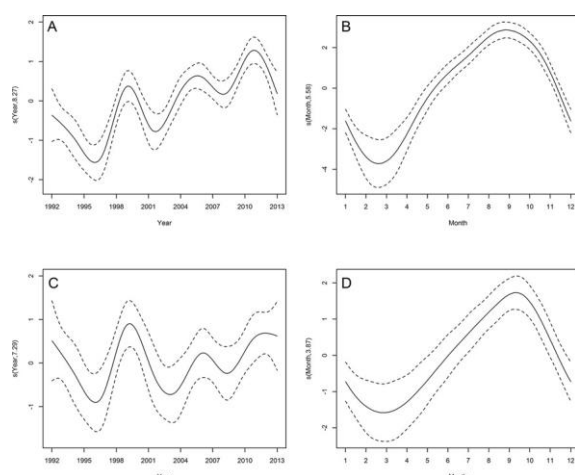


Fig 8. Temporal trends in South American fur seal strandings. Estimated smooth function (solid line) with 95% confidence interval (dashed lines) for the fitted GAM by year and month from 1992 to 2013. Neonates (A and B) and juveniles/adults (C and D). Y-axis = fitted function with estimated degrees of freedom in parentheses.

doi:10.1371/journal.pone.0146339.g008

South American fur seal. Among pinniped species, South American fur seal displayed the highest mean stranding rate (Table 2). GAM analyses adjusted for the period between 1992 and 2013 showed a temporal increase in the number of South American fur seal strandings for both categories (adults/juveniles and neonates) (Fig 8A and 8C). The three peaks observed in the inter-annual trend were identical for both categories (Fig 8A and 8C). Considering seasonality, the peak of strandings occurred in September for both categories (Figs 5 and 8B and 8D). The temporal predictors accounted for 30.4% (juveniles/adults) and 62% (neonates) of the total variance of South American fur seal strandings (Table 3).

Subantarctic fur seal. From 1976 to 1982 no stranding of subantarctic fur seal was recorded (Fig 4). According to the fitted GAM adjusted for the period between 1992 and 2013, the stranding showed a slight decline except for a peak in 2001 (Fig 9A). The GAM model indicated a strong seasonal stranding pattern with higher values occurring during winter, especially August (Figs 5 and 9B). No records were observed in summer and early autumn (Fig 5). The temporal predictors accounted for 51.5% of the total variance of subantarctic fur seal strandings (Table 3).

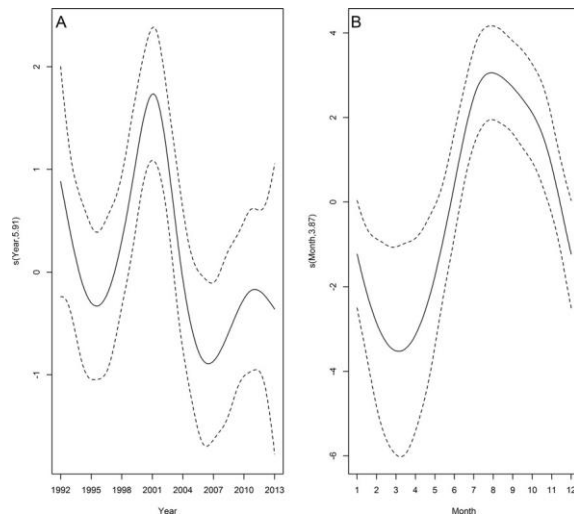


Fig 9. Temporal trends in subantarctic fur seal strandings. Estimated smooth function (solid line) with 95% confidence interval (dashed lines) for the fitted GAM by year (A) and month (B) from 1992 to 2013. Yaxis = fitted function with estimated degrees of freedom in parentheses.

doi:10.1371/journal.pone.0146339.g009

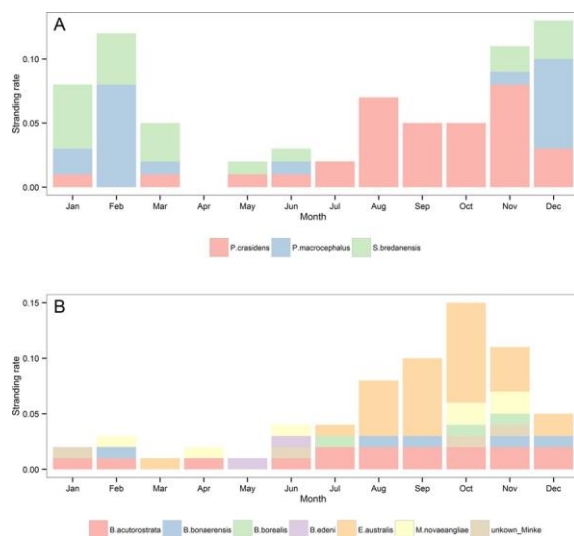


Fig 10. Stranding rates of false killer whale, sperm whale and rough-toothed (A) and baleen whales (B) by month from 1976 to 2013. Stranding records from all areas (1–5) were included.

doi:10.1371/journal.pone.0146339.g010

Other species. The occasional odontocete species (Table 2) did not show any clear annual and or seasonal trend. However, false killer whale, *Pseudorca crassidens*, had a higher

stranding rate during winter and spring, sperm whale, *Physeter macrocephalus*, from late spring to midsummer and rough-toothed dolphin, *Steno bredanensis*, in summer ([Fig 10](#)).

Among baleen whales (Mysticeti), Southern right whale stranded most often, followed by dwarf minke, humpback, Antarctic minke, sei, Bryde's, *Balaenoptera edeni*, and blue, *Balaenoptera musculus*, and fin whales ([Table 2](#)). Most stranding events of baleen whales were recorded after 1990 ([Table 2](#)) and were more frequent in September, October and November ([Fig 10B](#)).

The remaining rare species were either typically subtropical/tropical, temperate/polar or wide-ranging, deep-water cetaceans ([Table 2](#)). Temperate/polar species were recorded since the early 1980s, while for tropical/subtropical species only after 1993 ([Fig 11A](#)). For both Temperate/polar and subtropical/tropical species no clear inter-annual trend were observed ([Fig 11A](#)). As expected, the seasonal stranding rates for both subtropical/tropical and temperate/ polar species showed an opposite pattern, with the former stranding mostly during spring and summer and the latter during autumn and winter ([Fig 11B](#)).

Discussion

Long-term systematic beach surveys shed light on many aspects of marine mammal stranding patterns in southern Brazil. Although caution is needed when interpreting stranding data [[6,42,43](#)], the results of this study are likely to reflect the broad pattern of marine mammal occurrence in this sector of the subtropical western South Atlantic. The diverse array of stranded species suggests a high richness of marine mammals in this region. Nevertheless, despite the richness ($n = 40$), only five species were involved in 97% of the total strandings. This high proportion is presumably related to the coastal habitat of those species and, for some of them, the high incidence is due to fishing-related mortality [[6](#)]. The southern Brazilian continental shelf is flat, with width varying from 100 to 180km. Therefore, typically offshore species inhabiting the outer shelf and beyond are less likely to wash ashore. The occurrence of deep-water species in the stranding records was very low, probably because they are more likely to decompose and sink before they reach the shore (e.g. [[43](#)]).

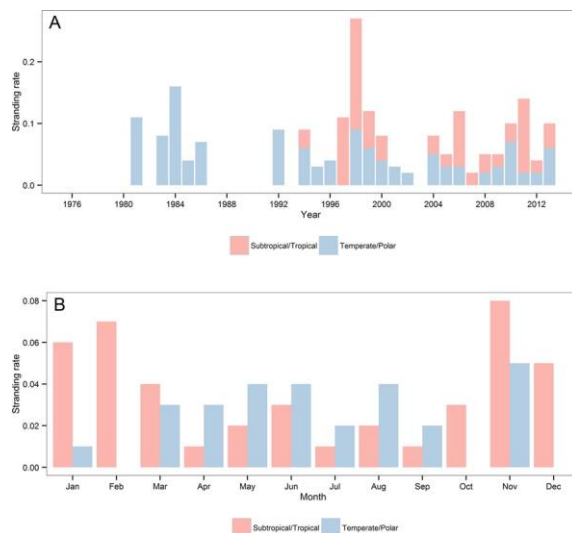


Fig 11. Stranding rates of tropical/subtropical and temperate/polar species by year (A) and month (B) from 1976 to 2013. Tropical/subtropical species: pantropical spotted dolphin, *Stenella attenuata*, Atlantic spotted dolphin, *Stenella frontalis*, rough-toothed dolphin, Fraser's dolphin, *Lagenodelphis hosei* and Bryde's whale. Temperate/polar species: Burmeister's porpoise, *Phocoena spinipinnis*, spectacled porpoise, *Phocoena dioptrica*, Peale's dolphin, *Lagenorhynchus australis*, Commerson's dolphin, *Cephalorhynchus commersonii*, southern elephant seal, *Mironga leonina*, crabeater seal, *Lobodon carcinophaga*, Antarctic fur seal, *Arctocephalus gazella*, Gray's Beaked whale *Mesoplodon grayi*, strap-toothed whale, *Mesoplodon layardii*, and Arnoux's beaked whale, *Berardius arnuxii*. Stranding records from all areas (1–5) were included.

doi:10.1371/journal.pone.0146339.g011

Marine mammal distribution is to a great extent related to prey distribution [1]. In general, areas of high productivity appear to attract top predators (e.g. [54,55]). Therefore, seasonal changes in prey availability can cause changes in marine mammal occurrence. After removing species with known high fishing-related mortality, migratory species and neonates of South American fur seal from the analyses, late winter and early spring were the seasons with the highest stranding rates. This pattern could be associated with an increase in biological productivity during these seasons. Phytoplankton biomass over the Brazilian continental shelf is higher in winter and spring and has been shown to be related to nutrient supply from Subantarctic Water carried by the MFC and from freshwater discharge of the La Plata River [23,25]. The high primary productivity during winter and spring supports a high biomass of demersal and pelagic fish (e.g. *Cynoscion guatucupa*, *Trichiurus lepturus*, *Engraulis anchoita*) and squid (e.g. *Loligo sanpaulensis*, *Illex argentinus*) that migrate from the south in association with the Subtropical Convergence [56,57]. These species are important prey for many marine mammals (e.g. [58–60]), thus an increase in abundance and diversity of predator species is to be expected during these seasons. Shipboard surveys for marine mammals were carried out in autumn and spring (2009–2014) on the southern Brazilian outer continental shelf and slope and higher abundance and species richness were observed in spring (ECOMEGA unpubl. data), which is consistent with the stranding pattern observed in this study.

Frequent species

Some of the five species that frequently stranded in this region (franciscana, bottlenose dolphin, South American and subantarctic fur seals and South American sea lion)

are either primarily coastal or highly vulnerable to fishery-related mortality. Franciscana and

bottlenose dolphins are frequently killed in commercial and artisanal gillnetting, respectively [6,20,35]. The peak of franciscana strandings during late spring and early summer coincides with high gillnet fishing effort targeting the white croaker (*Micropogonias furnieri*) near shore [35,37,39], where franciscanas are most abundant [61,62]. The inflated stranding rate observed in 1979 is probably because beach surveys were only conducted in months of high bycatch (e.g. [6,19,39]). Following the collapse of some fish stocks by the late 1980s and early 1990s fishermen increased substantially gillnet lengths to compensate for lower catches per unit of effort (e.g. [27,37,39]). As a consequence franciscana bycatch and strandings have also increased until 2003 (see Fig 3). Although artisanal gillnetting occurs year-round inside the Patos Lagoon Estuary and along the adjacent marine coast, the overlap between gillnets and dolphins is higher in spring and summer [63], suggesting that the highly seasonal stranding pattern of bottlenose dolphin is related to bycatch in fisheries [20]. This might explain the very high stranding rate observed in 1988 that, similarly to what happened to franciscana in 1979, is likely due to low beach survey effort conducted in months of higher bycatch [20]. The inter-annual variability in strandings may be also related to the pattern of fishing effort [20]. Current levels of fishing-related mortality of these species may not be sustainable [20,36,38,64]. In 2012, the Brazilian Government published a norm to regulate gillnet fisheries, reduce fishing effort and establish some no-fishing zones aimed at protecting certain vulnerable species, including coastal cetaceans. Therefore a decrease in stranding rate of both franciscanas and bottlenose dolphins after the end of 2013, when this norm was implemented, is expected. It is important to emphasize, however, that the decrease in franciscana stranding after 2010, may be associated with population decline and carefully interpretation of stranding trends is needed.

Three otariid seals are often recorded along the Brazilian coast: South American sea lion, South American and subantarctic fur seals. The first two are the most widely distributed otariids in the Southern Hemisphere, with breeding colonies extending from Peru to Uruguay [18,65], while subantarctic fur seal breeds on islands north of the Antarctic Convergence [66]. Specimens of South American fur seal and the majority of vagrant individuals of subantarctic fur seal found on the Brazilian coast are from Uruguay and Gough Island populations, respectively [66, 67]. Based on what is known about the biology of South American sea lion, it is presumed that individuals in Brazilian waters come from the Uruguayan breeding colonies [68]. The higher frequency of occurrence of the two fur seals species on the southern Brazilian coast during winter and early spring is probably related to post-reproductive dispersal, with the benefit of the northward flow of the MFC and displacement of the Subtropical shelf front in winter [22,24,69]. All sightings of subantarctic fur seal in the Indian Ocean occurred in winter and the northward flow of the South Indian Ocean current is considered one of the main factors to explain the presence of this species in tropical and subtropical regions of that ocean [70–72]. Since many sub-adult and adult individuals of South American sea lion concentrate throughout the year in non-breeding rookeries in southern Brazil [73,74], the seasonality of its occurrence is less pronounced than that of the fur seal species.

Although South American sea lion also breed on the Uruguayan coast, only neonates of South American fur seal are found stranded in large numbers on the southern Brazilian coast. The high stranding rates of neonates occur in August and September and coincide with the immediately post-weaning period.

An estimated annual population growth rate of 2% since 1991, when harvesting of South American fur seal stopped on the Uruguayan coast [75], may explain the increased number of strandings in recent years. Despite the general increase in strandings, however, fluctuations were observed. High stranding rates of neonates in 1999 and 2003 were preceded by years with high numbers of births (65,000 and 72,000) and low stranding rates in 1992 and 1993 followed years with lower reported numbers of births (48,000 and 50,000) [76]. However, the low and moderate stranding rates in 1996 and 2005, respectively, were also preceded by years with high numbers of births (68,000 and 93,000) [76]. Determining which factors influence post-weaning survival is often difficult, but they are probably related to the environmental conditions that influence food supply. For example, the highest stranding rates were observed in 1999 and 2011 when moderate and strong La Niña events occurred. During La Niña, productivity on the southern Brazilian continental shelf decreases [23] and lower food availability is expected.

Although the exploitation of South American sea lion in Uruguay ceased in 1978, the population seems to be decreasing [77]. Fishing-related mortality has been identified as the major cause of this decline [77,78]. As observed for franciscana and bottlenose dolphin, the similar pattern between records with signs of fishing-related mortality and all records (with and without evidence of fishery interactions) suggest that fishery is the major source of South American sea lion mortality in southern Brazil. The higher stranding rates observed in late winter and early spring may be related to the increase in trawl and gillnet fishing effort during this period which coincides with post-reproductive dispersal of this species. The overlap of foraging habitat of sea lions with fishing grounds increases the risk of both bycatch and intentional killing. Fishermen often shoot sea lions that remove fish from their nets in this area [73]. Similar to franciscana, the very high stranding rate observed in 1979 is probably because beach surveys were only conducted in months of high bycatch (e.g. [21]).

Anomalies in ocean currents and other phenomena (e.g. ENSO) have been suggested as possible explanations for the occurrence of subantarctic fur seal on the Brazilian coast [79,80]. Short- to medium-term fluctuations in climate due to ENSO events can produce anomalous environmental conditions that drastically change marine productivity and, consequently, affect the foraging patterns of top predators [81,82]. In the Southern Ocean some studies have shown that the warm phase of ENSO negatively affects the recruitment and biomass of krill and fish, in some cases forcing top predators to move far from their breeding area in search of food (e.g. [83,84]). However, the low stranding rates of subantarctic fur seal observed during the strongest El Niño episodes of 1982/1983, 1997/1998 and 2009/2010 and the high stranding rates that coincided with a strong La Niña event in 2000 and a moderate El Niño event in 2002 suggest that the main factors influencing inter-annual variability of subantarctic fur seal

occurrence in Brazilian coastal waters are still unknown. The increased occurrence of these fur

seals on and around South American, African and Indian Ocean islands, for example, has been attributed to population expansion (e.g. [70–72,85]). However, the slight decrease in stranding along the years may be associated with climate change (see [discussion](#) regarding subtropical/tropical and temperate/polar species).

Other species

Strandings of occasional species consisted, to a great extent, of cetaceans that typically inhabit offshore waters. Therefore, the relatively low stranding rates do not necessarily mean that the abundance of those species is low. The very wide continental of southern Brazil reduces the chances of offshore species washing ashore. Information based on opportunistic and systematic at-sea surveys for marine mammals as well as on records of incidental catches in fishing gear have shown that sperm whale, short-beaked common dolphin, *Delphinus delphis*, long-finned pilot whale, *Globicephala melas*, false killer whale and killer whale, *Orcinus orca* are common over the southern Brazilian outer continental shelf and slope [31,86–90] (ECOMEGA unpubl. data). The low stranding rates of some species, however, does reflect their low abundance in the subtropical western South Atlantic (e.g. Fraser's and Atlantic spotted dolphins).

For false killer whale the higher stranding rate in winter/spring might be related to the higher productivity, which could attract the animals to this region. Analysis of killer and false killer whales depredation on the Uruguayan pelagic longline fishery operating in the Southwestern Atlantic Ocean near the study area revealed the most interaction occur during winter and spring [91]. Stomach content and stable isotopes studies suggest that at least some false killer whale in southern Brazil use coastal waters, mainly in spring, to feed upon abundant sciaenid fish [17,92]. During this period the fishing effort over the southern Brazilian continental shelf increases [27] and therefore an increase in marine mammal bycatch is expected. Yearround occurrence of sperm whale over the continental slope off southern Brazil suggests that this region is an important feeding ground for sperm whales [31,90] (ECOMEGA unpubl. data). Nevertheless, the reasons for the higher stranding rate during summer remain to be elucidated. The higher stranding rate of rough-toothed dolphin during summer might be related to the major influence of tropical water on the southern Brazilian continental shelf [93].

The reasons for the increased stranding rates of baleen whales, especially after the 1990s, are unclear but might reflect the recovery of some population after the International Whaling Commission's moratorium on commercial whaling came into effect. For example, both Southern right and humpback whales are showing high estimated annual growth rates in the western South Atlantic (e.g. [94,95]). The higher stranding rate of southern Right whale compared with other baleen whales is likely due to its coastal migration route to and from its wintering grounds in southern Brazil. During winter and early spring southern right whales use shallow waters and

protected bays along southern Brazil for breeding and nursing the calves [96,97]. Stranding records of southern Right whale in this area, between 1977 and 1995, were most frequent in October followed by August and September [98]. Despite its coastal distribution, the stranding

rate of humpback whale was low in southern Brazil because its migration route between breeding (northeastern Brazil) and foraging areas (South Georgia/South Sandwich Island) is far offshore in southern Brazil [99,100].

Although migratory pattern of blue, fin, sei and minke whales in Southern Atlantic Ocean is not well documented a review of the occurrence and distribution of the genus *Balaenoptera* along the Brazilian coast revealed that most whales are observed during the austral winter and spring, indicating a seasonal pattern of occurrence of this genus for Southwestern Atlantic Ocean [101]. Stranding records outside the breeding season may reflect differences in the timing of migration within and between species or the residency of some individuals in tropical and subtropical areas throughout the year. Records of juvenile dwarf minke whale throughout much of the year indicate that some individuals do not migrate to Antarctic or sub-Antarctic waters [101] and may exploit coastal areas off eastern South America with locally high productivity (e.g. [102]). *Balaenopterids* are known to feed outside their regular high-latitude feeding grounds when plenty of prey is available in other areas [103]. Bryde's whale does not migrate to polar/subpolar feeding grounds [104] and is relatively common in the coastal upwelling ecosystem off south-eastern Brazil [101,105], with occasional occurrence in the study area [18] (ECOMEGA, unpubl. data).

The remaining rare species were either typically subtropical/tropical, temperate/polar species or wide-ranging deep-water cetaceans. Therefore, for some widely distributed species such as *Kogia* spp., Risso's dolphin, *Grampus griseus*, and Cuvier's Beaked whale, *Ziphius cavirostris*, the low stranding rate may be explained by either their offshore distribution or their low regional abundance [18,106,107]. Despite the temperate/polar marine mammals have not shown a clear temporal pattern, the lack of records of subtropical/tropical species until approximately the mid 1990s followed by their relatively frequent occurrence after this period might be at least partly associated with climate change. From 1993 to 2002 the spatial distribution of SST anomalies reveals that warming occurred across the South Atlantic basin between 24°S and 40°S [108]. According to the same authors, from October 1992 to December 2007 a southward shift of 0.6 to 0.9° decade⁻¹ was found in the latitude of the BC/MFC confluence.

Despite the difficulties of interpreting stranding data given that stranded carcasses can be found on the beach as a result of many processes (e.g. at-sea mortality, buoyancy, drift, and detection probability) [6,42–45], long time series derived from consistent beach survey effort can contribute to monitoring of marine mammals. Stranding data can document species occurrence and reveal changes in mortality rates or shifts in distribution due to oceanic conditions. Although in the present study we did not quantify the relationship between fishing effort and stranding data, the seasonal coincidence between high stranding rates of some species (e.g. bottlenose dolphin, South American sea lion and franciscana) and high fishing effort suggests a plausible link. Establishing a definite causal link between climate change and species/community ecology is difficult. Despite the time series used here is still short in duration (in relation to

non-stationary long-term duration change signals) to allow for confident predictions about the possible ecosystem consequences of long term climate change, our interest here was to provide evidence that short-term sub-decadal signals in climate variability may be affecting the

patterns of marine mammal occurrence in the Southwestern Atlantic Ocean. It is important to emphasize that biological response to short and medium term signals in climate variability may be the best opportunity to explore how biological communities respond to changes [80]. Continued beach surveys are essential to evaluate trends in fishing-related mortality and to further explore the relationships between species distribution patterns and oceanic processes at different timescales in the western South Atlantic.

Supporting Information

S1 Fig. Number of times that beach surveys were carried out (including partial surveys) in each area from 1976 to 2013. I = 84km; II = 51km; III = 63km; IV = 70km; V = 87km. (TIFF)

S1 Table. Marine mammal mass strandings (n = 7) during 1976–2013 in southern Brazil. (DOCX)

Acknowledgments

We are grateful to Dr. Maria Cristina Pinedo and Lic. Hugo P. Castello who initially implemented the Stranding Network in southern Brazil and to all researchers, students and volunteers from Laboratório de Ecologia e Conservação da Megafauna Marinha/EcoMega-FURG, Museu Oceanográfico Prof. Eliézer C. Rios-FURG and Núcleo de Educação e Monitoramento Ambiental/NEMA who participated in data collection over these 38 years. Financial support was provided by Yaqu Pacha (Germany), Fundação O Boticário de Proteção a Natureza (Brazil), Conselho Nacional para Desenvolvimento Científico e Tecnológico/CNPq (Brazilian Government), Petrobras (Brazil) and Cetacean Society International (USA). Logistical support was provided by Universidade Federal de Rio Grande (FURG) and NEMA.). We also thank

Luciano Dalla Rosa and Randall Reeves for kindly reviewing the manuscript. We are also grateful to Matthieu Authier and three anonymous referees provided useful suggestions to improved the manuscript. This study was part of the Prado's PhD thesis under the supervision of Secchi. Prado received a scholarship from CNPq (Process 140638/2012-1). CNPq also provided a Research Fellowship to E.R.Secchi (PQ 307843/2014-0). This is a contribution of the Research Group 'Ecologia e Conservação da Megafauna Marinha-EcoMega/CNPq'.

Author Contributions

Conceived and designed the experiments: JP PM KS ES. Performed the experiments: JP PM KS ES. Analyzed the data: JP ES. Contributed reagents/materials/analysis tools: JP ES KS. Wrote the paper: JP PM ES.

References

1. Forcada J. Distribution. In: Perrin WF, Wursig B and Thewissen TGM, editors. Encyclopedia of marine mammals. San Diego: Academic Press; 2009. p. 316–321.
2. MacLeod CD, Pierce GJ, Santos MB. Geographic and temporal variations in strandings of beaked whales (Ziphiidae) on the coasts of the UK and the Republic of Ireland from 1800–2002. *J Cetacean Res Manag.* 2004; 6(1): 79–86.

3. Pyenson ND. Carcasses on the coast: measuring the ecological fidelity of the cetacean stranding record in eastern North Pacific Ocean. *Paleobiology*. 2010; 36: 453–480.
4. Maldini D, Mazzuca L, Atkinson S. Odontocete stranding patterns in the main Hawaiian Islands (1937–2002): how do they compare with live animal surveys? *Pac Sci*. 2005; 59(1): 55–67.
5. Leeney RH, Amies R, Broderick AC, Witt MJ, Loveridge J, Doyle J, et al. Spatio-temporal analysis of cetacean strandings and bycatch in a UK fisheries hotspot. *Biodivers Conserv*. 2008; 17: 2323–2338.
6. Prado J, Secchi ER, Kinas PG. Mark-recapture of the endangered franciscana dolphin (*Pontoporia blainvillei*) killed in gillnet fisheries to estimate past bycatch from time series of stranded carcasses in southern Brazil. *Ecol Indic*. 2013; 32: 35–41.
7. Harwood J. What killed the Mediterranean monk seals? *Nature*. 1998; 393: 17–18. PMID: [9590683](#)
8. Fire SE, Wang Z, Byrd M, Whitehead HR, Paternoster J, Morton SL. Co-occurrence of multiple classes of harmful algal toxins in bottlenose dolphins (*Tursiops truncatus*) stranding during an unusual mortality event in Texas, USA. *Harmful Algae*. 2011; 10(3): 330–336.
9. Castello HP, Piñero ME. Variamentos de cachalote, *Physeter catodon*, en las costas del Atlántico Del Brasil y La Argentina (Cetacea, *Physeteridae*). *Physis Secc. A. Buenos Aires*. 1974; 86: 371–374.
10. Gianuca NM, Castello HP. First record of the southern bottlenose whale, *Hyperodon planifrons* from Brazil. *Sci Rep Whales Res Inst*. 1976; 28: 119–126.
11. Castello HP, Pinedo CP. Os visitantes ocasionais de nosso litoral. *Natureza em Revista*. 1977; 3: 40–46.
12. Castello HP, Pinedo MC. *Mesoplodon densirostris* (Cetacea, *Ziphiidae*), primeiro registro para o Atlântico Sul Ocidental. *Bolm Inst Oceanogr*. 1980; 29(2): 91–94.
13. Pinedo MC. A note on a stranding of the humpback whale on the southern coast of Brasil. *Sci Rep Whale Res Inst*. 1985; 36: 165–168.
14. Pinedo MC. First record of a dwarf sperm whale from southwest Atlantic, with reference to osteology, food habits and reproduction. *Sci Rep Whale Res Inst*. 1987; 38: 171–186.
15. Pinedo MC. Primeiro registro de *Phocoena spinipinnis* (Cetacea, *Phocoenidae*) para o litoral do Rio Grande do Sul, Brasil, com medidas osteológicas e análise do conteúdo estomacal. *Atlântica*. 1989; 11(1): 85–99.
16. Rosa FCW, Pinedo MC. Nota sobre a ocorrência do cachalote pigmeu, *Kogia breviceps*, no litoral do Rio Grande do Sul, Brasil. *Atlântica*. 1989; 11(1) 109–113.
17. Pinedo MC, Rosa FCW. Novas ocorrências de *Pseudorca crassidens* (Cetacea, *Delphinidae*) para o Atlântico Sul Ocidental com observação sobre medidas cranianas e alimentação. *Atlântica*. 1989; 11 (1): 77–83.
18. Bastida R, Rodríguez D, Secchi ER, Silva V. *Mamíferos acuáticos -Sudamerica Antártida*. 1st ed. Buenos Aires: Vazquez Mazzini; 2007.
19. Pinedo MC, Polacheck P. Trends in franciscana (*Pontoporia blainvillei*) stranding rates in Rio Grande do Sul, southern Brazil (1979–1998). *J Cetacean Res Manag*. 1999; 1(2): 179–189.
20. Fruet PF, Kinas PG, Silva KG, Di Tullio JC, Monteiro DS, Rosa LD, et al. Temporal trends in mortality and effects of by-catch on common bottlenose dolphins, *Tursiops truncatus*, in southern Brazil. *J Mar Biol Assoc UK*. 2012; 92: 1865–1876.
21. Kinas PG, Silva KG, Estima SC, Monteiro DS. Generalized linear models applied to stranding data of South American Sea Lions (*Otaria flavescens*) and South American Fur Seals (*Arctocephalus australis*) in Southern Brazil. *Lat Am J Aquat Mamm*. 2005; 4(1): 7–14.
22. Lima ID, Garcia CA, Möller OO. Ocean surface processes on the southern Brazilian shelf: characterization and seasonal variability. *Cont Shelf Res*. 1996; 16(10): 1307–1317.
23. Ciotti AM, Odebrecht C, Fillmann G, Möller OO. Freshwater outflow and Subtropical Convergence influence on phytoplankton biomass on the southern Brazilian continental shelf. *Cont Shelf Res*. 1995; 15(14): 1737–1756.
24. Möller OO, Piola RA, Freitas AC, Campos EJD. The effects of river discharge and seasonal winds on the shelf off southeastern South America. *Cont Shelf Res*. 2008; 28: 1607–1624.
25. Muelbert JH, Acha M, Mianzan H, Guerrero R, Reta R, Braga ES, et al. Biological, physical and chemical properties at the Subtropical Shelf Front Zone in the SW Atlantic Continental Shelf. *Cont Shelf Res*. 2008; 28: 1662–1673.
26. Castello JP, Duarte AK, Möller OO, Niencheski F, Odebrecht C, Weiss G, et al. 1990. On the importance of coastal and subantarctic waters for the shelf ecosystem off Rio Grande do Sul. São Paulo: Proceedings of ACIESP. 1990; 1(1): 112–129.
27. Haimovici M, Castello JP, and Vooren CM. Pescarias. In Seeliger U, Odebrecht C, Castello JP, editors. *Os ecossistemas costeiro e marinho do extremo sul do Brasil*. Rio Grande: Ecoscientia; 1998. p. 205–218.
28. Petry MV, _____
Fonseca VSS. Effects of human activities in the marine environmental on seabirds along the coast of Rio Grande do Sul, Brazil. *Ornitol. Neotrop*. 2002; 13: 137–142.
29. Bugoni L, Mancini PL, Monteiro DS, Nascimento L, Neves TS. Seabird bycatch in the Brazilian pelagic longline fishery and a review of capture rates in the Southwestern Atlantic Ocean. *Endanger. Species Res*. 2008; 5: 137–147.

30. Zerbini NA, Secchi ER, Bassoi M, Dalla Rosa L, Higa A, Souza L, et al. Distribuição e abundância relativa de cetáceos na zona econômica exclusiva da região Sudeste-Sul do Brasil. São Paulo: Instituto-USP (Série documentos Revizee: Score Sul. 2004.
31. Pinedo MC, Polacheck T, Barreto AS, Lammardo MP. A note on vessel of opportunity sighting surveys for cetaceans in the shelf edge region off the southern coast of Brazil. *J Cetacean Res Manag.* 2002; 4(3): 323–329.
32. Vooren CM. Elasmobrânquios Demersais. In Seeliger U, Odebrecht C, Castello JP, editors. Os ecossistemas costeiro e marinho do extremo sul do Brasil. Rio Grande: Ecoscientia; 1998. p.157–162.
33. Hall MA, Alverson DL, Metuzals KL. By-Catch: Problems and Solutions. *Mar Pollut Bull.* 2000; 41(1): 204–219.
34. Reeves RR, McClellan K, Werner TB. Marine mammal bycatch in gillnet and other entangling net fisheries 1990 to 2011. *End. Spe. Res.* 2013; 20(1): 71–97.
35. Secchi E R, Kinas PG, Muelbert M. Incidental catches of franciscana in coastal gillnet fisheries in the franciscana management area III: period 1999–2000. *Lat Am J Aquat Mamm.* 2004; 3(1): 61–68.
36. Secchi ER, Fletcher D. Modelling population growth and viability analysis for four franciscana stocks: effects of stock-specific differences in life traits, fishing bycatch, parameter uncertainty and stochasticity. Cambridge. International Whaling Commission, Scientific Committee Paper SC/56/SM20. 2004.
37. Secchi ER, Zerbini AN, Bassoi M, Dalla Rosa L, Möller LM, Campos CCR. Mortality of franciscanas, *Pontoporia blainvillei*, in coastal gillnetting in southern Brazil: 1994–1995. *Rep Int Whal Commn.* 1997; 47: 653–658.
38. Kinas PG. The impact of incidental kills by gillnets on the franciscana dolphin (*Pontoporia blainvillei*) in southern Brazil. *B Mar Sci.* 2002; 70: 409–421.
39. Ferreira EC, Muelbert MMC, Secchi ER. Distribuição espacial-temporal das capturas incidentais de toninhas (*Pontoporia blainvillei*) em redes de emalhe e dos encalhes ao longo da costa sul do Rio Grande do Sul, Brasil. *Atlântica.* 2010; 32: 183–197.
40. Szephegyi MN, Franco-Trecu V, Doño F, Reyes F, Forselledo R, Crespo EA. 2010. Primer relevamento sistemático de captura incidental de mamíferos marinos en la flota de arrastre de fondo costero de Uruguay: XIV Reunión de Trabajo de Expertos en Mamíferos Acuáticos de América Del Sur y 8° Congreso de la Sociedad Latino Americana de Especialistas en Mamíferos Acuáticos (SOLAMAC), Florianópolis, Abstract. 2010.
41. CEPERG. Desembarque de pesca no Rio Grande do Sul de 1997 a 2011: Available: <http://www.icmbio.gov.br/ceperg/images/stories/publicacoes/titulo2.pdf>.
42. Authier M, Peltier H, Dorémus, Dabin W, Canneyt OV, Ridoux V. How much are stranding records affected by variation in reporting rate? Case study of small delphinids in Bay of Biscay. *Biodivers Conserv.* 2014; 23: 2591–2612.
43. Peltier H, Dabin W, Daniel P, Canneyt OV, Dorémus G, Huon M, et al. The significance of stranding data as indicators of cetacean population at sea: Modelling the drift of cetacean carcasses. *Ecol. Indic.* 2012; 18: 278–290.
44. Epperly Sp, Braun J, Chester AJ, Cross FA, Merriner JV, Teste P, et al. Beach stranding as an indicator of at-sea mortality of sea turtles. *Bull. Mar. Sci.* 1996; 59: 289–297.
45. Hart KM, Mooreside P, Crowder LB. Interpreting the spatio-temporal patterns of sea turtle stranding: Going with flow. *Bio Conserv.* 2006; 129: 283–290.
46. Calliari L.J. 1998. Ambientes Costeiros e Marinhos e sua Biota. In Seeliger U, Odebrecht C, Castello JP, editors. Os ecossistemas costeiro e marinho do extremo sul do Brasil. Rio Grande: Ecoscientia; 1998. p. 189–197.
47. Gordon AL. Brazil-Malvinas Confluence – 1984. *Deep-Sea Res.* 1989; 3(36): 359–384.
48. Piola AR, Matano RP, Palma E, Möller OO, Campos EJD. The influence of the Plata river discharge on the western South Atlantic Shelf. *Geophys Res Lett.* 2005; 32(1): 1–4.
49. Souza RB, Robinson IS. Lagrangian and satellite observations of the Brazilian Coastal Current. *Cont Shelf Res.* 2004; 24: 241–262.
50. Geraci JR, Lounsbury VJ. Specimen and Data Collection. In Geraci JR, Lounsbury VJ, editors. *Marine mammals ashore: A field guide for strandings* 2nd ed. Maryland: National Aquarium in Baltimore; 2005.
51. Wood SN. Generalized Additive Models. An Introduction with R. Boca Raton, FL: Chapman and Hall/ CRC; 2006.
52. Zuur AF, Saveliev AA, Ieno EN. A Beginner's Guide to Generalised Additive Mixed Models with R. 1st Ed. United Kingdom: Highland Statistic; 2014.
53. R Development Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing Vienna, Austria. 2008. ISBN 3-900051-07-0, Available: <http://www.Rproject.org/>.
54. Evans K, Thresher R, Warneke RM, Bradshaw CJA, Pook M, Thiele D, et al. Periodic variability in cetacean strandings: links to large-scale climate events. *Biol Lett.* 2005; 1: 147–150. PMID: [17148151](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/17148151/)
55. Grémillet D, Lewis S, Drapeau L, Lingen CDVD, Huggett JA, Coetzee JC, et al. Spatial match-mismatch in the Benguela upwelling zone: should we expect chlorophyll and sea-surface temperature to predict marine predator distribution? *J. Appl. Ecol.* 2008; 45: 610–621.
56. Haimovici M, Martins AS, Figueiredo JL, and Vieira PC. Demersal bony fish of the outer shelf and upper slope off southern Brazil subtropical convergence ecosystem. *Mar Ecol-Prog Ser.* 1994; 108:59–77.

57. Castello JP, Haimovici M, Odebrecht C and Vooren CM. A Plataforma e o Talude Continental. In Seeliger U, Odebrecht C, Castello JP, editors. Os ecossistemas costeiro e marinho do extremo sul do Brasil. Rio Grande: Ecoscientia; 1998. p. 189–197.
58. Pinedo MC, Lammardo MP, Barreto AS. Review of *Ziphius cavirostris*, *Mesoplodon grayi* and *Lagenodelphis hosei* (Cetacea: Ziphiidae and Delphinidae) in Brazilian waters, with new records from southern Brazil. *Atlântica*. 2001; 23: 67–76.
59. Santos RA, Haimovici M. Cephalopods in the diet of marine mammals stranded or incidentally caught along southeastern and southern Brazil (21–34°S). *Fish Res*. 2001; 52: 99–112.
60. Santos RA, Haimovici M. Cephalopods in the trophic relations off southern Brazil. *B Mar Sci*. 2002; 71(2): 753–770.
61. Secchi ER, Ott PH, Crespo OEA, Kinas PG, Pedraza SN, Bordino P. A first estimate of franciscana (*Pontoporia blainvillei*) abundance off southern Brazil. *J Cetacean Res Manag*. 2001; 3: 95–100.
62. Danilewicz D, Secchi ER, Ott PH, Moreno IB, Bassoi M, Martins MB. Habitat use patterns of franciscana dolphins (*Pontoporia blainvillei*) off southern Brazil in relation to water depth. *J Mar Biol Assoc UK*. 2009; 89(5): 943–949.
63. Di Tullio JC, Fruet PF, Secchi ER. Identifying critical areas to reduce bycatch of coastal common bottlenose dolphins *Tursiops truncatus* in artisanal fisheries of the subtropical western South Atlantic. *End. Spe. Res*. doi: [10.3354/esr00698](https://doi.org/10.3354/esr00698)
64. Reeves RR, Dalebout ML, Jefferson TA, Karczmarski L, Laidre K, O’Corry-Crowe G, et al. *Pontoporia blainvillei* in: IUCN 2015. IUCN Red List of Threatened Species. 2008. Version 2012.1. Available: www.iucnredlist.org. Accessed 12 March 2015.
65. Túnez JI, Cappozzo HL, Cassini MH. Natural and anthropogenic factors associated with the distribution of South American sea lion along the Atlantic coast. *Hydrobiologia*. 2008; 598: 191–202.
66. Ferreira JM, De Oliveira LR, Wynen L, Bester MN, Guinet C, Moraes-Barros N, et al. Multiple origins of vagrant Subantarctic fur seals: a long journey to the Brazilian coast detected by molecular markers. *Polar Biol*. 2008; 31(3): 303–308.
67. Oliveira LR. Variação geográfica do lobo-marinho sulamericano, *Arctocephalus australis* (Zimmermann, 1783) com base em dados morfológicos e moleculares. PhD. Thesis, Universidade de São Paulo. 2004.
68. Artico LDO, Bianchini A, Grubel KS, Monteiro DDS, Estima SC, De Oliveira, et al. Mitochondrial control region haplotypes of the South American sea lion *Otaria flavescens* (Shaw, 1800). *Braz J Med Biol Res*. 2010; 43(9): 816–820. PMID: [20838754](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/20838754/)
69. Piola AR, Campos EJD, Möller JOO, Charo M, Martinez CM. Subtropical shelf front off eastern South America. *J. Geophys. Res*. 2000; 105(C3): 6566–6578.
70. Garrigue C, Ross GJB. A record of a subantarctic fur seal, *Arctocephalus tropicalis*, from Madagascar, Indian Ocean. *Mar Mammal Sci*. 1996; 125: 624–627.
71. David JHM, Salmon L. Records of the subantarctic fur seal from Rodrigues and Mauritius, Indian Ocean. *Afr J Mar Sci*. 2003; 25: 403–405.
72. Hofmeyr GJG, Amir OA. Vagrant Subantarctic fur seal on the coast of Tanzania. *Afr. Zool*. 2010; 45 (1): 144–146.
73. Rosas FCW, Pinedo MC, Marmontel M, Haimovici M. Seasonal movements of South American sea lion (*Otaria flavescens*, Shaw) off the Rio Grande do Sul coast, Brazil. *Mammalia*. 1994; 58(1): 51–59.
74. Pavanato H, Silva KG, Estima SC, Monteiro DS, Kinas PG. Occupancy dynamics of South American Sea-Lions in Brazilian Haul-outs. *Braz J Biol*. 2013; 73(4): 855–862. PMID: [24789403](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/24789403/)
75. Páez E. Situación de la administración del recurso lobos y leones marinos en Uruguay. In Menafrá R, Rodríguez-Gallego L, Scarabino F, Conde D, editors. Bases para la conservación y el manejo de la costa uruguaya. Uruguay: Vida Silvestre; 2006. p. 577–583.
76. Páez E. Dinámica de la población de hembras de lobo fino sudamericano (*Arctocephalus australis*) en Uruguay. In Gutiérrez N, Defeo O, editors. Evaluación de recursos pesqueros de Uruguay mediante modelos dinámicos. Proyecto Gestión Pesquera en Uruguay. Montevideo: MGAP-DINARA– FAO; 2013. p. 65–78.
77. Crespo EA, Oliva D, Dans SL, Sepúlveda M. 2012. Current status of the South American sea lion along the distribution range. Valparaíso: Universidad de Valparaíso Press; 2012.
78. Machado R, Oliveira LR, Montealegre-Quijano S. Incidental catch of South American sea lion in a pair trawl off southern Brazil. *Neot Biol Conserv*. 2015; 10(1): 43–47.
79. Pinedo MC. Ocorrência de Pinípedes na costa brasileira. *Garcia de Orla, Série Zoologia*. 1990; 15 (2): 37–48.
80. Oliveira LR. Caracterização dos padrões de ocorrências de pinípedes (Carnívora, Pinnipedia) ocorrentes no litoral norte do estado do Rio Grande do Sul, Brasil, entre abril de 1993 e dezembro de 1998. M.Sc. Thesis, Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul. 1999.
81. Fliedler PC. Environmental change in the eastern tropical Pacific Ocean: a review of ENSO and decadal variability. *Mar Ecol Prog Ser*. 2002; 244: 265–283.
82. Trathan PN, Forcada J, Murphy EJ. Environmental forcing and Southern Ocean marine predator populations: effects of climate change and variability. *Phil trans R Soc*. 2007; 362: 2351–2365.

83. Forcada J, Trathan PN, Reid K, Murphy EJ, Croxall JP. Contrasting population changes in sympatric penguin species with climate warming. *Glob Change Biol*. 2006; 12: 411–423.
84. Lea MA, Guinet C, Cherel Y, Duhamel G, Dubroca L, Pruvost P, et al. Impacts of climatic anomalies on provisioning strategies of a Southern Ocean predator. *Mar Ecol-Prog Ser*. 2006; 310: 77–94.
85. Moura JF, Siciliano S. Straggler Subantarctic Fur Seals (*Arctocephalus tropicalis*) on the coast of Rio de Janeiro state, Brazil. *Lat Am J Aquat Mamm*. 2007; 6(1): 103–107.
86. Zerbini AN, Kotas JE. A note on cetacean bycatch in pelagic driftnetting off Southern Brazil. *Rep Int Whal Commn*. 1998; 48: 519–524.
87. Dalla Rosa L, Secchi ER. Killer whale (*Orcinus orca*) interactions with the tuna and swordfish longline fishery off southern and south-eastern Brazil: a comparison with shark interactions. *J Mar Biol Assoc UK*. 2007; 87: 135–140.
88. Passadore C, Domingo A, Secchi ER. Analysis of marine mammal bycatch in the Uruguayan pelagic longline fishery operating in the Southwestern Atlantic Ocean. *ICES J Mar Sci*. 2015; 72: 1637–1652.
89. Secchi ER Jr, Vaske T. Killer whale (*Orcinus orca*) sightings and depredation on tuna and swordfish longline catches in southern Brazil. *Aquat Mamm*. 1998; 24: 117–122.
90. Zerbini AN, Secchi ER, Bassoi M, Dalla-Rosa L, Higa A, Sousa LD, et al. Distribuição e abundância relativa de cetáceos na Zona Econômica Exclusiva da região sudeste-sul do Brasil. *Série de Documentos Revizee-Score Sul*. São Paulo: Instituto Oceanográfico-USP; 2004.
91. Passadore C, Domingo A, Secchi ER. Depretion by killer whale (*Orcinus orca*) and false killer whale (*Pseudorca crassidens*) on the catch of the Uruguayan pelagic longline fishery in Southwestern Atlantic Ocean. *ICES J Mar Sci*. 2015. doi: [10.1093/icesjms/fsu251](https://doi.org/10.1093/icesjms/fsu251)
92. Botta S, Hohn AA, Nacko AS, Secchi ER. Isotopic variation in delphinids from the subtropical western South Atlantic. *J Mar Biol Assoc UK*. 2012; 92(8): 168–1698.
93. Lodi L, Hetzel B. O golfinho-de-dentes-rugosos (*Steno bredanensis*) no Brasil. *Bioikos*. 1998; 12(1): 29–45.
94. Groch KR, Palazzo JT, Flores PA, Adler FR, Fabian ME. Recent rapid increases in right whale (*Eubalaena australis*) population off southern Brazil. *Lat Am J Aquat Mamm*. 2005; 4(1): 41–47.
95. Ward E, Zerbini AN, Kinas PG, Engel MH, Andriolo A. Estimates of population growth rates of humpback whales (*Megaptera novaeangliae*) in the wintering grounds off the coast of Brazil (Breeding Stock A). *J Cetacean Res Manag*. 2011; 3: 145–149.
96. Castello HP, Pinedo MC. Southern right whales (*Eubalaena australis*) along the southern Brazilian coast. *J Mammal*. 1979; 60(2): 429–430.
97. Seyboth E, Groch KR, Secchi ER, Dalla Rosa L. Habitat use by southern right whales, *Eubalaena australis* (Desmoulins, 1822), in their main northernmost calving area in the western South Atlantic. *Mar Mammal Sci*. 2015. doi: [10.1111/mms.12241](https://doi.org/10.1111/mms.12241)
98. Greig AB, Secchi ER, Zerbini AN, Dalla Rosa L. Stranding events of southern right whales, *Eubalaena australis*, in southern Brazil. *J Cetacean Res Manag*. 2001; 2: 157–160.
99. Zerbini AN, Andriolo A, Heide-Jørgensen MP, Pizzorno JL, Maia YG, VanBlaricom GR, et al. Satellitemonitored movements of humpback whales (*Megaptera novaeangliae*) in the Southwest Atlantic Ocean. *Mar Ecol-Prog Ser*. 2006; 313: 295–304.
100. Zerbini AN, Andriolo A, Heide-Jørgensen MP, Moreira SC, Pizzorno JL, Maia YG, et al. Migration and summer destinations of humpback whales (*Megaptera novaeangliae*) in the western South Atlantic Ocean. *J Cetacean Res Manag*. (Special issue). 2011; 3: 113–118.
101. Zerbini AN, Secchi ER, Siciliano S, Simões-Lopes PC. A review of the occurrence and distribution of whales of the genus *Balaenoptera* along the Brazilian coast. *Rep Int Whal Commn*. 1997; 47: 407–417.
102. Hassel LB, Venturotti A, Magalhães FA, Cuenca S, Siciliano S, Marques FFC. Summer sightings of dwarf minke whale (*Balaenoptera acutorostrata*) off the eastern coast of Rio de Janeiro state, Brazil. *Lat Am J Aquat Mamm*. 2003; 2(1): 47–50.
103. Kawamura A. A review of food in balaenopterid whales. *Scientific Reports of the Whales Research Institute*. 1980; 32: 155–197.
104. Bannister JL. Baleen Whales (Mysticetes). In Perrin WF, Wursig B, Thewissen JGM, editors. *Encyclopedia of marine mammals*. San Diego: Academic Press; 2009. p. 80–89.
105. Moura JF, Siciliano S. Stranding pattern of Bryde's whales along the south-eastern coast of Brazil. *Mar. Biodivers. Rec*. 2012; 5: 1–7.
106. Wojtek B, Norman SA. Ziphius cavirostris strandings-a short review. *Smithsonian*. 2010; 1000(229): 13–07.
107. Toledo GAC, Gurgel Filho NM, Brito JLC, Langguth A. Stranding of a Risso's dolphin (*Cetacea, Delphinidae*) on the north-eastern coast of Brazil, with comments on its distribution and threats in the Western South Atlantic. *Mar Biodivers Rec*. 2015; 8: 1–7.
108. Lumpkin RS, Garzoli S. Interannual to decadal changes in the western South Atlantic's surface circulation. *J Geophys Res*. 2011; 116: 1–10.

**ANEXO II. ARTIGO SUBMETIDO À REVISTA *ANIMAL CONSERVATION* EM
AGOSTO DE 2016**

**HOTSPOTS OF BYCATCH OF THE ENDANGERED FRANCISCANA
DOLPHIN IN SOUTHERN BRAZIL: A BASIS FOR CONSERVATION
STRATEGIES**

(Running page head: Hotspots of franciscana bycatch in southern Brazil)

J. H Prado^{1,4,*}, P. G. Kinas², M. G. Pennino³, E. Seyboth^{1,4}, F. R. G. Silveira¹, E. C. Ferreira⁴, E. R. Secchi⁴

¹ Programa de Pós Graduação em Oceanografia Biológica, Instituto de Oceanografia, Universidade Federal do Rio Grande, Rio Grande, CEP 96203-900, RS, Brasil

² Laboratório de Estatística Ambiental-LEA, Instituto de Matemática, Estatística e Física, Universidade Federal do Rio Grande, Rio Grande, CEP 96203-900, RS, Brasil

³ Laboratory of Statistical Modeling Ecology Group (SMEG). Departament d'Estadística i Investigació Operativa, Universitat de València. C/Dr. Moliner 50, Burjassot. 46100 Valencia, Spain.

⁴ Laboratório de Ecologia e Conservação da Megafauna Marinha-EcoMega, Instituto de Oceanografia, Universidade Federal do Rio Grande, Rio Grande, CEP 96203-900, RS, Brasil

* Corresponding author: tel: +55 (53) 3233 65 37; e-mail: jonatashenriquef@gmail.com

ABSTRACT

The current levels of fishing-related mortality of franciscana *Pontoporia blainvillei* are probably unsustainable in southern Brazil. In 2012, Brazilian government published a norm to regulate gillnet fisheries by establishing, among others, no-fishing zones and the maximum allowable net length. However, there is evidence that the magnitude of franciscana mortality remains high. The aims of this study are: 1) identify areas of high risk (hotspots) of franciscana bycatch, 2) estimate franciscana mortality and 3) analyze the spatial and temporal relationship between franciscana's stranding and bycatch data in different gillnet fishing seasons. From 1999 to 2003 and 2006 to 2009 1427 observed settings were analyzed. The total estimated franciscana bycatch was higher in the white croaker (Median = 2923; CrI [2004; 3852]) than in the striped weakfish (Median = 1104; CrI [705; 1515]) fishery. Hotspots of bycatch were restricted to small areas in the southern, central and northern part of the study site during the white croaker fishery,

35 while in the striped weakfish fishery only the northern region showed high risk of
36 bycatch. Only the north and southern areas (during white croaker season) coincided
37 with highest bycatch estimation. The spatial and temporal relationship between bycatch
38 and stranding data was not significant. Our results demonstrated that the no-fishing
39 areas established by Brazilian government cover only a small fraction of franciscana
40 bycatch hotspots. We propose that different levels of protection for areas of low,
41 moderate and high risk of franciscana bycatch are most effective in attending fisheries
42 and conservation objectives.

43 **KEY-WORDS:** INLA, ZIP, wildlife conservation, cetaceans, Southwestern Atlantic

44 INTRODUCTION

45 Fisheries bycatch is one of the most significant threats to marine mammals (Hall,
46 Alverson & Metuzals, 2000), with hundreds of thousands of individuals killed annually
47 around the globe (Read, Drinker & Northridge, 2006). In the Southwestern Atlantic
48 Ocean, franciscana dolphin is possibly the cetacean species most seriously affected by
49 incidental mortality in fisheries (Secchi & Fletcher, 2004; Secchi, 2010), with highest
50 values of bycatch records in the coastal waters of Rio Grande do Sul (RS) state, Brazil
51 (Secchi, Danilewicz & Ott, 2003). In this region the annual mortality of franciscanas in
52 gillnet fisheries ranges from several hundreds to a few thousand individuals and is
53 probably unsustainable (e.g. Secchi *et al.*, 1997; Secchi, Kinas & Muelbert, 2004;
54 Secchi, 1999, 2006; Kinas, 2002; Secchi & Fletcher, 2004; Prado, Secchi & Kinas,
55 2013).

56 In 2012, Brazilian Government published a norm to regulate gillnet fisheries by
57 establishing, among other regulations, the maximum allowable net length and several
58 levels of no-fishing areas. Nevertheless, there is evidence that the magnitude of
59 franciscana mortality remains high. The number of franciscanas killed in gillnets that

end washed ashore remains in the order of several hundreds (EcoMega, unpubl. data) which is not different to numbers observed in years that preceded the norm (see Prado *et al.*, 2013). Our hypothesis is that the no-fishing areas established by the Brazilian Government are not sufficient to reduce franciscana bycatch to sustainable levels.

Limiting or halting fishing effort in areas and periods of higher bycatch can work as intended to reduce bycatch of endangered species if they are large enough, in the right place, and remove impacts rather than simply displace them to areas where threats remain (Gormley *et al.*, 2012; Read, 2013; Rojas-Bracho & Reeves, 2013). In addition, it is essential to monitoring the effectiveness of no-fishing areas as patterns of bycatch hotspot and fishing activity can change over time. Although onboard monitoring programs would be most adequate, the logistic demands and costs are prohibitive in many countries. Numerous studies have demonstrated that strandings can be used as an indicator of mega-vertebrate fishing-related mortality (*e.g.* Fruet *et al.*, 2012; Prado *et al.*, 2013; 2016). However, these studies did not quantify the spatial-temporal relationship between stranding and bycatch which is important for monitoring purposes (Peltier *et al.*, 2012). In this context, the objectives of the present study were to: (1) identify areas of high risk of franciscana bycatch in the southern Brazilian coast; (2) estimate franciscana bycatch in gillnet fishery; and (3) analyze the spatial and temporal relationship between franciscana's stranding and bycatch. It is expected that, the quantification and the identification of franciscana bycatch hotspot can provide valuable information for management procedures aiming at reducing bycatch of the endangered franciscana dolphin.

MATERIAL AND METHODS

Fishery data

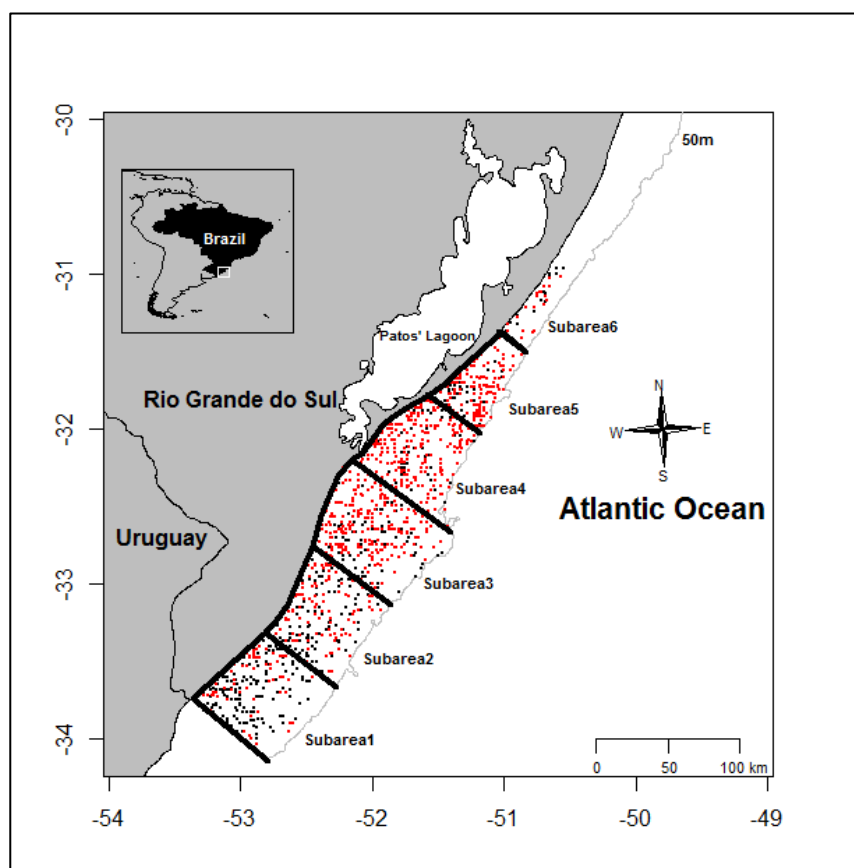
The commercial gillnet fleet based in Rio Grande operates between Mostardas' lighthouse (31°13'S) and Chuí (33°45'S), in water depths ranging from 5 to 150 m. The main target species of this fishery are white croaker (*Micropogonias furnieri* – herein referred to as croaker) in spring and summer (October to March) and striped weakfish (*Cynoscion guatucupa* – herein weakfish) in autumn and winter (April to September) (Secchi *et al.*, 1997; Ferreira, Muelbert & Secchi, 2010).

The fraction of the Rio Grande commercial gillnet fleet that was monitored from 1999 to 2009 (no sampling in 2004 and 2005) varied from 6 to 13% (see results). We assumed that this fraction was representative of the entire fleet since boat characteristics and fishing operations were similar across the fleet. Each boat skipper received a logbook to register characteristics of each fishing operation, including the date, location (the starting point of the setting), target species (croaker or weakfish) and number of franciscanas killed (including zero). The monitored fishers cooperate voluntarily to this study, hence they were visited once or twice a week in order to assess their compliance.

Stranding data

From 1999 to 2009 systematic beach surveys were carried out fortnightly from Lagoa do Peixe (31°26'S–051°09'W) to Chuí (33°45'S–053°22'W), the border of Brazil and Uruguay, totaling 355 km (approximately 80% of the latitudinal extent of the fishing ground of the monitored fleet) (Fig. 1). The beach was surveyed using a four-wheel drive vehicle with two to four observers scanning from the wash zone to the base of the sand dunes. The date, geographic location and decomposition state (Geraci & Lounsbury, 2005) were recorded for each stranded animal. Carcasses were spray painted to minimize the chances of double counting.

108 The surveyed stretch of beach was arbitrarily split into five 71 km-long sections
 109 (referred to as subareas - Fig. 1) to analyze the spatial relationship between stranding
 110 and bycatch. For logistical reasons, subarea 6, near the north limit of the gillnet fishery
 111 and was not included in stranding data analysis.



112
 113 **Figure 1.** Study area divided in six subareas. The black and red points represent the
 114 gillnet sets during white croaker and striped weakfish fisheries seasons, respectively.
 115 The black line represents the stretch of beach surveyed for stranded franciscana's
 116 carcasses.

117 Statistical analysis

118 Due to the coastal distribution of franciscana (Secchi *et al.*, 1997; Danilewicz *et*
 119 *al.*, 2009) the fishing set used in the analyses was limited to the isobath of 50 m (Fig. 1).
 120 Most of the bycatch involved one individual, though 11 franciscanas were caught in one
 121 set. This set was considered an outlier and was removed from the analysis.

Predicting areas with high risk of franciscana bycatch

In the present study a Bayesian hierarchical spatial model was implemented using the integrated nested Laplace approximation (INLA) methodology via the R-INLA package (Lindgren & Rue, 2013).

The number of franciscana caught (Y) at a particular fishing geolocation i ($i = 1, 2 \dots n$) is assumed to have a distribution that belongs to the exponential family, which is linked to a structured additive predictor η_i through a link function $g(\cdot)$ such that $g(\phi_i) = \eta_i$, where $\phi_i = E(Y_i)$ is the expected number of franciscana caught:

$$\eta_i = \alpha_0 + S_i + T_{j[i]} + offset(effort_i)$$

where α_0 is the intercept, S_i represents the spatially structured random effect at location i , T_j represents the temporal unstructured random effect at the year j and the offset accounts for the effort variability due to different kilometers of net used in each set (for further details, see Zuur, Saveliev & Ieno, (2014). Three different approaches were tested, namely the Poisson, negative binomial and zero-inflated Poisson distributions. The present model was applied for both fishing seasons (i.e. croaker and weakfish).

A zero-mean prior Gaussian distribution with a Matérn covariance structure was assumed for the spatial effect (see Muñoz *et al.*, 2013 for more information about how to express the prior knowledge on spatial effects), while a vague Gamma prior distribution with shape and scale parameters of 1 and 5^{e-05} , respectively, was assumed on the precision parameter γ of the temporal component.

Models with different probability distributions and the inclusion (or not) of temporal random effect were proposed. Best candidate models were selected based on deviance information criterion (DIC; Spiegelhalter *et al.*, 2002). The smaller the DIC the better compromise between fit and parsimony.

Finally, the best model was chosen to model inference and prediction of the spatial effect on franciscana bycatch during the croaker and weakfish fisheries. For the croaker fishery the intensity of spatial effect (positive correlation) on franciscana bycatch was categorized as low (0-0.2), moderate (0.2-0.4) and high (>0.4); for the weakfish, as low (0-0.05), moderate (0.05-0.15) and high (>0.15) (see Fig. 2 and 3). Hereafter we use risk of bycatch instead spatial effect on franciscana bycatch.

Franciscana bycatch estimation

Three different probability distributions were initially proposed, including Poisson, negative binomial and zero-inflated Poisson (ZIP). The later was chosen to account for over-dispersion due the high number of sets with no franciscana bycatch reported. The ZIP model consists of two-step process: a Bernoulli distribution first determines whether the count is to be an excess zero (with probability π) and, if not, a Poisson distribution (with mean λ) generates the count. The ZIP model was structured using the following link function:

$$\text{logit}(\pi_i) = \alpha_0 + \text{offset}(\text{effort}_i)$$

$$\log(\lambda_i) = \alpha_1 + \beta_{ia} + \beta_{if} + \text{year}_{it} + \text{offset}(\text{effort}_i)$$

where i represents the number of gillnet sets ($i = 1, 2 \dots n$); α_0 and α_1 , the intercepts; β_s , the regression parameters; a represents the six fishery subareas (see fig. 1) and f refers to the two fishing seasons (croaker or weakfish). A temporal effect, year_t , was estimated for each year t , accounting for annual variation in the capture event that was unrelated to the covariates. The length of net (in km) of each set was included in the model as an offset.

We adopted a weakly informative normal prior (mean 0 and variance 1×10^4) for all parameters and to the mean of year effects. A half-Cauchy prior, with a scale of 25, was given to the variance of the year effects.

Bycatch estimation was obtained for each year ($t = 9$), area ($a = 5$) and fishing season ($f = 2$), totalizing 90 scenarios. The total sets conducted in each scenario to predict franciscana bycatch was obtained as follows:

$$Total_sets_{taf} = \frac{Total_boats_t * Observed_sets_{taf}}{Observed_boats_{taf}}$$

To account for some uncertainty in the number of fishing boats operating each year, $Total_boats_t$ was randomly drawn from a uniform distribution. Based on the literature, we defined the uniform distribution between 90 and 120 boats from 1999 to 2002 and between 150 and 200 boats for the remaining years.

The offset term adjusts the number of franciscana captured per kilometer of net. Therefore, to obtain the total number of franciscana bycatch for each scenario we multiplied λ and π by the net length drawn through bootstrap sampling from the dataset.

The model was performed using the free softwares R (R_DevelopmentCoreTeam, 2015) and JAGS (Plummer, 2013) via library rjags (Plummer, 2013) and R2jags (Su & Yajima, 2014), using Markov chain Monte Carlo (MCMC) methods. A total of 200,000 samples were simulated (burn-in = 10,000) and every 200th iteration was kept. Convergence of chains was confirmed using diagnostic plots of parameter estimates over MCMC iterations via library coda (Plummer *et al.*, 2010).

Spatial and temporal relationship between stranding and bycatch

We used a Spearman correlation coefficient to measure the strength of the relationship between stranding rate (number of strandings per 100km of beach surveyed) and observed bycatch for subareas and years. We used observed bycatch instead estimated bycatch, because the latter is affected by the uncertainty regarding number of boats operating each year.

RESULTS

Fishery and stranding data

From 1999 to 2003 and 2006 to 2009 a total of 550 and 879 observed sets were analyzed with 89 and 214 franciscana captured during the weakfish and croaker fishing seasons, respectively (Tables 1, 2 and Fig. 1). When bycatch occurred, the mean number of franciscana killed per set was 1.3 (SD = 0.7). The highest number of franciscana caught occurred in subarea 4 (n = 62) and subarea 1 (n = 21) during croaker and weakfish fisheries, respectively.

During the same period, a total of 258 (annual mean = 2.52) and 1550 (annual mean = 9.38) franciscana were found washed ashore during the weakfish and croaker fishing seasons, respectively (Table 3). The highest stranding rates were observed in subarea 1 (12.8) and 3 (5.58) during the croaker and weakfish seasons, respectively.

Predicting areas of high risk of franciscana bycatch

Models' fitted with performed better (lowest DIC) than those without a temporal structure (Table 4). Model 4 with Poisson distribution presented the best fit for both fishing seasons (Table 4). For almost all the study area a moderate risk of bycatch can be observed, mainly during the weakfish fishery (Figs. 2 and 3). High bycatch risk was restricted for small areas in the southern, central and northern part of the study area during the croaker fishery. For the weakfish fishery, however, only the northern region shows high bycatch risk. Despite the latitudinal differences between fisheries, a clear longitudinal gradient was observed, mainly for the croaker fishery, with shallow waters along the coast presenting the highest risk of franciscana bycatch (Figs. 2 and 3).

214 **Table 1.** The number of observed and unobserved hauls recorded and extrapolated during the study period for white croaker and striped weakfish
 215 fishery for six subareas (SA) during the period of 1999 to 2003 and 2006 to 2009, respectively.

Year	Observed/White croaker							Unobserved/White croaker							Total	%
	SA1	SA2	SA3	SA4	SA5	SA6	Subtotal	SA1	SA2	SA3	SA4	SA5	SA6	Subtotal		
1999	2	9	29	55	49	0	144	22	99	329	603	537	0	1590	1734	8.30
2000	6	2	25	25	30	0	88	83	28	345	345	414	0	1215	1303	6.75
2001	2	11	20	13	9	1	56	30	165	300	195	135	15	840	896	6.25
2002	1	0	20	33	10	5	69	7	0	148	245	74	37	511	580	11.90
2003	8	16	47	46	32	4	153	101	201	591	579	403	50	1925	2078	7.36
2006	1	2	29	24	9	3	68	17	33	484	401	150	67	1152	1220	5.57
2007	13	20	22	12	2	0	69	163	272	300	163	27	0	925	994	6.94
2008	1	10	26	46	3	0	86	13	128	332	587	38	0	1098	1184	7.26
2009	36	32	32	21	14	10	145	660	587	587	385	257	183	2659	2804	5.17
Subtotal	70	102	250	275	158	23	878	1096	1513	3416	3503	2035	352	11915	12793	6.86
Year	Observed/Striped weakfish							Unobserved/Striped weakfish							Total	%
	SA1	SA2	SA3	SA4	SA5	SA6	Subtotal	SA1	SA2	SA3	SA4	SA5	SA6	Subtotal		
1999	0	0	1	0	0	0	1	0	0	11	0	0	0	11	12	8.33
2000	0	3	5	7	1	0	16	0	41	69	97	14	0	221	237	6.75
2001	2	12	15	9	2	0	40	30	180	225	135	30	0	600	640	6.25
2002	10	19	27	16	12	1	85	74	141	200	119	89	7	630	715	11.89
2003	22	27	18	11	7	2	87	277	340	227	138	88	25	1095	1182	7.36
2006	6	17	20	4	12	4	63	100	284	334	67	200	83	1068	1131	5.57
2007	33	18	8	7	1	3	70	449	245	109	95	14	68	980	1050	6.67
2008	87	18	5	9	21	3	143	1111	230	64	115	281	38	1839	1982	7.21
2009	14	16	9	3	2	1	45	257	293	165	55	37	18	825	870	5.17
Subtotal	174	130	108	66	58	14	550	2298	1754	1404	821	753	239	7269	7819	7.03
Total	244	232	358	341	216	37	1428	3394	3267	4820	4324	2788	591	19184	20612	6.93

216

217 **Table 2.** Number of franciscana (*Pontoporia blainvillei*) bycatch recorded from observed sets in the white croaker and striped weakfish fisheries
 218 for six subareas (SA) during the period of 1999 to 2003 and 2006 to 2009, respectively.

Year	White croaker							Striped weakfish							Total
	SA1	SA2	SA3	SA4	SA5	SA6	Subtotal	SA1	SA2	SA3	SA4	SA5	SA6	Subtotal	
1999	15	9	2	9	14	-	49	-	-	1	-	-	-	1	50
2000	7	0	2	6	9	-	24	-	3	0	2	0	-	5	29
2001	2	5	0	1	1	0	9	0	0	0	1	1	-	2	11
2002	1	-	6	16	8	8	39	4	4	2	5	8	0	23	62
2003	6	1	3	11	1	0	22	5	2	5	1	0	0	13	35
2006	1	1	10	7	7	6	32	2	2	2	2	10	2	20	52
2007	6	2	1	4	0	-	13	5	2	3	2	0	0	12	25
2008	0	3	1	6	1	-	11	5	4	0	0	0	0	9	20
2009	3	5	5	2	0	0	15	0	1	3	0	0	0	4	19
Total	41	26	30	62	41	14	214	21	18	16	13	19	2	89	303

219 **Table 3.** Franciscana (*Pontoporia blainvillei*) stranding rate (number of stranding per 100 km of beach surveyed) on the five subareas (SA) from
 220 1999 to 2003 and from 2006 to 2009.

Year	White croaker						Striped weakfish					
	SArea1	SA2	SA3	SA4	SA5	Total	SA1	SA2	SA3	SA4	SA5	Total
1999	1.98	5.16	8.06	6.25	1.41	5.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2000	48.09	7.04	4.56	11.65	9.86	12.84	1.41	0.00	2.42	2.33	0.00	1.50
2001	0.70	1.82	4.39	3.95	3.76	3.34	0.00	0.97	1.88	0.67	0.70	0.94
2002	24.23	9.58	18.31	11.11	10.45	15.01	0.00	0.62	3.38	1.32	2.05	1.50
2003	3.63	1.72	6.13	1.69	4.31	3.54	1.04	17.78	20.24	0.00	1.41	12.96
2006	26.27	12.72	14.56	20.00	7.27	16.73	1.41	0.00	1.03	1.44	1.76	1.22
2007	4.23	5.11	6.24	8.68	7.67	6.41	0.87	1.13	1.41	0.85	3.61	1.37
2008	2.51	2.05	3.18	4.86	0.47	2.76	0.35	0.35	0.70	1.28	0.70	0.61
2009	14.89	18.11	16.10	24.06	18.53	18.48	0.50	2.82	4.23	2.13	3.19	2.62
Total	12.89	7.70	8.90	11.19	8.03	9.77	0.60	3.68	5.58	1.39	2.19	2.85

221 **Table 4.** Deviance information criterion (DIC) of candidate hierarchical spatial models constructed to evaluate the risk of franciscana
 222 (*Pontoporia blainvillei*) bycatch in the white croaker and striped weakfish fisheries.

Models	Temporal structure	DIC	
		White croaker	Striped weakfish
Model 1 (Poisson)	None	957.04	497.09
Model 2 (neg. binom)	None	1006.08	513.16
Model 3 (ZIP)	None	1006.42	510.73
Model 4 (Poisson)	Included	952.65	483.6
Model 5 (neg. binom)	Included	959.07	503.44

Model 6 (ZIP)	Included	960.28	489.52
----------------------	----------	--------	--------

Franciscana bycatch estimation

The zero-inflated Poisson parameter estimates are shown in Table 5. Based on all observed sets, the estimated number of franciscana killed in the croaker (Median = 2923; CrI [2004; 3852]; mean annual = 332; SD = 175) was higher than in the weakfish fishery (Median = 1104; CrI [705; 1515]; mean annual = 126; SD = 106). Franciscana bycatch estimates were higher in subareas 3, 4 and 5 for the croaker fishery, and in subareas 1 and 2 when weakfish was targeted (Table 6). Subareas with high fishing effort presented high bycatch values (Table 1 and 6, Fig. 1). However, only the subarea 4 and 5 matches with an area with high bycatch risk during the croaker season (Table 6, Figs. 2 and 3).

Spatial and temporal relationship between stranding and bycatch

Although correlation between strandings and bycatch by year and subareas (1-5) was a non-significant for both fisheries, graphically a similar spatial-temporal pattern can be observed for the croaker fishery (Fig. 4).

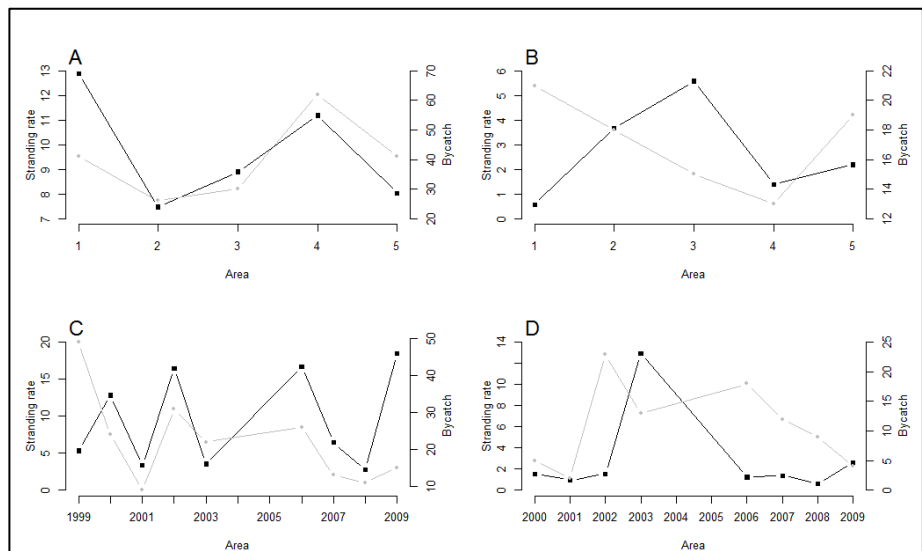


Figure 4. Franciscana (*Pontoporia blainvillei*) stranding rate and observed bycatch for fishing years (1999-2003 and 2006-2009) and subareas (1-5) for white croaker (A, C) and striped weakfish (B, D). No sets for striped weakfish were recorded in 1999.

241 **Table 5.** Posterior mean distribution and credibility intervals for all parameter estimates
242 of zero-inflated Poisson models fitted to the franciscana (*Pontoporia blainvillei*)
243 bycatch estimation.

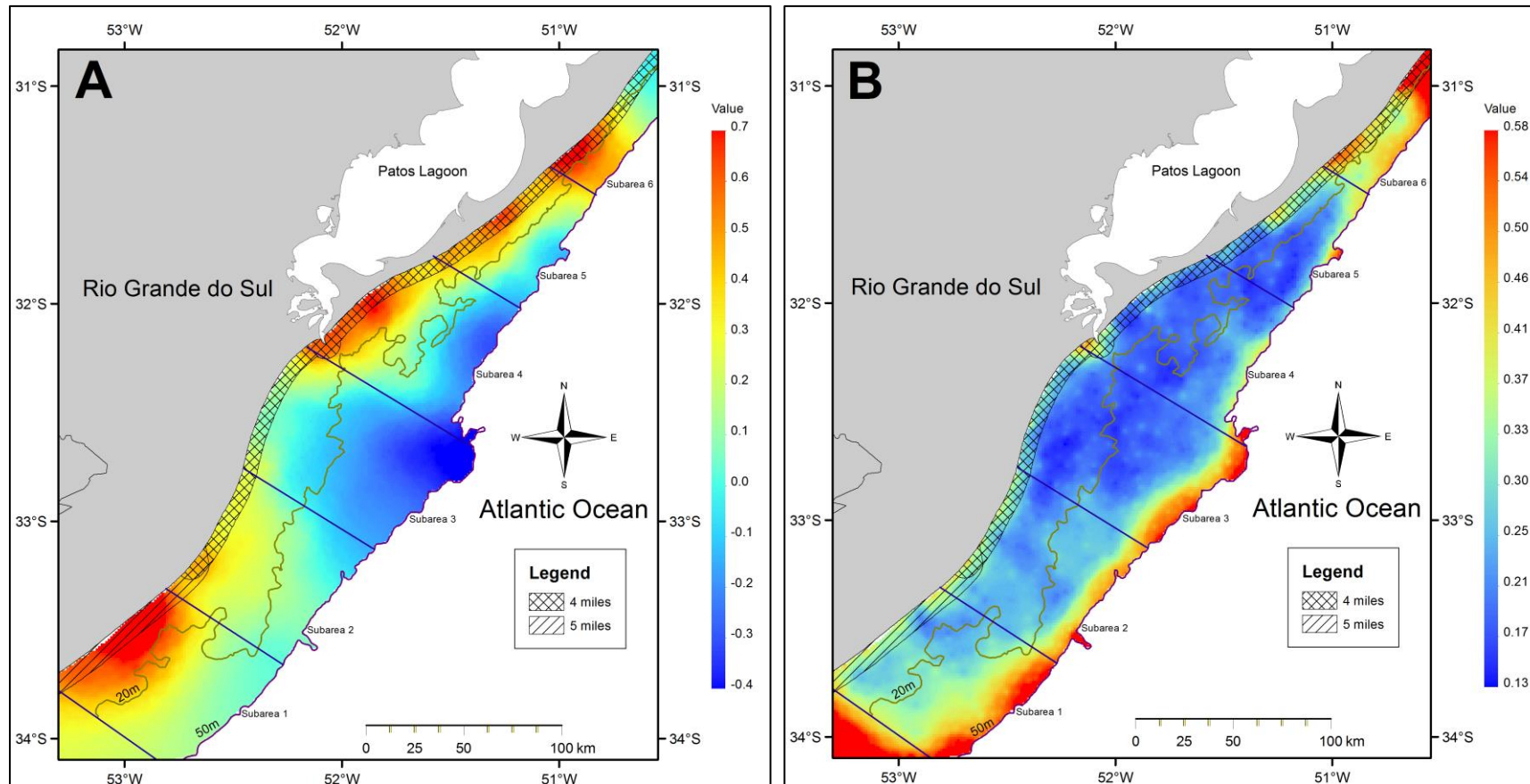
Process	Parameters	Mean	2.5%	97.5%
Bernoulli	α_0	-2.66	-3.21	-2.21
	$\alpha_1 = \text{striped_weakfish} + \text{area1}$	-3.17	-3.82	-2.51
	$\beta_2 = \text{whiter_croaker}$	0.54	0.24	0.84
	$\beta_3 = \text{area2}$	-0.54	-0.97	-0.11
Poisson	$\beta_4 = \text{area3}$	-1.33	-1.78	-0.89
	$\beta_5 = \text{area4}$	-0.79	-1.19	-0.39
	$\beta_6 = \text{area5}$	-0.64	-1.05	-0.20
	$\beta_7 = \text{area6}$	-0.12	-0.71	0.46
	σ_{year}	0.81	0.45	1.46

244

245 DISCUSSION

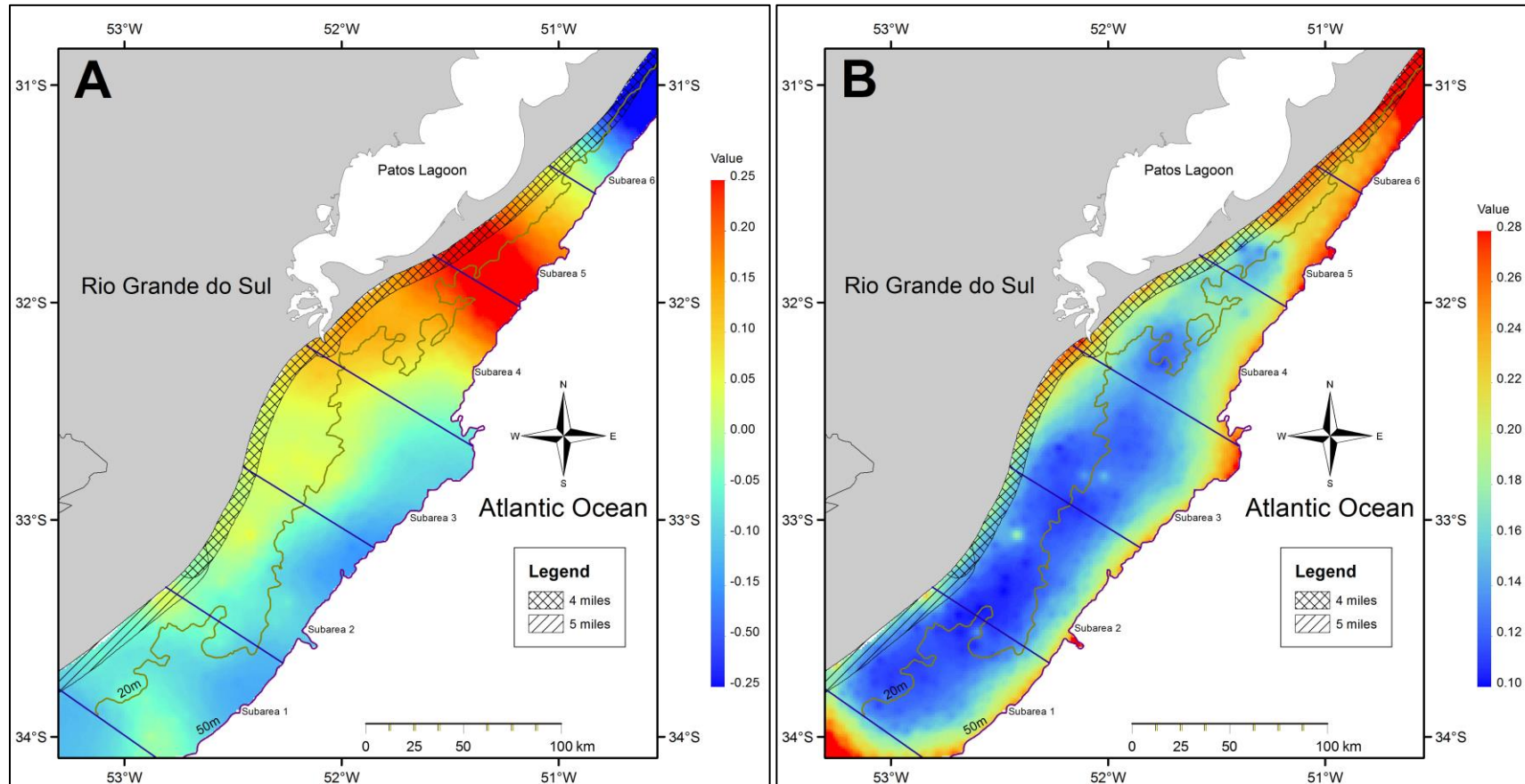
246 The present study provides an robust approach to identify areas of high risk of
247 bycatch and to estimate annual gillnet fishing-related mortality of the endangered
248 franciscana dolphin. The Bayesian framework used here offers the advantage of
249 providing full inference, allowing the quantification of model parameters and
250 uncertainty, with a great utility to conservation (Wintle *et al.*, 2003). In addition, by
251 treating spatial effect as a variable of interest, hierarchical Bayesian spatial models are
252 able to improve model fit and to identify the existence of area effect (e.g. Cosandey-
253 Godin *et al.*, 2015) that may affect franciscana bycatch.

254



255

256 **Figure 2.** The posterior mean (A) and standard deviation (B) of prediction of spatial effect on franciscana (*Pontoporia blainvillei*) bycatch (risk
257 of bycatch) to the white croaker fishery.



258
 259 **Figure 3.** The posterior mean (A) and standard deviation (B) of prediction of spatial effect on franciscana (*Pontoporia blainvillei*) bycatch (risk
 260 of bycatch) to the striped weakfish fishery.

261 **Table 6.** Estimated total franciscana (*Pontoporia blainvillei*) bycatch in RS gillnet fishery for the fishing years (1999-2003 and 2006-2009) and
262 six subareas (SA).

Year	White croaker (mean and [95% Credibility Interval])							Striped weakfish (mean and [95% Credibility Interval])							Total
	SA1	SA2	SA3	SA4	SA5	SA6	Subtotal	SA1	SA2	SA3	SA4	SA5	SA6	Subtotal	
1999	21[5;39]	54[17;95]	81[31-144]	255[10;429]	265[100;442]	0	658[382;954]	0	0	2[0;4]	0	0	0	2[0;4]	678[299;1112]
2000	63[17;112]	12[1;24]	70[20;122]	119[38;204]	167[61-292]	0	431[175;731]	0	11[2;22]	8[0;16]	20[3;37]	3[0;8]	0	42[11;75]	473[191;800]
2001	12[2;25]	37[9;72]	31[6;59]	34[9;66]	28[5;54]	4[0;11]	146[45;276]	7[0;14]	24[4;46]	14[2;27]	14[1;27]	4[0;9]	0	62[17;115]	208[66;386]
2002	9[0;18]	0	49[15;84]	139[53;234]	49[17;87]	35[7;65]	281[121;463]	54[17;95]	60[21;107]	39[10;66]	39[13;69]	35[11;62]	4[0;9]	231[98;383]	512[240;846]
2003	39[12;70]	45[14;80]	60[19;106]	100[37;172]	82[27;141]	15[1;29]	340[148;571]	62[20;109]	45[12;79]	13[2;25]	14[2;26]	10[1;20]	4[0;10]	149[55;255]	489[201;811]
2006	18[3;34]	20[5;38]	133[46;225]	187[74;320]	82[28;141]	53[12;96]	492[207;813]	60[20;107]	101[29;171]	54[17;93]	18[5;34]	64[23;112]	38[8;72]	336[130;551]	828[377;1364]
2007	66[19;115]	65[21;116]	32[7;58]	30[7;54]	6[0;12]	0	198[70;336]	105[35;182]	34[9;61]	7[0;14]	10[1;20]	2[0;5]	12[1;26]	171[66;297]	369[145;624]
2008	3[0;7]	18[2;34]	21[3;39]	64[16;112]	5[0;10]	0	111[32;192]	25[7;46]	19[3;35]	2[0;6]	7[0;14]	21[4;39]	4[0;10]	79[24;136]	189[64;324]
2009	136[43;238]	71[20;128]	32[7;59]	36[9;66]	28[7;53]	29[7;58]	332[123;578]	31[7;57]	21[4;40]	5[0;12]	3[0;7]	2[0;6]	2[0;5]	65[18;116]	397[150;693]
Total	354[205;528]	314[175;458]	494[293;720]	937[609;1315]	692[420;996]	132[53;214]	2923[2004;3852]	336[193;490]	306[174;459]	140[70;211]	122[65;186]	137[72;210]	63[23;112]	1104[705;1515]	4027[2886;5331]

Areas of high risk of franciscana bycatch

There is evidence suggesting that high risk of bycatch in the southern, central and northern parts of the study area is related with local high abundance of franciscana's demersal prey. During the croaker fishery small juvenile sciaenid fish, franciscana's main prey, and adult white croaker are abundant near the coast, attracting both the franciscana itself and the fishery, respectively, increasing the overlap between them (e.g. Haimovici, Martins & Vieira, 1996; Haimovici *et al.*, 2005). Franciscana bycatch hotspots during this fishery occurred close to coast with an apparent in-offshore gradient, suggesting a decrease in the risk of bycatch as distance from shore increases. This pattern corroborates previous studies that evaluated franciscana bycatch per unit of effort according to depth (e.g. Secchi *et al.*, 1997; Ferreira *et al.*, 2010). Striped weakfish is the main prey of franciscana and is mostly ingested during winter (Basso, 2005). During this season and early spring, the abundance of juvenile and adult weakfish decreases near the coast and increases in waters beyond the 25m isobath (Haimovici *et al.*, 1996), which may induce a more widespread distribution pattern of franciscana. This may explain the moderate to low bycatch risk observed throughout most of the study area during the weakfish fishery.

Franciscana bycatch estimation

The model-based approach used here to estimate franciscana bycatch permitted to account for some sources of variation in bycatch with auxiliary variables and exploit similarities in bycatch estimation among fishing seasons, years and areas. Differently from ratio estimators, commonly used to extrapolate bycatch estimates as the product of an observed bycatch rate and total effort in a fishery, model-based predictions are more efficiently and precise since a statistical model of bycatch is assumed (Santos *et al.*, 2006; Barlow & Berkson, 2012). The difference in franciscana bycatch estimation for

croaker and weakfish fisheries is likely a result of the distance from shore at which gillnets are set. During the croaker fishery, gillnets are set close to shore, predominantly in depths less than 35 m, which coincides with the distribution pattern of franciscana, while during the weakfish season, the fleet operates mostly farther from the coast, in depths that overcome the 35 m isobath, where franciscanas are less abundant (Secchi *et al.*, 1997; Danilewicz *et al.*, 2009, 2010; Ferreira *et al.*, 2010).

Despite the high number of franciscana mortality estimated in both fisheries, our results are probably underestimated. Among others, the reasons for this underestimation include: 1) estimates obtained from logbooks depend on the honesty and diligence with which they are completed. Usually, voluntary reports of bycatch are biased downwards (e.g. Hamer, Ward & McGarvey, 2008) the fact that estimates do not account for drop-outs that may have occurred prior to observation (e.g. Bravington & Bisack, 1996). Further uncertainty in the estimates of annual franciscana mortality is regarded to the actual number of boats operating each year. Fisheries statistics are generally poor in most parts of Brazil and the number of vessels operating in this area remains unknown. Although the inter-annual fluctuation of franciscana bycatch can be related to changes in fishing effort or variation in the spatial pattern of fishing activity, the lack of precise records on the number of commercial gillnet fishing boats that operate in the study area leads to a wide uncertainty in the estimates.

During the croaker season, high fishing-related mortality estimated for subareas 4 and 5 coincided with areas of higher risk of bycatch. On the other hand, when weakfish is targeted, hotspots of bycatch in subareas 4 and 5 did not match with areas 1 and 2, where mortality is higher. Thus, the marked bycatch mortality of franciscana in almost all subareas is probably due to an extensive fishing effort. Since areas of high

312 bycatch estimates are probably related to high fishing effort, restriction of sets in areas
313 of high risk of bycatch should come with further reduction in amount of nets. This
314 would minimize the undesirable effect of displacing high fishing effort to areas where
315 bycatch also occur.

316 **Conservation recommendations based on high annual mortality and** 317 **hotspots of franciscana bycatch**

318 In 2012 the Brazilian Ministries of Environment and of Fisheries and
319 Aquiculture published a norm to regulate gillnet fisheries in southern and southeastern
320 Brazil (Brazil, 2012). Among others, the items of the norm that are expected to benefit
321 franciscana and other non-target species include reduction of fishing effort in terms of
322 net dimensions and a mosaic of no-fishing areas. For example, in the study area no
323 powered boat can fish within the 5nm between the southern limit of Brazil and
324 Albardão lighthouse, and no fishing boat with 20 GT or over (c. 10 to 20m-long) can
325 operate within 4nm from this location to the northern limit of RS state (Fig. 6 and 7).
326 Based on our spatial analysis, it is clear that the no-fishing zones established by the
327 norm cover only a small fraction of the areas that are hotspots of franciscana bycatch.
328 Furthermore, additional evidence showed that the fishing effort should be much lower
329 to ensure the long-term viability of franciscana populations (*e.g.* Kinas, 2002; Secchi &
330 Fletcher, 2004). Given the high mortality of franciscanas presented here and elsewhere
331 (Secchi *et al.*, 1997, 2004; Kinas & Secchi, 1998; Prado *et al.*, 2013) and the existence
332 of areas of higher risk of bycatch, we recommend that the current regulation of gillnet
333 fishery is reviewed to define new no-fishing zones that include most of the hotspot areas
334 identified in the present study. Considering that economical and conservational
335 objectives are often divergent, we propose that different level of protection for areas of
336 low, moderate and high risk of franciscana bycatch is most effective in attending both

interests. Nevertheless, as franciscana is a highly mobile species, a precautionary approach is needed to warrant its effective protection. This means ensuring that no-fishing zones are sufficiently large, flexible, and adaptive to new information in order to provide us with buffers against uncertainty and ensure that the critical franciscana habitat has been protected.

The spatial and temporal relationships between bycatch and strandings were non-significant. This is probably because the spatial patterns of strandings varies between years due to uneven influence of variables that affect the stranding probability such as wind direction, currents and distance fishing sets from shore (e.g. Hart, Mooreside & Crowder, 2006; Peltier *et al.*, 2012; Prado *et al.*, 2013). In addition, carcasses released in on location may be transported and to strand in another. However, a similar spatial-temporal pattern between stranding and bycatch was observed for the croaker fishery. Carcasses released closer to coast have a higher chance of ending ashore than those released further offshore (e.g. Prado *et al.*, 2013), which probably explains the better spatial-temporal relationship during the croaker season. Therefore, during this fishing season, stranding data can be used to identify areas of bycatch by developing models that take transport patterns into account (e.g. Peltier *et al.*, 2012).

Conservation efforts often have a negative economic impact on the fishing industry and hence are received with resistance by both fishers and fishery authorities. However, strong evidence that bycatch of franciscana in southern Brazil is unsustainable and should be reduced date almost two decades (e.g. Secchi, 1999; Kinan, 2002; Secchi *et al.*, 2003; Secchi & Fletcher, 2004). Based on the results presented here, we suggest that the combination of levels of fishing-related mortality estimates and the identification of areas with high risk of bycatch should be the framework for establishing new, and probably more effective, spatial and temporal fishery

management strategies to reduce the franciscana's risk of collapse. For the success of this management strategy, an assessment of the franciscana population viability that takes into account different levels of reduction in fishing effort is also recommended.

ACKNOWLEDGMENTS

We are indebted to all fishers and members of the Laboratory of Ecologia e Conservação da Megafauna Marinha (ECOMEGA/FURG) involved in data collection. This study was part of the JHP's PhD thesis, which was supported by the Conselho Nacional para Desenvolvimento Científico e Tecnológico-CNPq (Brazilian Government - grant 140638/2012-1). CNPq also provided a Research Fellowship to ERS (PQ 307843/2014-0). Funding for fieldwork was granted by Yaqu Pacha (Germany) and Fundação O Boticário de Proteção a Natureza (Brazil). Logistical support was provided by Universidade Federal do Rio Grande-FURG and Núcleo de Educação e Monitoramento Ambiental.

LITERATURE CITED

Barlow PF, Berkson J. 2012. Evaluating methods for estimating rare events with zero-heavy data: a simulation model estimating sea turtle bycatch in the pelagic longline fishery. *Fish. Bull.* 110: 344–360.

Bassoi M. 2005. Feeding ecology of franciscana dolphin, *Pontoporia blainvillei* (Cetacea: Pontoporiidae), and oceanographic processes on the Southern Brazilian coast. Unpublished thesis, National Oceanography Centre Southampton.

Bravington M V, Bisack KD. 1996. Estimates of harbor porpoise bycatch in the Gulf of Maine sink gillnet fishery, 1990–1993. *Rep. Meet. Int. Whal. Comm.* 46: 567–574.

Brazil. 2012. *Instrução Normativa Interministerial n.12, de 22 de agosto de 2012.*

385 Cosandey-Godin A, Krainski ET, Worm B, Flemming JM. 2015. Applying Bayesian
 386 spatiotemporal models to fisheries bycatch in the Canadian Arctic. *Can. J. Fish. Aquat.*
 387 *Sci.* 72: 186–197.

388 Danilewicz D, Moreno IB, Ott PH, Tavares M, Azevedo AF, Secchi ER, Andriolo A.
 389 2010. Abundance estimate for a threatened population of franciscana dolphins in
 390 southern coastal Brazil: uncertainties and management implications. *J. Cetacean Res.*
 391 *Manag.* 90: 1649–1657.

392 Danilewicz D, Secchi ER, Ott PH, Moreno IB, Basso M, Borges-Martins M. 2009.
 393 Habitat use patterns of franciscana dolphins (*Pontoporia blainvillei*) off southern Brazil
 394 in relation to water depth. *J. Cetacean Res. Manag.* 89: 943–949.

395 Ferreira EC, Muelbert MMC, Secchi ER. 2010. Distribuição espaço-temporal das
 396 capturas incidentais de toninhas (*Pontoporia blainvillei*) em redes de emalhe e dos
 397 encalhes ao longo da costa sul do Rio Grande do Sul, Brasil. *Atlântica* 32: 183–197.

398 Fruet PF, Kinas PG, Silva KG, Di Tullio JC, Monteiro DS, Rosa LD, Estima SC, Secchi
 399 ER. 2012 Temporal trends in mortality and effects of by-catch on common bottlenose
 400 dolphins, *Tursiops truncatus*, in southern Brazil. *J. Mar. Biol. Assoc. UK*, 92 (8): 1–12,

401 Geraci JR, Lounsbury VJ. 2005. Specimen and data collection. In: Geraci JR,, In:
 402 Lounsbury VJ, eds. *Marine mammals ashore: A field guide for strandings*. Maryland:
 403 National Aquarium in Baltimore.

404 Gormley AM, Slooten E, Dawson SM, RJ B, Rayment W, DuFresne S, Bräger S. 2012.
 405 First evidence that marine protected areas can work for marine mammals. *J. Appl. Ecol.*

406 49: 474–480.

407 Haimovici M, Freire MA, Fischer LG, Conceição W V. 2005. Abundância relativa e
408 tamanhos de teleósteos e cefalópodes em águas costeiras da Plataforma Sul. Em: In:
409 Vooren CM,, In: Klippel S, eds. *Ações para a conservação de tubarões e raias no sul*
410 *do Brasil*.121–127.

411 Haimovici M, Martins AS, Vieira PC. 1996. Distribuição e abundancia de peixes
412 teleósteos demersais sobre a plataforma continental do sul do Brasil. *Rev. Bras. Biol*
413 56: 27–50.

414 Hall MA, Alverson DL, Metuzals KI. 2000. By-Catch : Problems and Solutions. *Mar.*
415 *Pollut. Bull.* 41: 204–219.

416 Hamer DJ, Ward TM, McGarvey R. 2008. Measurement, management and mitigation
417 of operational interactions between the South Australian Sardine Fishery and short-
418 beaked common dolphins (*Delphinus delphis*). *Biol. Conserv.* 141: 2865–2878.

419 Hart KM, Mooreside P, Crowder LB. 2006. Interpreting the spatio-temporal patterns of
420 sea turtle strandings: Going with the flow. *Biol. Conserv.* 129: 283–290.

421 Kinas PG. 2002. The impact of incidental kills by gill nets on the franciscana dolphin
422 (*Pontoporia blainvillei*) in southern Brazil. *Bull. Mar. Sci.* 70: 409–421.

423 Kinas PG, Secchi ER. 1998. Modelling truncated data to estimate incedental kills of
424 franciscana, *Pontoporia bainvillei*, by gillnets. *Rep. Meet. Int. Whal. Comm.* 48: 533–
425 536.

426 Lindgren F, Rue H. 2013. Bayesian spatial and apatial-temporal modeling with R-

427 INLA. *J. Stat. Softw.* 1–26.

428 Muñoz F, Pennino MG, Conesa D, López-Quílez A, Bellido JM. 2013. Estimation and
 429 prediction of the spatial occurrence of fish species using Bayesian latent Gaussian
 430 models. *Stoch. Environ. Res. Risk Assess.* 27: 1171–1180.

431 Peltier H, Authier M, Deaville R, Dabin W, Jepson PD, van Canneyt O, Daniel P,
 432 Ridoux V. 2016. Small cetacean bycatch as estimated from stranding schemes: The
 433 common dolphin case in the northeast Atlantic. *Environ. Sci. Policy* 63: 7–18.

434 Peltier H, Dabin W, Daniel P, Van Canneyt O, Dorémus G, Huon M, Ridoux V. 2012.
 435 The significance of stranding data as indicators of cetacean populations at sea:
 436 Modelling the drift of cetacean carcasses. *Ecol. Indic.* 18: 278–290.

437 Plummer M. 2013. JAGS: A program for analysis of Bayesian graphical models using
 438 Gibbs sampling.

439 Plummer M, Best N, Cowles K, Vines K. 2010. CODA. Convergence diagnosis and
 440 output analysis for MCMC. *R. News* 6: 7–11.

441 Prado JHF, Mattos PH, Silva KG, Secchi ER. 2016. Long-term seasonal and interannual
 442 patterns of marine mammal strandings in subtropical western South Atlantic. *PLoS*
 443 *ONE* 11: 1–23.

444 Prado JHF, Secchi ER, Kinas PG. 2013. Mark-recapture of the endangered franciscana
 445 dolphin (*Pontoporia blainvillei*) killed in gillnet fisheries to estimate past bycatch from
 446 time series of stranded carcasses in southern Brazil. *Ecol. Indic.* 32: 35–41.

447 R_DevelopmentCoreTeam. 2015. R: A language and environment for statistical

448 computing.

449 Read AJ. 2013. Development of conservation strategies to mitigate the bycatch of
450 harbor porpoises in the Gulf of Maine. *Endanger. Species Res.* 20: 235–250.

451 Read AJ, Drinker P, Northridge S. 2006. Bycatch of marine mammals in U.S. and
452 global fisheries. *Conserv. Biol.* 20: 163–169.

453 Rojas-Bracho L, Reeves R. 2013. Vaquitas and gillnets: Mexico’s ultimate cetacean
454 conservation challenge. *Endanger. Species Res.* 21: 77–87.

455 Santos PF, Mello CL, Morais RMO, Ribeiro CS. 2006. Estudo de depósitos da
456 formação Barreiras com base em reflexão por ondas de radar. *Revista do Instituto de*
457 *Geociências - USP* 6: 31–42.

458 Secchi ER. 1999. Taxa de crescimento potencial intrínseco de um estoque de
459 franciscanas, *Pontoporia blainvillei* (Gervais and D’Orbigny, 1846) (Cetacea,
460 Pontoporiidae) sob o impacto da pesca costeira de emalhe. Unpublished thesis,
461 Universidade Federal do Rio Grande.

462 Secchi ER. 2006. Modeling the population dynamics and viability analysis of
463 franciscana (*Pontoporia blainvillei*) and Hector’s dolphins (*Cephalorhynchus hectori*)
464 under the effects of bycatch in fisheries, parameter uncertainty and stochasticity.
465 Unpublished thesis, University of Otago.

466 Secchi ER. 2010. Review on the threats and conservation status of Franciscana,
467 *Pontoporia blainvillei* (Cetacea, Pontoporiidae). In: Shostell JM,, In: Ruiz-Garcia M,
468 eds. *Biology, Evolution and Conservation of River Dolphins within South America and*
469 *Asia*. Hauppange: Nova Science Publishers Inc., 323–339.

470 Secchi ER, Danilewicz D, Ott PH. 2003. Applying the phylogeographic concept to
 471 identify franciscana dolphin stocks: implications to meet management objectives. *J.*
 472 *Cetacean Res. Manag.* 5: 61–68.

473 Secchi ER, Fletcher D. 2004. Estimating survival rates of franciscana by fitting the Siler
 474 model to data on age-at death of beachcast and bycatch and by a modeling approach
 475 using life tables of similar species: a comparison. *Rep. Meet. Int. Whal. Comm.*
 476 *SC/56/SM16*: SC/56/SM16.

477 Secchi ER, Kinas PG, Muelbert M. 2004. Incidental catches of franciscana in coastal
 478 gillnet fisheries in the Franciscana Management Area III: period 1999-2000. *Lat. Am. J.*
 479 *Aquat. Mamm.* 3: 61–68.

480 Secchi ER, Zerbini AN, Bassoi M, Dalla Rosa L, Moller LM, Rocha-Campos CC. 1997.
 481 Mortality of franciscanas, *Pontoporia blainvillei*, in coastal gillnets in southern Brazil:
 482 1994-1995. : 653–658.

483 Spiegelhalter DJ, Best NG, Carlin BP, van der Linde A. 2002. Bayesian measures of
 484 model complexity and fit. *J. R. Stat. Soc. Ser. B Stat. Methodol.* 64: 583–639.

485 Su YS, Yajima M. 2014. R2jags: A package for Running Jags from R.

486 Wintle BA, McCarthy MA, Volinsky CT, Kavanagh RP. 2003. The Use of Bayesian
 487 Model Averaging to Better Represent Uncertainty in Ecological Models *Conserv. Biol.*
 488 17: 1579–1590.

489 Zuur AF, Saveliev AA, Ieno EN. 2014. *A Beginner's Guide to Generalised Additive*
 490 *Mixed Models with R*. United Kingdom: Highland Statistic.

491