

UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECOLOGIA APLICADA
AO MANEJO E CONSERVAÇÃO DE RECURSOS NATURAIS

FEDERICO SUCUNZA PEREZ

FATORES QUE AFETAM A DETECTABILIDADE DA TONINHA
(*PONTOPORIA BLAINVILLEI*) EM ESTUDOS DE ESTIMATIVAS
POPULACIONAIS

JUIZ DE FORA

2015

FEDERICO SUCUNZA PEREZ

**FATORES QUE AFETAM A DETECTABILIDADE DA TONINHA
(*PONTOPIRIA BLAINVILLEI*) EM ESTUDOS DE ESTIMATIVAS
POPULACIONAIS**

Dissertação apresentada ao Programa de
Pós-Graduação em Ecologia Aplicada ao
Manejo e Conservação de Recursos
Naturais da Universidade Federal de Juiz de
Fora, como parte dos requisitos necessários
à obtenção do grau de Mestre em Ecologia.

Orientador: Alexandre N. Zerbini

JUIZ DE FORA

MARÇO DE 2015

“Dedico este trabalho à minha mãe”

Agradecimentos

À minha mãe Teresa Y. P. T. Sucunza, pelos ensinamentos, amor, carinho e insuperável força, que me fez ter coragem e sempre seguir em frente e não desistir, muito obrigado mãe!

Ao meu pai Carlos G. S. Vizcarra, por ter me passado importantes princípios que levo sempre comigo, pelo seu amor e por ter me apresentado o mar e, assim, despertar o grande interesse e identificação que tenho com ele, muito obrigado meu eterno ídolo!

À minha família (irmão, avó, tios, tias e primos), pelos conselhos e carinho que sempre me passaram e que foram fundamentais na minha formação como cidadão e por ter sempre acreditado que aquele menino “louco” não estava perdido, muito obrigado!

À “pequeninha” Caroline Reis de Barros, meu grande amor, minha companheira que conhece como ninguém o meu jeito de ser e que com apenas um olhar consegue me mostrar o caminho correto, por ter tido paciência e amor para aguentar minhas idas ao mar e sempre me dar força para seguir trilhando este longo caminho e ser minha base para tudo isto, muito obrigado meu amor!

Ao Daniel Danilewicz Schiavon (“fala fala professor!”) por sempre ter me dado muito estímulo, pelas boas risadas que compartilhamos, pelos valiosos ensinamentos, por ter aturado meus devaneios e discussões sem fim....é realmente difícil descrever e agradecer a esse amigo pela sua contribuição com este estudo e na minha formação como pessoa e pesquisador....muito obrigado mano!

Ao Artur Andriolo, por ter sempre acreditado em mim, me recebido com tanto carinho em seu lar, pelas grandes oportunidades que me presenteou, pelas longas conversas sobre a vida e ciência que contribuíram tanto para meu amadurecimento, por ser a pessoa única que ele é, muito obrigado meu amigo!

Ao grupo do Laboratório de Bioacústica e Ecologia Comportamental (LABEC), Franciele, Juliana, Mariana, Natália, Thiago, Samara, Bruna, Ludemila, Bruno, Sarah, Suzana, Gustavo por terem me acolhido neste meu novo paraíso (Juiz de Fora, MG), me aturado e compartilhado comigo boas discussões científicas (e da vida) que certamente contribuíram muito para os resultados aqui alcançados, muito obrigado amig@s!

Aos amigos da vida porque sem eles nada disto faria sentido e eu certamente não seria a pessoa que sou, muito obrigado!

Ao Emanuel Ferreira e Pablo Denúncio, por terem compartilhado tantas horas de voo, pelas ideias durante nossos debates em terra e pelas boas risadas, muito obrigado amigos!

À equipe do Projeto Toninhas (Marta Cremer, Annelise C. Holz, Beatriz Schulze, Camila M. Sartori, Natacha Zimmermann, Pamela S. Actis, Renan Paitach) pelo fundamental apoio durante os sobrevoos na Baía da Babitonga, pelo companheirismo e pelos bons momentos passados juntos, muito obrigado!

Aos pilotos (do avião PT-KUK/PT-ICR, e do helicóptero Paulo Camejo) pela dedicação ao trabalho e terem sempre nos trazido em segurança de volta a terra, muito obrigado!

Aos membros da banca examinadora por terem aceitado ler e contribuir com a melhoria deste estudo, muito obrigado!

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) pela concessão de minha bolsa de estudo que possibilitou minha dedicação exclusiva, muito obrigado!

À *Society for Marine Mammalogy* (programa “*Small Grants In Aid of Research*”) e à *Cetacean Society International* (e seu presidente William Rossiter) pelo importante auxílio que possibilitou minha ida aos Estados Unidos para finalizar este estudo e que contribui muito para o meu desenvolvimento como pesquisador, muito obrigado!

Ao meu orientador e amigo Alexandre N Zerbini, por ter acreditado no meu potencial e ter me aceito como aluno, pelas diversas oportunidades de trabalho que contribuíram muito para o meu aprendizado e desenvolvimento científico, pelos importantes ensinamentos e incentivos na produção científica, por ter aberto sua casa e me recebido de forma ímpar, muito obrigado meu amigo!

*“Reunindo esforços pela conservação da toninha
(Pontoporia blainvillei).”
(Projeto Toninhas)*

Sumário

Índice de Figuras.....	vii
Índice de Tabelas.....	ix
Resumo.....	xi
Abstract.....	xiii
1. Introdução.....	15
1.1. A Toninha (<i>Pontoporia blainvillei</i>): ecologia, ameaças e conservação.....	15
1.2. Amostragem de distâncias na estimativa de abundância populacional.....	19
2. Objetivos.....	25
2.1. Geral.....	25
2.2. Específicos.....	25
3. Material e Métodos.....	26
3.1. Estimativa de viés de disponibilidade.....	26
3.1.1. Área de estudo.....	26
3.1.2. Coleta de dados.....	27
3.1.3. Análise de dados.....	29
3.2. Estimativa de viés de percepção.....	35
3.2.1. Coleta de dados.....	35
3.2.2. Análise de dados.....	36
4. Resultados.....	40
4.1. Estimativa de viés de disponibilidade.....	40
4.1.1. Efeitos das variáveis ambientais e biológicas sobre a disponibilidade de toninhas.....	41
4.1.2. Viés de disponibilidade.....	42
4.1.3. Correção da estimativa de abundância pela disponibilidade dos animais.....	44
4.2. Estimativa de viés de percepção.....	46
5. Discussão.....	50
5.1. Viés de disponibilidade.....	50
5.2. Viés de percepção.....	59
6. Conclusões.....	65
7. Referências.....	66

Índice de Figuras

Figura 1: Toninha (<i>Pontoporia blainvillei</i>), grupo de mãe com filhote. Autor: Federico Sucunza.....	16
Figura 2. Mapa da distribuição da toninha (<i>Pontoporia blainvillei</i>), mapa menor, e a existência dos dois hiatos na distribuição da espécie. Fonte: ROCHA-CAMPOS <i>et al.</i> 2010.....	17
Figura 3. Nova proposta de subdivisão das áreas de manejo da toninha (<i>Pontoporia blainvillei</i>): FMA Ia (Espírito Santo) e FMA Ib (norte do Rio de Janeiro), FMA IIa (sul do Rio de Janeiro – norte de São Paulo) e FMA IIb (centro de São Paulo – centro de Santa Catarina), FMA IIIa (centro de Santa Catarina – Uruguai) e FMA IIIb (Rio da Prata), e FMA (IVa, IVb e IVc). Fonte: CUNHA <i>et al.</i> 2014.....	19
Figura 4. Retângulo amostral de comprimento $2w$ e largura (L) percorrido pelo observador ao longo de uma transecção linear para registrar a distância perpendicular x de cada objeto (●) detectado.....	21
Figura 5. Mapa da Baía da Babitonga, localizada no Estado de Santa Catarina, com as rotas percorridas durante os levantamentos aéreos e os grupos de toninha amostrados.....	27
Figura 6. A) Helicóptero <i>Robinson R44</i> utilizado na coleta de dados (Autor: Projeto Toninhas); B) Observador registrando o tempo de superfície e mergulhos de grupos de toninha (Autor: Daniel Danilewicz).....	28
Figura 7. <i>Boxplot</i> entre os resíduos normalizados do modelo linear simples e os grupos de toninha (<i>Pontoporia blainvillei</i>) amostrados ($n = 101$).....	31
Figura 8. Gráfico da função de auto-correlação entre os resíduos do modelo linear simples, demonstrando a auto-correlação temporal dos dados.....	31
Figura 9. Plataforma de observação, <i>Aerocommander 500B</i> , utilizada durante os levantamentos aéreos. Autor: Paulo A. Flores.....	36
Figura 10. Grupo de toninhas (<i>Pontoporia blainvillei</i>) considerado como disponível para detecção durante levantamentos aéreos. Autor: Federico Sucunza.....	40

Figura 11. Gráfico dos resíduos normalizados em relação aos valores preditos pelo modelo linear generalizado com efeitos mistos escolhido.....	41
Figura 12. Gráfico dos quantis dos resíduos normalizados em relação aos resíduos normalizados do modelo linear generalizado com efeitos mistos escolhido.....	42
Figura 13. Histograma dos intervalos de tempo que grupos de toninha (<i>Pontoporia blainvillei</i>) permaneceram disponíveis visualmente para os observadores no helicóptero.....	43
Figura 14. Histograma dos intervalos de tempo que grupos de toninha (<i>Pontoporia blainvillei</i>) permaneceram indisponíveis visualmente para os observadores no helicóptero.....	43
Figura 15. Histograma das distâncias perpendiculares (em km) registradas na Baía da Babitonga em 2011 (ZERBINI <i>et al.</i> 2011). Curva da probabilidade de detecção utilizando o modelo "hazard rate" sem covariáveis e distâncias perpendiculares truncadas à esquerda (87 m) e à direita (300 m).....	45
Figura 16. A) Curva de detecção dos observadores da frente; B) curva de detecção dos observadores de trás; C) curva de detecção da plataforma de observação; D) curva de detecção apenas com as detecções simultâneas; E) probabilidade condicional de detecção dos observadores da frente; F) probabilidade condicional de detecção dos observadores de trás. Os pontos nos gráficos representam a probabilidade de detecção de cada avistagem condicionadas aos valores de cada covariável.....	49
Figura 17. Histograma das distâncias perpendiculares registradas pelos observadores da frente na Baía da Babionga em 2011 (ZERBINI <i>et al.</i> 2011).....	57

Índice de Tabelas

Tabela 1. Resumo das variáveis biológicas e ambientais registradas durante os sobrevoos do presente estudo. EP = erro padrão.....	32
Tabela 2. Resumo dos dados utilizados na estimativa do viés de percepção.....	36
Tabela 3. Variáveis testadas para inclusão nos modelos de amostragem de distâncias combinados com marca-recaptura (MRDS).....	39
Tabela 4. Parâmetros estimados do melhor modelo linear generalizado com efeitos mistos, utilizado para explicar o efeito das variáveis ambientais e biológicas sobre a proporção de tempo que grupos de toninha permanecem disponíveis para detecção. EP = erro padrão, GL = graus de liberdade.....	41
Tabela 5. Estimativa do viés de disponibilidade para todo o conjunto de dados e para grupos pequenos e grupos grandes separadamente. Erro padrão e intervalo de confiança de 95% entre parênteses.....	44
Tabela 6. Valores relacionados à estimativa de abundância de toninhas (<i>Pontoporia blainvillei</i>) na Baía da Babitonga em fevereiro de 2011 (CV entre parênteses quando aplicável).....	44
Tabela 7. Valores de densidade corrigidos a partir dos valores do viés de disponibilidade (VD) calculados para grupos pequenos, grandes e geral. EP = erro padrão, IC = intervalo de confiança de 95%.....	45
Tabela 8. Valores de $\hat{p}(0)$ (CV entre parênteses) calculados para cada um dos níveis de confiabilidade.....	46
Tabela 9. Valor de $\hat{p}(0)$ (CV entre parênteses) calculado para cada lado da aeronave (E = esquerdo, D = direito) separadamente, para cada um dos níveis de confiabilidade.....	47
Tabela 10. Valores de $\hat{p}(0)$ (CV entre parênteses) para cada um dos observadores, para cada um dos níveis de confiabilidade. D = direita, E = esquerda, F = frente, T = trás.....	47
Tabela 11. Resumo de todos os modelos propostos para os componentes da marcação e recaptura (MRDS) e da amostragem de distâncias (MCDS) e seus respectivos valores de AIC. O modelo que melhor ajustou os dados está com o valor de AIC grifado em negrito.....	48

Tabela 12. Parâmetros estimados e erro padrão (EP) dos modelos $p_j 3 - j(x, \underline{z})$ (MRDS) e $\hat{g} \cdot (x, \underline{z})$ (MCDS) escolhidos a partir da análise das detecções de toninhas realizadas entre 2011 e 2014.....	48
Tabela 13. Comparação entre a média (erro padrão entre parênteses) dos tempos de superfície e mergulho registrados a partir de diferentes plataformas de observação. S e M correspondem, respectivamente, ao tempo de superfície e de mergulho em segundos.....	54
Tabela 14. Comparação entre os valores do viés de disponibilidade calculados a partir dos parâmetros de mergulho registrados em plataformas em terra/bote (Pr[superfície]) com os parâmetros registrados em plataforma aérea (Pr[ar]). t = tempo que um grupo permanece no visual do observador. Cálculo do viés a partir da fórmula proposta por BARLOW <i>et al.</i> (1988).....	58

Resumo

A toninha (*Pontoporia blainvillei*) é considerada o pequeno cetáceo mais ameaçado de extinção no oceano Atlântico Sul ocidental. Portanto, obter estimativas robustas do tamanho populacional é fundamental para garantir a conservação da espécie. O presente trabalho teve como objetivo investigar o viés de visibilidade em levantamentos aéreos da toninha e, quando possível, utilizá-lo para corrigir estimativas de abundância para essa espécie. Sobrevoos utilizando um helicóptero *Robinson R44* foram realizados na Baía da Babitonga, Santa Catarina, para estimar o tempo que a toninha permanece disponível para ser detectada durante levantamentos aéreos. O tempo de superfície foi definido como o período durante o qual um grupo permaneceu disponível visualmente para observadores no helicóptero. Um ciclo superfície-mergulho correspondeu ao início de um intervalo de superfície até o início do próximo intervalo de superfície. Modelos lineares generalizados com efeitos mistos (GLMM) foram utilizados para investigar o efeito de variáveis ambientais e biológicas sobre a proporção de tempo que a toninha permanece disponível para o observador. O viés de disponibilidade foi calculado como proposto por LAAKE *et al.* (1997). Foram realizadas aproximadamente 15 h de observação durante os sobrevoos com helicóptero. Após a triagem dos dados, sobraram 248 ciclos de superfície-mergulho registrados em 101 amostragens. O modelo GLMM com maior suporte incluiu apenas o tamanho de grupo como variável explanatória fixa e indicou uma correlação positiva entre a proporção de tempo que grupos de toninha permanecem disponíveis para detecção e o tamanho de grupo. O tempo médio que um grupo de toninhas permaneceu disponível e indisponível para os observadores foi de 16,10 segundos (EP = 9,74) e de 39,77 segundos (EP = 29,06), respectivamente. Assumindo um tempo de janela de 5,77 segundos, o viés de disponibilidade da toninha é de 0,38 (EP = 0,01). A proporção de toninhas disponíveis na linha de transecção que não são detectadas pelos observadores (viés de percepção) foi estimada utilizando os métodos de amostragem de distâncias combinados com marca-recaptura (MRDS) assumindo a independência pontual dos observadores. As detecções utilizadas foram registradas durante levantamentos aéreos (2011-2014) realizados com a mesma aeronave *Aerocommander 500B* e os mesmos quatro observadores sempre posicionados no mesmo lugar. Devido à diferença no formato das janelas da frente (janelas-bolha) e de trás (janelas-plana), somente detecções realizadas entre 60°-30° foram selecionadas. Para estimar o viés de percepção foram utilizadas 191 detecções. O modelo MRDS que melhor acomodou os dados teve as covariáveis distância, área (fator) e lado (fator) no componente da marca-recaptura, e distância e *Beaufort* (fator) no componente

da amostragem de distâncias. A partir deste modelo o $\hat{p}(0)$ estimado foi de 0,38 (EP = 0,12). O tempo de superfície da toninha estimado a partir do helicóptero é 13,42 vezes maior do que o estimado a partir de plataformas em superfície e, assim, deve ser utilizado para corrigir o efeito do viés de disponibilidade em levantamentos aéreos. Os resultados indicaram que o viés de percepção para a toninha pode ser substancial, contudo foi constatada a necessidade de mudanças metodológicas para obter uma estimativa robusta desse parâmetro.

PALAVRAS CHAVE: VIÉS DE DISPONIBILIDADE, VIÉS DE PERCEPÇÃO, ESTIMATIVA DE DENSIDADE.

Abstract

The franciscana dolphin (*Pontoporia blainvillei*) is considered the most threatened cetacean species in the southwestern Atlantic Ocean. Therefore, robust abundance estimates are necessary to improve conservation and management effort for this species. The goal of the present work was improve abundance estimates of franciscana dolphins by estimating correction factors to compensate for visibility bias in aerial surveys. Field experiments were made from a *Robinson R44* helicopter in Babitonga Bay, Santa Catarina State, to estimate the time during which a franciscana group remained available to be detected from an aircraft. The surfacing interval was defined as the period of time during which one or more franciscanas in a group were available to the observer in the helicopter. A surface-dive cycle was defined as the period of time from the beginning of one surfacing to the next. Generalized mixed effect models (GLMMs) were used to investigate the influence of environmental and biological predictors on the proportion of time franciscana groups spend at the surface. Availability bias was then estimated following the methods proposed by LAAKE *et al.* (1997). A total of 15 hours were flown during the helicopter experiment. After filtering the whole dataset 248 complete surface-dive cycles from a total of 101 samples remained. The most supported GLMM model show a positive relationship between the proportion of time at surface and the size of franciscana groups. The average time franciscana groups spent at the surface and in a dive was 16.10 (SE = 9.74) and 39.77 (SE = 29.06), respectively. Assuming a time window of 5.77 seconds, the estimated availability bias was 0.38 (SE = 0.01). The fraction of individuals available at the surface that were missed by the observers (perception bias) was estimated using mark-recapture-distance-sampling methods (MRDS) assuming point independence. Sightings were recorded through aerial surveys carried out between 2011 and 2014 with an *Aerocommander 500B* and the same observers, which were located at the same observing positions. Because of differences between front (bubble) and rear (flat) windows field of view, only sighting made between 60°-30° were used in the analysis ($n = 191$). The MRDS model that best fit the data had distance, area (factor), and side (factor) as covariates in the mark-recapture component, and distance and *Beaufort* (factor) as covariates in the distance sampling component. The estimated probability of detecting a franciscana group that was visible at the transect line was 0.38 (SE = 0.12). Results of this study showed that surfacing time recorded from helicopter were 13.42 times greater than time recorded from surface platforms. Therefore, availability bias estimates for aerial surveys of franciscana dolphins must be estimated from dive parameters computed from aerial platforms. Estimates of

perception bias indicated that the number of franciscana sightings missed by observers can be significant and that correction factors to compensate for this bias are necessary. However, methodological improvements in the sampling procedures are needed to estimate this parameter in a more robust way.

KEY WORDS: AVAILABILITY BIAS, PERCEPTION BIAS, DENSITY ESTIMATES.

1. Introdução

As populações de cetáceos são afetadas globalmente por uma gama de atividades humanas, incluindo o impacto direto da caça, da captura incidental em redes de pesca, das colisões com embarcações, e indiretos devido à degradação do habitat pela ocupação humana, pela poluição química e acústica, pela sobre-exploração do recurso e pelo aquecimento dos oceanos (HARWOOD, 2001). Estimativas robustas do tamanho populacional são fundamentais para monitorar tendências, avaliar o real estado de conservação das espécies e implementar planos de manejo adequados (WILLIAMS, 2001).

1.1. A toninha (*Pontoporia blainvillei*): ecologia, ameaças e conservação

A toninha (*Pontoporia blainvillei*) (Gervais & d'Orbigny, 1844) (Figura 1) é a única espécie da Família Pontoporiidae (Mammalia: Cetartiodactyla). A espécie é endêmica do oceano Atlântico Sul ocidental, ocorrendo desde Itaúnas (18° 25'S), no Espírito Santo (Brasil) até o Golfo Nuevo (42° 35'S), na Província de Chubut (Argentina) (SICILIANO, 1994; CRESPO, HARRIS & GONZÁLES, 1998) (Figura 2). A toninha apresenta uma distribuição descontínua ao longo da costa brasileira, existindo duas áreas onde a espécie é extremamente rara ou ausente. Um desses hiatos situa-se entre Ubatuba (23° 20'S, região norte de São Paulo – SP) e Macaé (22° 25'S, região sul do Rio de Janeiro – RJ), e o outro entre a Barra de Itabapoana e Regência (19° 40'S e 21° 18'S, região sul do Espírito Santo – ES) (SICILIANO, DI BENEDETTO & RAMOS, 2002) (Figura 2).



Figura 1: Toninha (*Pontoporia blainvillei*), grupo de mãe com filhote. **Autor:** Federico Sucunza.

A toninha ocorre preferencialmente em regiões estuarinas e costeiras até os 30 m de profundidade (PINEDO, PRADERI & BROWNELL JR., 1989; CREMER & SIMÕES-LOPES, 2005; DANILEWICZ *et al.*, 2009), contudo há regiões onde a presença da espécie em águas de até 50 m de profundidade foi observada (CRESPO *et al.*, 2010; FERREIRA, MUELBERT & SECCHI, 2010). Grupos de toninha podem variar entre 1 e 13 animais (BORDINO, THOMPSON & IÑÍGUEZ, 1999; CREMER & SIMÕES-LOPES, 2008), contudo, devido à grande dificuldade em observar a espécie no ambiente natural, informações a respeito da sua ecologia comportamental são escassas (CRESPO, 2009).

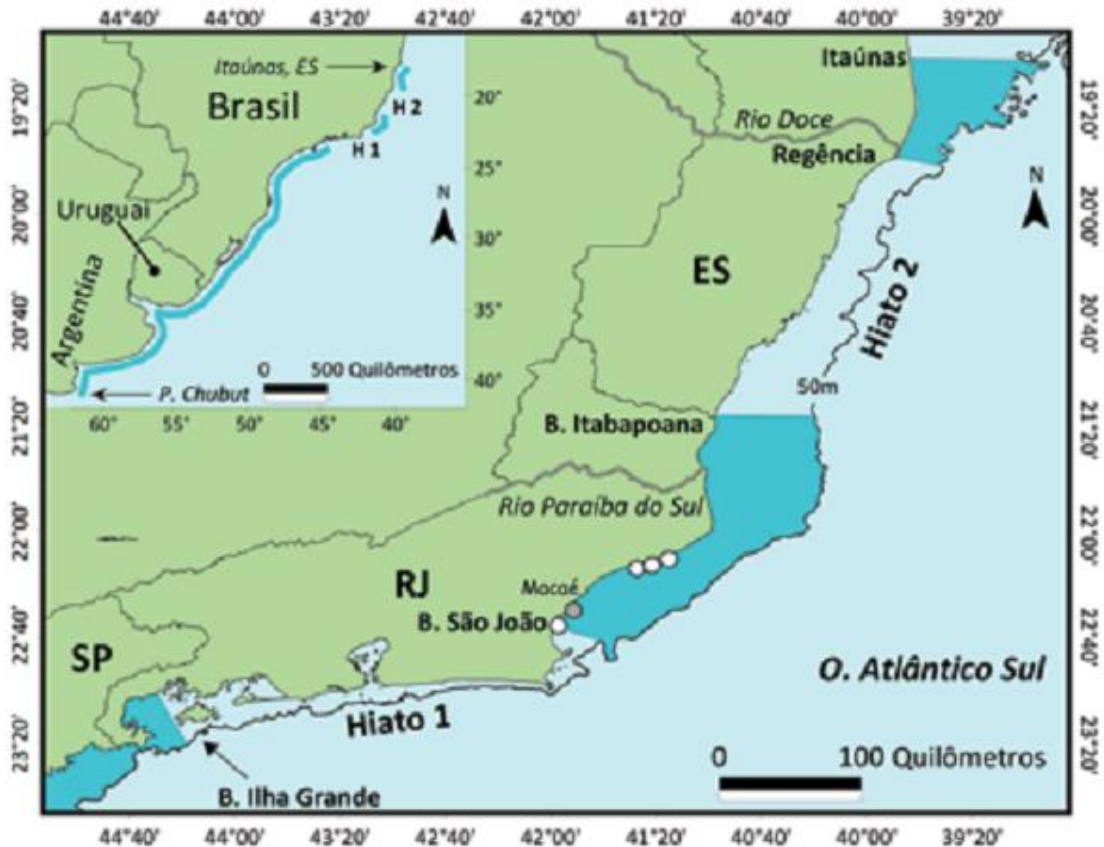


Figura 2. Mapa da distribuição da toninha (*Pontoporia blainvillei*), mapa menor, e a existência dos dois hiatos na distribuição da espécie. **Fonte:** ROCHA-CAMPOS *et al.* 2010.

A toninha é um golfinho pequeno, atingindo um comprimento total entre 121 e 177 cm (CRESPO, 2009). A espécie apresenta dimorfismo sexual, sendo as fêmeas maiores que os machos (RAMOS *et al.*, 2002). O período de gestação dura em torno de 11 meses, e o tempo de lactação pode chegar a 9 meses (DANILEWICZ, 2003). Ao norte de sua distribuição (RJ e ES), a espécie não apresenta sazonalidade reprodutiva definida, enquanto no restante de sua distribuição os nascimentos ocorrem predominantemente na primavera e verão (*e.g.* RAMOS, DI BENEDITTO & LIMA, 2000; DANILEWICZ, 2003). O sistema de acasalamento é formado por apenas um macho, o qual permaneceria junto com a fêmea durante e após o seu período reprodutivo (WELLS, BORDINO & DOUGLAS, 2013).

PINEDO (1995), com base em análises morfométricas multivariadas, sugeriu a existência de duas formas geográficas distintas: uma forma pequena ao norte de Santa Catarina e uma forma grande ocorrendo ao longo da região sul do Brasil, no Uruguai e na

Argentina. A comparação entre sequências da região controle do DNA mitocondrial (SECCHI *et al.*, 1998) deu suporte à existência de pelo menos duas populações ao longo da distribuição da espécie. Estudos posteriores indicaram uma maior variabilidade ao longo da distribuição da espécie (*e.g.* RAMOS *et al.*, 2002; LÁZARO, LESSA & HAMILTON, 2004; BARBATO *et al.*, 2012), sendo atualmente proposta a existência de 9 populações (MENDEZ *et al.*, 2010; COSTA-URRUTIA *et al.*, 2012; CUNHA *et al.*, 2014).

A captura incidental em redes de pesca é mundialmente reconhecida como fator reducional das populações de mamíferos aquáticos (REEVES, MCCLELLAN & WERNER, 2013). O hábitat estritamente costeiro (DANILEWICZ *et al.*, 2009) torna a toninha altamente vulnerável às atividades de pesca. A captura incidental é considerada a principal ameaça à conservação da espécie (OTT *et al.*, 2002; SECCHI, OTT & DANILEWICZ, 2003; SECCHI, 2010). Os primeiros registros de mortalidade de toninhas em redes de pesca foram realizados no Uruguai em meados de 1940 (VAN ERP, 1969). Atualmente, capturas anuais médias de ~2.000 indivíduos (mínimo: ~200, máximo: ~3.000 toninhas) são observadas ao longo de grande parte da área de distribuição da espécie (OTT *et al.*, 2002; SECCHI, OTT & DANILEWICZ, 2003; SECCHI, 2010).

A degradação do ambiente costeiro, a contaminação química das águas e a entrada de resíduos sólidos no ambiente marinho são outros crescentes problemas para a conservação da espécie (SECCHI, OTT & DANILEWICZ, 2003; SEIXAS *et al.*, 2007; DENUNCIO *et al.*, 2011). Atualmente, a toninha é considerada o pequeno cetáceo mais ameaçado de extinção no oceano Atlântico Sul ocidental, sendo listada como “em perigo” no “Livro Vermelho da Fauna Brasileira Ameaçada de Extinção” e “*vulnerable*” na “*IUCN Red List of Threatened Species*” (DANILEWICZ, SECCHI & DI BENEDITTO, 2008; REEVES *et al.*, 2012).

Um total de quatro áreas de manejo (“*Franciscana Management Areas*” – FMAs) foi implementado ao longo de sua distribuição com o objetivo de ordenar o manejo das atividades humanas com potencial impacto sobre a espécie: FMA I – inclui o Espírito Santo e o Rio de Janeiro, FMA II – inclui São Paulo, Paraná e Santa Catarina, FMA III – Rio Grande do Sul (Brasil) e Uruguai, FMA IV – Argentina (SECCHI, DANILEWICZ & OTT, 2003). Estudos mais recentes fizeram uma análise da região controle do DNA mitocondrial, e demonstraram a existência de subestrutura populacional em escalas geográficas menores e propuseram uma subdivisão das FMAs em nove áreas menores (Figura 3) (CUNHA *et al.*, 2014).

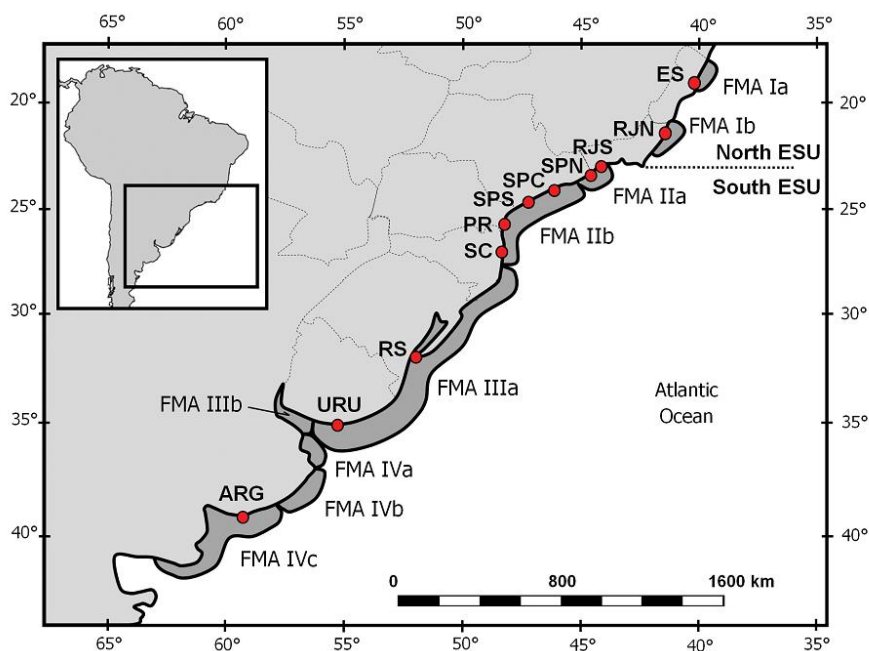


Figura 3. Nova proposta de subdivisão das áreas de manejo da toninha (*Pontoporia blainvillei*): FMA Ia (Espírito Santo) e FMA Ib (norte do Rio de Janeiro), FMA Iia (sul do Rio de Janeiro – norte de São Paulo) e FMA Iib (centro de São Paulo – centro de Santa Catarina), FMA IIIa (centro de Santa Catarina – Uruguai) e FMA IIIb (Rio da Prata), e FMA (IVa, IVb e IVc). **Fonte:** CUNHA *et al.* 2014.

1.2. Amostragem de distâncias na estimativa de abundância populacional

Para avaliar o impacto das capturas incidentais sobre as populações de mamíferos aquáticos, é fundamental conhecer o tamanho dessas populações (BARLOW *et al.*, 1994; REEVES, MCCLELLAN & WERNER, 2013). A amostragem de distâncias (“*Distance Sampling*”) (BUCKLAND *et al.*, 2001; 2004) é um dos métodos mais utilizados para se estimar o tamanho populacional de mamíferos aquáticos, inclusive da toninha (*e.g.* ANDRIOLO *et al.*, 2010; CRESPO *et al.*, 2010; DANILEWICZ *et al.*, 2010). Na amostragem de distâncias por transecções lineares, um observador percorre uma região retangular de largura $2w$ e comprimento L contendo N animais (ou grupo de animais) e registra a distância perpendicular (x) para cada animal detectado (BUCKLAND *et al.*, 2001) (Figura 4). A probabilidade incondicional de detectar um objeto dentro da área de amostragem (representada por: $a = 2wL$) é:

$$Pa = \frac{\int_0^w g(x)dx}{w}$$

onde, $\int_0^w g(x)dx$ é a faixa efetiva de busca do observador, e $g(x)$ é a sua função de detecção.

A faixa efetiva de busca (ESW) representa a distância perpendicular a partir da linha onde o número de detecções perdidas entre a linha de transecção e esse ponto é igual ao número de detecções realizadas além desse ponto. A função de detecção $g(x)$, ou a probabilidade de detectar um objeto que esteja a uma distância x , é calculada a partir da frequência das distâncias perpendiculares registradas pelo observador (BUCKLAND *et al.*, 2001). Para tornar essa medida absoluta, a metodologia de transectos lineares tem como uma de suas premissas que todos os indivíduos ou grupos de indivíduos que estejam na linha de amostragem serão detectados ($g(0) = 1$) (BUCKLAND *et al.*, 2001). Contudo, a maioria das amostragens visuais de mamíferos aquáticos potencialmente apresentam $g(0) < 1$ em consequência de um fator conhecido como viés de visibilidade (HIBY & HAMMOND, 1989; LAAKE *et al.*, 1997; GARNER *et al.*, 1999). Este viés é potencialmente agravado durante levantamentos aéreos devido à alta velocidade das aeronaves (HIBY & HAMMOND, 1989; BUCKLAND *et al.*, 2001). Em tais situações, pressupor que $g(0) = 1$ causa a sobre-estimativa da faixa efetiva de busca e a subestimativa da densidade de animais. O grau em que os métodos de amostragem de distâncias subestimam a abundância de indivíduos, quando a detecção na linha de transecção não é certa ($g(0) < 1$), é diretamente proporcional ao valor real de $g(0)$ (LAAKE & BORCHERS, 2004). Por exemplo, LAAKE *et al.* (1997) estimaram $g(0) = 0,29$ para observadores experientes e $g(0) = 0,08$ para observadores inexperientes em levantamento aéreo com o boto comum (*Phocoena phocoena*) na região do Puget Sound, Estado de Washington, EUA. Ou seja, para corrigir uma estimativa de abundância cujo $g(0) = 0,29$ seria preciso multiplicar a abundância não corrigida por $1/0,29 = 3,45$.

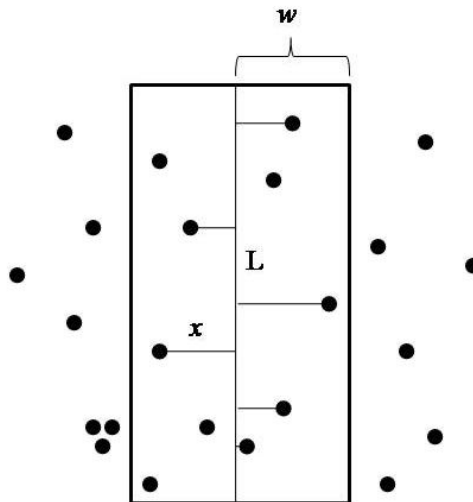


Figura 4. Retângulo amostral de largura $2w$ e comprimento L percorrido pelo observador ao longo de uma transecção linear para registrar a distância perpendicular x de cada objeto (●) detectado.

MARSH & SINCLAIR (1989) propuseram que o viés de visibilidade fosse dividido em dois componentes: “viés de percepção” e “viés de disponibilidade”. O viés de percepção representa a proporção de animais disponíveis para o observador, mas que não são detectados devido a fatores ambientais (*e.g.*, estado do mar *Beaufort*, transparência da água, reflexo do sol na água) e/ou humanos (*e.g.*, fadiga, método de busca por animais). O viés de disponibilidade representa a proporção de animais que não estão disponíveis para serem detectados (*e.g.*, por estarem submersos) pelo observador.

Devido à incerteza relacionada ao $g(0)$, POLLOCK & KENDALL (1987) sugeriram a utilização dos métodos de marcação e recaptura para eliminar o viés de percepção em trabalhos de levantamento aéreo. Embora sua aplicação permita um relaxamento da premissa de que $g(0) = 1$, estes métodos não consideram a heterogeneidade na probabilidade de detecção em função da distância (SCHWEDER, 1990; BUCKLAND, 1992). O viés resultante desta heterogeneidade pode ser igual ou superior ao viés causado ao assumir que $g(0) = 1$, na amostragem de distâncias, quando esta probabilidade não é certa (LAAKE & BORCHERS, 2004). Para corrigir este problema, métodos de amostragem de distâncias combinados com marca-recaptura (“*Mark-recapture-distance-sampling*”, MRDS) foram propostos (LAAKE & BORCHERS, 2004). O MRDS integra os métodos de amostragem de distâncias e de

marcação e recaptura para estimar a probabilidade de detecção, dada uma distância x da linha (LAAKE & BORCHERS, 2004). O uso em conjunto desses métodos torna a estimativa de abundância mais robusta, uma vez que incorpora a heterogeneidade na probabilidade de detecção resultante das distâncias e permite a estimativa de $g(0)$. O viés de percepção é possivelmente agravado em trabalhos de levantamento aéreo, uma vez que o observador possui pouco tempo para detectar e identificar um animal que esteja disponível (BUCKLAND *et al.*, 2001).

A utilização dos métodos de MRDS geralmente não elimina o viés causado pela indisponibilidade dos animais na área de busca do observador, especialmente quando o tempo que o animal permanece indisponível (*e.g.*, submerso) é superior ao tempo que o observador possui para detectá-lo (BARLOW, 1999; LAAKE & BORCHERS, 2004). O viés de disponibilidade, caso exista, não deve ser ignorado, uma vez que o seu efeito na estimativa de abundância pode ser substancial e até mesmo maior que o do viés de percepção (LAAKE *et al.*, 1997; LAAKE & BORCHERS, 2004; POLLOCK *et al.*, 2006). O viés de disponibilidade pode ser influenciado pelo tipo de plataforma utilizada (*i.e.*, aeronave ou embarcação), por variáveis ambientais (*e.g.*, transparência da água, profundidade) e pelo comportamento de mergulho do animal (BARLOW *et al.*, 1988; SLOOTEN, DAWSON & RAYMENT, 2004; POLLOCK *et al.*, 2006; THOMSON *et al.*, 2012, 2013). Devido à velocidade da aeronave, o tempo que uma parcela do oceano permanece disponível para o observador é muitas vezes menor que o tempo que o animal permanece submerso e, assim, durante a amostragem uma proporção (substancial em alguns casos) da população não será detectada e o número total de animais será subestimado (LAAKE *et al.*, 1997; BARLOW, 1999; THOMSON *et al.*, 2012).

Estudos realizados a partir de aviões têm sido considerados uma das formas mais efetivas de estimar o tamanho populacional da toninha (CRESPO *et al.*, 2002). A primeira estimativa de abundância de toninhas foi realizada na região costeira (dentro da isóbata de 15 m) do Rio grande do Sul (SECCHI *et al.*, 2001). Os sobrevoos cobriram uma área de 435 km² (7% da área total assumida para a população) e a densidade estimada foi extrapolada para a região entre a linha de costa e a isóbata de 30m ao longo do litoral do Rio Grande do Sul e do Uruguai. Posteriormente, CRESPO *et al.*(2004) realizaram sobrevoos ao longo da costa da Argentina e extrapolaram os resultados para toda a área até os 50 m de profundidade, com base em uma área amostrada equivalente a 10% da área total. A extrapolação dos resultados para áreas não amostradas, a falta de uma correção para a perda de animais localizados na

linha de transecção e a subestimativa do tamanho de grupo levaram a Comissão Internacional da Baleia (CIB) a considerar estes estudos como inapropriados para definir os valores mínimos de abundância de toninhas (INTERNATIONAL WHALING COMMISSION, 2005). No artigo publicado por CRESPO *et al.* (2010), que se baseou nos dados apresentados em CRESPO *et al.* (2004), a área total foi reduzida para a isóbata de 30 m o que aumentou a porcentagem de área amostrada para 33%. Entretanto, nenhuma correção para o viés de percepção e para o viés na estimativa do tamanho de grupo foi incorporada. Adicionalmente, devido a limitações da aeronave e de recurso, o desenho das transecções em zigzag (ou “dente de tubarão”) apresenta uma potencial fonte adicional de viés a estes estudos, uma vez que a probabilidade de cobertura entre as distintas profundidades não é constante (BUCKLAND *et al.*, 2001).

Novos levantamentos aéreos realizados no Rio Grande do Sul por DANILEWICZ *et al.* (2010) apresentaram melhorias com relação aos estudos pretéritos. As transecções foram dispostas de forma paralela entre si e a densidade de indivíduos não foi extrapolada para áreas não amostradas. Contudo, o estudo não apresentou nenhuma correção para o viés de percepção e para a subestimativa do tamanho de grupo. Seguindo as recomendações da CIB, ZERBINI *et al.* (2010) utilizaram os métodos de MRDS para corrigir o viés causado pela perda de indivíduos disponíveis na linha de transecção. Os sobrevoos foram realizados ao longo de toda a área da FMA II (até a isóbata de 30 m) e os autores estimaram que aproximadamente 40% das toninhas disponíveis na linha de transecção não foram detectadas pelos observadores. Embora melhorias tenham sido incorporadas aos levantamentos aéreos, todos os estudos utilizaram tempos de superfície e mergulho de toninhas registrados a partir de plataformas em superfície (terra e bote) para corrigir o viés de disponibilidade dos animais. Estes valores são considerados subestimados (DANILEWICZ *et al.*, 2010), uma vez que observadores posicionados em plataformas aéreas conseguem detectar um animal que esteja a uma certa distância da superfície (MARSH & SINCLAIR, 1989; LAAKE *et al.*, 1997; SLOOTEN, DAWSON & RAYMENT, 2004; POLLOCK *et al.*, 2006; DANILEWICZ *et al.*, 2010).

ZERBINI *et al.* (2011) realizaram experimentos com duas plataformas (bote e avião) trabalhando de forma simultânea para computar um fator de correção para levantamentos aéreos de toninha. O objetivo desse estudo era investigar possíveis efeitos da subestimativa de tamanho de grupo em estimativas áreas, bem como computar valores empíricos para o viés de

visibilidade. Esses autores estimaram que o tamanho de grupo é subestimado em aproximadamente 23% pela plataforma aérea e a densidade de indivíduos estimada é 4,74 vezes menor do que a densidade real. Embora este estudo represente um importante refinamento para as estimativas de abundância realizadas a partir de uma plataforma aérea, não foi computado o efeito do viés de disponibilidade e de percepção separadamente. Assim o presente estudo teve como objetivo principal expandir os experimentos realizados na Baía da Babitonga em 2011 (ZERBINI *et al.*, 2011) e investigar, de forma independente, o efeito do viés de disponibilidade e do viés de percepção sobre a detectabilidade de toninhas em levantamentos aéreos.

2. Objetivos

2.1. Geral

Compreender (e potencialmente corrigir) a influência de fatores ambientais e humanos na detectabilidade de toninhas em estudos de amostragem de distâncias a partir de plataformas aéreas.

2.2. Específicos

- Estimar a probabilidade de uma toninha ou um grupo de toninhas estar disponível para detecção (viés de disponibilidade) e os fatores (ambientais e/ou biológicos) que afetam essa probabilidade;
- Estimar a probabilidade de detecção de toninhas disponíveis (viés de percepção) e os fatores (ambientais e/ou humanos) que afetam essa probabilidade;
- Estimar a probabilidade de detecção de toninhas na linha de transecção ($g(0)$) a partir de plataforma aérea;
- Comparar as estimativas de viés de disponibilidade e de percepção com estimativas obtidas com outros métodos e suas implicações para estimativas de abundância da toninha.

3. Material e Métodos

Esta seção é dividida em duas partes, tendo a primeira seu enfoque nos experimentos realizados para estimar o viés de disponibilidade, e a segunda, os métodos utilizados na estimativa do viés de percepção. Todas as análises foram realizadas no programa R (R CORE TEAM, 2014).

3.1. Estimativa de viés de disponibilidade

3.1.1. Área de estudo

Entre 23 e 31 de janeiro de 2014, foram realizados levantamentos aéreos na Baía da Babitonga (26°16'S, 048° 42'O), localizada no Estado de Santa Catarina (Figura 5). A baía possui uma área de aproximadamente 160 km² e uma profundidade média de 6 m (CREMER & SIMÕES-LOPES, 2008). A área foi escolhida devido: i) à alta densidade de toninhas ao longo do ano (CREMER & SIMÕES-LOPES, 2008), ii) à baixa reação dos animais a embarcações de pequeno porte (CREMER & SIMÕES-LOPES, 2008), iii) aos tamanhos de grupo de toninhas observados na Baía da Babitonga (1 - 7, média = 2,9, ZERBINI *et al.*, 2011) serem representativos dos observados ao longo de grande parte da distribuição da espécie (*e.g.*, CRESPO, HARRIS & GONZÁLES, 1998), e iv) às condições ambientais (baixa intensidade do vento, ambiente “fechado” e pequena área para cobrir) e logísticas (proximidade de aeroporto) favoráveis para o tipo de trabalho proposto neste estudo.

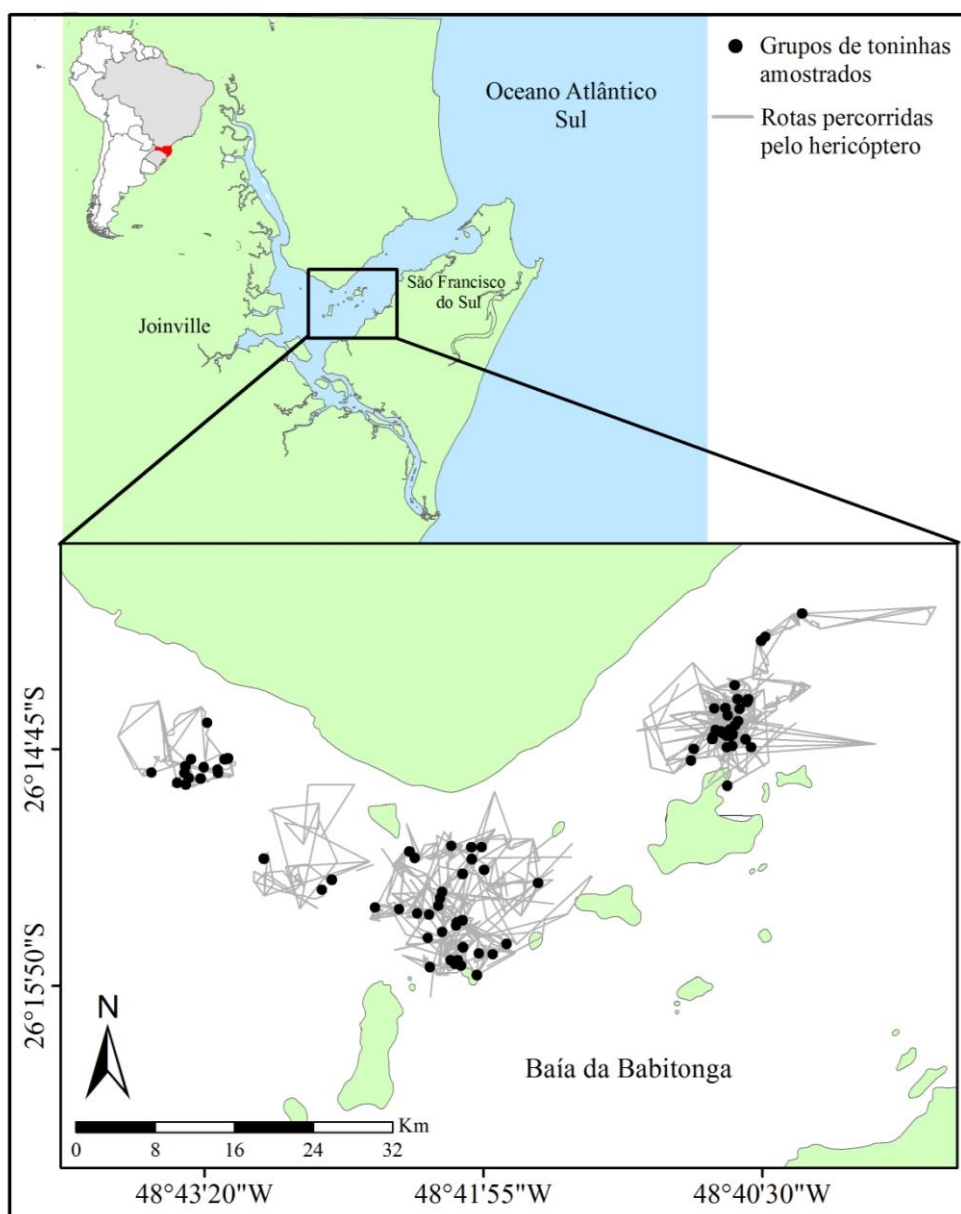


Figura 5. Mapa da Baía da Babitonga, localizada no Estado de Santa Catarina, com as rotas percorridas durante os levantamentos aéreos e os grupos de toninha amostrados.

3.1.2. Coleta de dados

A disponibilidade visual de grupos de toninhas foi registrada a partir de um helicóptero *Robinson R44* (Figura 6) a 150 m, uma altitude consistente com aquela utilizada para estimar a abundância da espécie a partir de aviões (*e.g.*, DANILEWICZ *et al.*, 2010, 2012; ZERBINI *et al.*, 2010). Os sobrevoos ocorreram sempre pelo período da manhã e

tiveram uma duração aproximada de 4 horas. As portas do lado esquerdo da aeronave (frente e trás) foram retiradas durante as amostragens para maximizar a visibilidade dos observadores. Dois pesquisadores com experiência em sobrevoos para toninhas foram responsáveis pela coleta de dados. Após a detecção de grupos de toninha, o piloto foi orientado a pairar sobre os grupos para amostragem do tempo de superfície. Cada observador realizou a coleta de dados de forma independente. Objetivou-se não coletar dados de um mesmo grupo de forma simultânea entre os observadores, evitando assim produzir réplicas de um mesmo grupo durante um mesmo ciclo de mergulho. Contudo, devido à falta de comunicação entre os observadores, não é possível afirmar que isso foi alcançado na totalidade dos casos. Todas as informações foram registradas em gravadores digitais sincronizados a um GPS, possibilitando, assim, o georreferenciamento dos dados.

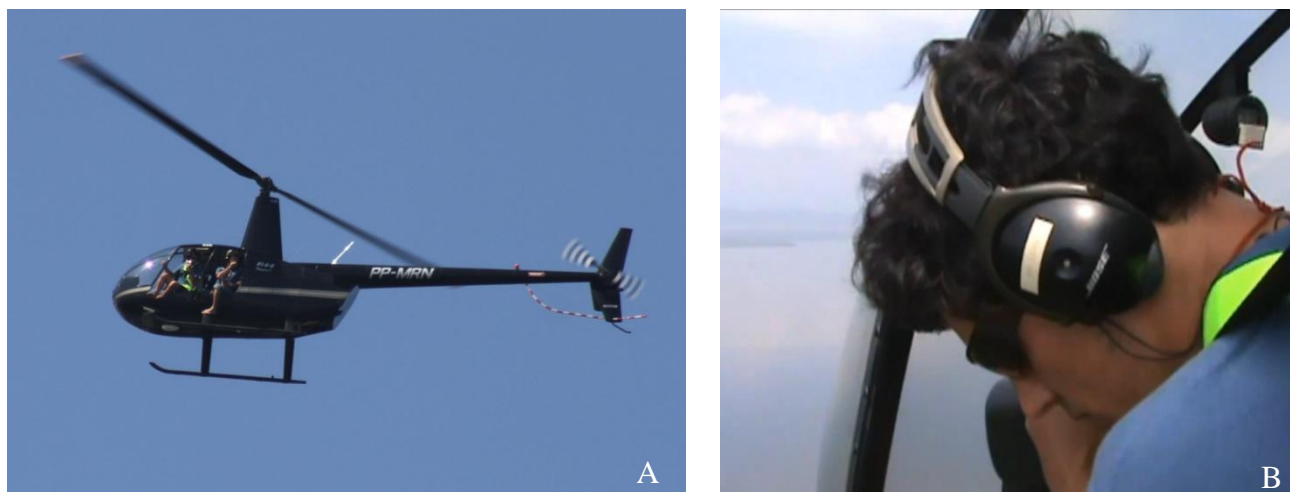


Figura 6. A) Helicóptero *Robinson* R44 utilizado na coleta de dados (**Autor:** Projeto Toninhas); B) Observador registrando o tempo de superfície e mergulhos de grupos de toninha (**Autor:** Daniel Danilewicz).

Cada amostragem teve início a partir do momento em que todos os indivíduos do grupo estiveram indisponíveis visualmente para garantir a medição adequada do tempo de mergulho e do tempo de superfície a partir da próxima emergência do grupo. Durante o intervalo de superfície, o observador registrou sempre que houve alteração no número de indivíduos disponíveis visualmente. Por exemplo, supondo que em um grupo com três indivíduos todos emergiram juntos. Após alguns segundos, apenas um dos indivíduos mergulhou e, passados mais alguns segundos, ele retornou à superfície, permanecendo todos juntos até todos mergulharem. O registro do número de indivíduos durante o intervalo de superfície foi de três

(momento em que todos os indivíduos emergiram), dois (momento em que um dos indivíduos mergulhou), três (momento em que o indivíduo voltou à superfície) e zero (início do intervalo de mergulho). A amostragem de cada grupo foi encerrada 10 minutos após o início de coleta de dados ou quando ocorreu a perda dos animais pelo observador. Cada observador registrou o tamanho do grupo, presença de filhotes (Figura 1) e, ao final de cada amostragem, o nível de confiança que o observador teve em acompanhar o mesmo grupo durante o período amostral. Esse último dado foi classificado em três categorias: alta, média ou baixa.

Cada observador foi responsável por registrar as variáveis ambientais, as quais foram obtidas no início de cada amostragem e a cada vez que uma mudança significativa foi constatada. Foi registrado: (i) estado do mar em escala *Beaufort*, (ii) reflexo no campo de visão – porcentagem e intensidade, (iii) cor da água, (iv) transparência da água (duas categorias: turva ou clara), e (v) visibilidade (três categorias: ótima, razoável ou ruim, classificação subjetiva levando em consideração os quatro pontos anteriores). Adicionalmente, foi utilizada uma embarcação para coletar variáveis ambientais complementares às registradas pelos observadores no helicóptero (profundidade e transparência da água medida com disco de Secchi). Esses registros foram realizados simultaneamente aos sobrevoos com helicóptero.

3.1.3. Análise de dados

O tempo de superfície foi definido como o período durante o qual no mínimo um indivíduo do grupo permaneceu disponível visualmente para o observador no helicóptero. O tempo de mergulho foi definido como o período durante o qual todos os indivíduos do grupo permaneceram indisponíveis visualmente. Um ciclo superfície-mergulho corresponde ao início de um intervalo de superfície até o início do próximo intervalo de superfície (LAAKE *et al.*, 1997).

O efeito das variáveis ambientais e biológicas sobre a proporção de tempo que os grupos de toninha permanecem disponíveis para o observador foi investigado com o uso de modelos lineares generalizados com efeitos mistos (GLMM) (PINHEIRO & BATES, 2000; ZUUR *et al.*, 2009). Estes modelos com efeitos mistos são adequados para a análise proposta, uma vez que permitem lidar com uma potencial correlação entre os ciclos de mergulho registrados durante a amostragem de um mesmo grupo de toninhas.

As análises foram feitas no programa R (R CORE TEAM, 2014), utilizando o pacote "nlme" (PINHEIRO *et al.*, 2014). A proporção de tempo em superfície (variável resposta) foi

calculada para cada ciclo superfície-mergulho e foi aplicada uma transformação logarítmica para aumentar a homogeneidade das variâncias e tornar a distribuição dos dados mais próxima a uma distribuição normal. A determinação da variável aleatória foi feita com base na análise dos resíduos gerados pelo modelo linear simples (Figura 7). Adicionalmente, esses resíduos foram utilizados na função de auto-correlação para investigar a possível auto-correlação temporal entre ciclos de mergulhos de uma mesma amostragem (Figura 8). Uma vez que essa função foi significativa (nível de 5%), foi incluído um termo de auto-correlação no modelo GLMM. O termo utilizado foi "*auto-regressive moving average*" (ARMA) com $\rho = 1$ e $q = 0$, sendo definida a auto-correlação somente entre ciclos de mergulho realizados em uma mesma amostragem. As variáveis explanatórias fixas foram definidas utilizando o método de parcimônia pela comparação entre os modelos através do teste de verossimilhança entre os modelos. Assim, primeiramente foi proposto um modelo contendo todas as variáveis ambientais e biológicas (Tabela 1) "modelo completo". Posteriormente, a variável com a menor significância (maior valor de p) foi retirada e o novo modelo foi comparado com o "modelo completo" pelo teste de verossimilhança. Caso os modelos não apresentassem diferença significativa (nível de 5%), foi escolhido o modelo mais simples (sem a variável). Este processo foi repetido até que a retirada de uma variável tornasse o novo modelo significativamente diferente do modelo mais complexo. O modelo GLMM resultante teve a forma:

$$Y_{ij} = \alpha + \beta_n * VA_{ij} + \alpha_i + \varepsilon_{ij}$$

$$\alpha_i \sim N(0, d^2)$$

$$\text{cor}(\varepsilon_s, \varepsilon_t) = h(\rho, d(\text{Ciclos}_s | \text{Amostragem}_n, \text{Ciclos}_t | \text{Amostragem}_n))$$

onde Y_{ij} representa a variável resposta, α a intersecção da curva, β_n a declinação da curva associada a cada uma das n variáveis explanatórias fixas, VA_{ij} as variáveis explanatórias fixas (Tabela 1), α_i a variável aleatória, e ε_{ij} os resíduos do modelo.

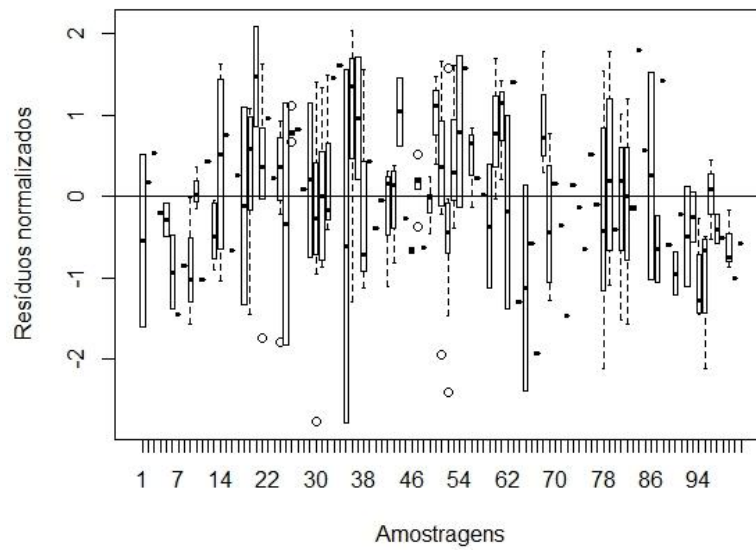


Figura 7. Boxplot entre os resíduos normalizados do modelo linear simples e os grupos de toninha (*Pontoporia blainvillei*) amostrados ($n = 101$).

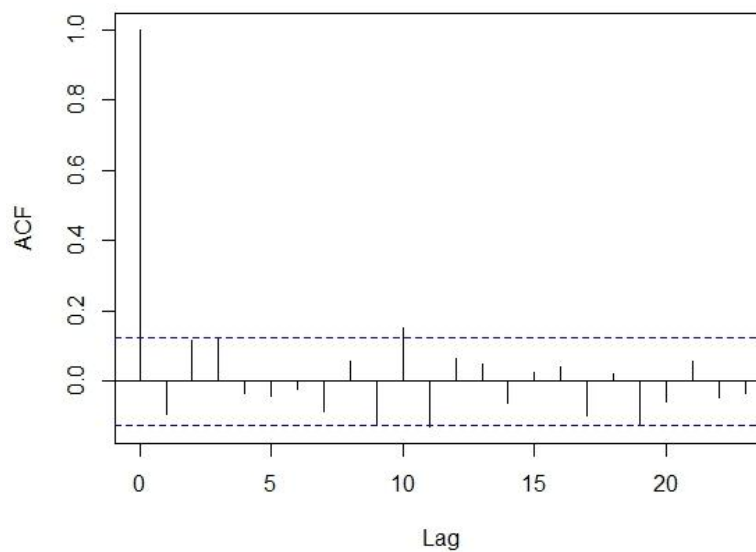


Figura 8. Gráfico da função de auto-correlação entre os resíduos do modelo linear simples, demonstrando a auto-correlação temporal dos dados.

Tabela 1. Resumo das variáveis biológicas e ambientais registradas durante os sobrevoos do presente estudo. EP = erro padrão.

Variável	Média	EP	Variação
Tamanho de grupo	2,92	1,11	1 – 7
Presença de filhotes	0,26*	-	-
Estado do mar <i>Beaufort</i>	1,63	0,64	1 – 3
Transparência da água (cm)	110,14	23,89	77 – 162
Profundidade (m)	7,02	1,87	4,4 – 12
Altura da maré (m)	0,73	0,24	0,3 – 1,2

* proporção de grupos (n = 101) com filhotes (n = 26).

O viés de disponibilidade foi estimado a partir da equação proposta por LAAKE *et al.*(1997):

$$Pr = \frac{E(s)}{E(s)E(d)} + \frac{E(d)[1 - e^{-\frac{w(x)}{E(d)}}]}{E(s) + E(d)}$$

onde E(s), $w(x)$ e E(d) correspondem, respectivamente, ao tempo médio de superfície, ao tempo que um grupo de toninhas permanece no campo de busca de um observador e ao tempo médio de mergulho.

O tempo médio de superfície E(s) e o de mergulho E(d), foram obtidos a partir da média entre todas as superfícies e mergulhos de cada ciclo, respectivamente. O tempo que um grupo de toninhas permanece no campo de busca de um observador $w(x)$, foi obtido a partir de dados disponíveis na literatura (CRESPO *et al.*, 2010; DANILEWICZ *et al.*, 2010).

O erro padrão (EP) foi obtido através de bootstrap não paramétrico (MANLY, 2006). Cada grupo de toninha observado foi utilizado como unidade amostral nas réplicas do bootstrap, sendo escolhidos 101 grupos com repetição durante cada uma das repetições do bootstrap. Após 999 repetições (B) os valores finais foram obtidos por:

$$\widehat{Pr}_B = \frac{\sum_{i=1}^B \widehat{Pr}_i}{B}$$

$$EP_B(\widehat{Pr}_B) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^B (\widehat{Pr}_i - \widehat{Pr}_B)^2}{B - 1}}$$

Para comparar o efeito do uso do viés de disponibilidade computado a partir de plataformas em superfície (BORDINO, THOMPSON & IÑÍGUEZ, 1999) e de uma plataforma aérea (esse estudo), uma nova estimativa de abundância foi realizada através de uma reanálise dos dados coletados por ZERBINI *et al.* (2011). Resumidamente, sobrevoos foram realizados na Baía da Babitonga (Figura 5) em 2001, seguindo o mesmo padrão de coleta de dados descrito em 3.2.1. Somente os dados dos observadores da frente foram utilizados, evitando, assim, a necessidade de determinar as detecções simultâneas entre o observador da frente e o de trás de um mesmo lado da aeronave. Nesta reanálise, foram removidas as detecções com ângulo $\geq 61^\circ$ e, posteriormente, os dados foram truncados à esquerda. Posteriormente, foram subtraídos 87 m de todas as distâncias e, assim, pontos localizados a 87 m da transecção correspondem a distância zero no presente estudo. A escolha em utilizar esses dados se deu devido ao experimento de helicóptero descrito neste estudo e o experimento de ZERBINI *et al.* (2011) terem sido realizados na mesma área (Baía da Babitonga).

A probabilidade de detecção foi estimada utilizando os métodos de amostragem de distâncias convencional (CDS) e com multivariáveis (MCDS) (BUCKLAND *et al.*, 2001; MARQUES & BUCKLAND, 2003). Foram propostos os modelos "half normal" e "hazard rate" sem covariáveis e com tamanho de grupo e *Beaufort* como covariáveis para modelar as distâncias perpendiculares. O modelo com maior suporte foi selecionado com base no Critério de Informação de Akaike (AIC).

A densidade de indivíduos foi estimada utilizando o estimador Horvitz-Thompson (MARQUES & BUCKLAND, 2003):

$$\widehat{D} = \sum_{i=1}^n \frac{S_i}{\widehat{p}(\underline{z}_i)}$$

onde, n é o número de detecções; S_i é o tamanho de grupo estimado para cada detecção i ; $\widehat{p}(\underline{z}_i)$ é a probabilidade de detecção dada relação detecção-covariável \underline{z} para cada detecção i .

A variância foi estimada utilizando o estimador analítico de INNES *et al.*(2002) e o intervalo log-normal de 95% de confiança foi computado como sugerido por BUCKLAND *et al.* (2001).

3.2. Estimativa de viés de percepção

3.2.1. Coleta de dados

Os dados analisados foram coletados durante sobrevoos para estimativa de abundância da toninha realizados entre 2011 e 2014 na Baía da Babitonga (2011), na FMA I (2012) e em parte da FMA III (RS, 2014) (Tabela 2). A aeronave utilizada em todos os sobrevoos foi um *Aerocommander 500B* com asa alta, duas janelas-bolha (observadores dianteiros) e duas janelas-plana (observadores traseiros) (Figura 9). Durante as linhas de transecção, a aeronave voou a uma altitude aproximadamente constante de 150 m e velocidade de 170-190 km/h. Os mesmos quatro observadores participaram de todos os sobrevoos, trabalhando sempre na mesma posição. A independência dos observadores foi obtida através de um isolamento visual e acústico imposto entre os observadores da frente e de trás. Cortinas foram colocadas para garantir que as reações de um dos observadores não influenciassem a reação do outro durante a detecção de um grupo de toninhas e, o ruído da aeronave e o uso de auriculares impossibilitou que um observador ouvisse o registro de uma detecção feita por outro observador. Cada observador coletou as condições ambientais de maneira independente, sendo estas informações tomadas no início de cada linha e a cada vez que uma mudança significativa ocorria. Registrou-se (i) o estado do mar em escala *Beaufort*, (ii) o reflexo no campo de visão - porcentagem e intensidade, (iii) cor da água, (iv) transparência da água – turva ou clara, e (v) visibilidade – ótima, razoável ou ruim (classificação subjetiva levando em consideração os quatro pontos anteriores). Para cada detecção, foi determinada a espécie, o tamanho de grupo e a presença de filhotes. O ângulo de declinação entre o horizonte e o grupo detectado foi coletado com o auxílio de um inclinômetro (Suunto, modelo PM-5) assim que o grupo esteve perpendicular ao avião. A partir desse ângulo e da altitude da aeronave, foi calculada a distância perpendicular do grupo detectado em relação à linha de transecção (LERCZAK & HOBBS, 1998). Todos os dados foram gravados em gravador digital e referenciados com base na hora de relógios individuais sincronizados a um GPS.



Figura 9. Plataforma de observação, *Aerocommander 500B*, utilizada durante os levantamentos aéreos. **Autor:** Paulo A. Flores.

Tabela 2. Resumo dos dados utilizados na estimativa do viés de percepção.

Ano	Área	n (Total)	n (truncagem à esquerda - 87 m)
2011	Baía da Babitonga	151	113
2012	FMA I	18	16
2014	FMA III	83	65
Total		252	194*

* n total das detecções utilizadas no presente estudo

3.2.2. Análise de dados

Uma vez que os observadores trabalharam de forma independente, as detecções realizadas pelo observador da frente e de trás em cada um dos lados da aeronave foram comparadas entre si para identificar duplicações. A determinação dessas duplicações (ou detecções simultâneas, realizadas por ambos os observadores de um mesmo lado do avião) foi feita com base nos seguintes critérios:

- 1) Intervalo de tempo entre as detecções: ≤ 10 segundos, ≤ 15 segundos e ≤ 20 segundos;
- 2) Diferença entre os ângulos registrados: $\leq 10^\circ$;
- 3) Diferença entre os tamanhos de grupo estimados: ≤ 2 indivíduos.

Posteriormente, o conjunto de detecções simultâneas foi classificado como: alta confiabilidade (1 ≤ 10 segundos), moderada confiabilidade (1 ≤ 15 segundos) e baixa confiabilidade (1 ≤ 20 segundos). O uso de três períodos de tempo distintos entre as detecções teve como objetivo investigar a sensibilidade das estimativas do viés de percepção em relação ao valor escolhido. O valor mínimo de 10 segundos foi determinado com base na diferença média entre os horários de início das transecções registrados pelos observadores. Foram analisadas apenas transecções com início em terra, visto que o observador possui uma indicação clara do início do transecto (*i.e.*, início da linha d'água). Devido à diferença na forma das janelas entre os observadores da frente (janela-bolha) e de trás (janela-plana), a área de busca com sobreposição entre os observadores localiza-se entre os $60^\circ - 40^\circ$. Portanto, foram removidas as detecções com ângulo $> 60^\circ$ e, posteriormente, os dados foram truncados à esquerda para as análises. Foram subtraídos 87 m de todas as distâncias e, assim, pontos localizados a 87 m da transecção correspondem a distância zero no presente estudo.

Ao compararmos as detecções realizadas pelos observadores de um mesmo lado da aeronave, é possível determinar três eventos possíveis de acontecer:

- 1) Apenas o observador da frente detectar a toninha (1,0);
- 2) Apenas o observador de trás detectar a toninha (0,1);
- 3) Ambos os observadores detectarem a toninha (1,1).

Para construir funções de detecção para cada um desses possíveis eventos foram utilizados os métodos MCDS (MARQUES & BUCKLAND, 2003) e para estimar a probabilidade de detectar uma toninha que está localizada na linha de transecção foram utilizados os métodos MRDS com independência pontual (LAAKE & BORCHERS, 2004; BORCHERS *et al.*, 2006). No MRDS a probabilidade de detectar um animal que esteja localizado na área de busca do observador é definida pela equação:

$$\hat{p} \cdot (x, \underline{z}) = \hat{p}^c(0, \underline{z}) \hat{g}(x, \underline{z})$$

onde $\hat{p}^c(0, \underline{z})$ representa a probabilidade de detectar uma toninha que esteja localizada sobre a linha de transecção $x = 0$, e $\hat{g}(x, \underline{z})$ é a função de detecção derivada do componente da amostragem de distâncias (LAAKE & BORCHERS, 2004). Uma vez que o presente trabalho teve como objetivo estimar $\hat{p}(0)$, não será apresentado o desenvolvimento teórico para estimar $\hat{g}(x, \underline{z})$ (ver BUCKLAND *et al.*, 2001; MARQUES & BUCKLAND, 2003; LAAKE & BORCHERS, 2004).

Assumindo a independência pontual entre os observadores (LAAKE, 1999; BORCHERS *et al.*, 2006), $\hat{p}^c(0, \underline{z})$ foi estimado a partir da maximização da função de verossimilhança, utilizando modelos lineares generalizados (GLMs) conforme descrito por LAAKE & BORCHERS (2004) e LAAKE *et al.* (2014):

$$\mathcal{L}_w = \prod_{i=1}^n \frac{\Pr\{w_i | x_i, \underline{z}_i\}}{p \cdot (x_i, \underline{z}_i)}$$

onde:

$$\frac{\Pr\{w_i = (1,0) | x_i, \underline{z}_i\}}{p \cdot (x, \underline{z})} = \frac{p_1(x_i, \underline{z}_i)[1 - p_{2|1}(x_i, \underline{z}_i)]}{\hat{p}^c(0, \underline{z})}$$

$$\frac{\Pr\{w_i = (0,1) | x_i, \underline{z}_i\}}{p \cdot (x, \underline{z})} = \frac{[1 - p_{1|2}(x_i, \underline{z}_i)]p_2(x_i, \underline{z}_i)}{\hat{p}^c(0, \underline{z})}$$

$$\frac{\Pr\{w_i = (1,1) | x_i, \underline{z}_i\}}{p \cdot (x, \underline{z})} = \frac{p_{1|2}(x_i, \underline{z}_i)p_{2|1}(x_i, \underline{z}_i)}{\hat{p}^c(0, \underline{z})}$$

e p_1 e p_2 são as probabilidades incondicionais dos observadores em detectar um toninha e $p_{1|2}(x_i, \underline{z}_i)$ é a probabilidade condicional do observador 1 (observador da frente) detectar uma toninha dado que o observador 2 (observador de trás) também tenha detectado. $p_{1|2}(x_i, \underline{z}_i)$ foi estimado a partir da função logística:

$$p_j |_{3-j}(x, \underline{z}) = \frac{\exp\{Z\beta\}}{1 + \exp\{Z\beta\}}$$

onde, $j = 1$ ou 2 , Z é a matriz de x e \underline{z} , e β é o vetor de parâmetros.

Para estimar a probabilidade de detecção individual dos observadores, os dados foram tratados como sendo coletados seguindo a configuração de geração de amostras (LAAKE & BORCHERS, 2004), onde as detecções do observador 1 são comparadas com as detecções do observador 2 para estimar o viés de percepção desse observador ($\hat{p}_1(0)$).

A inclusão de variáveis ambientais (Tabela 3) nos modelos de marcação e recaptura e nos de amostragem de distâncias foi determinada pela utilização do AIC. Primeiramente foi construído um modelo contendo todas as variáveis de interesse, o qual foi comparado com cada um dos modelos resultantes da retirada de uma das variáveis, o modelo que apresentou o menor valor de AIC foi escolhido. Este processo foi repetido até que a retirada de qualquer uma das variáveis resultou no aumento do valor do AIC. A definição das variáveis nos modelos de marcação e recaptura e de amostragem de distância foi feita de forma independente, ou seja, a triagem descrita acima foi realizada separadamente para os modelos de marcação e recaptura e de amostragem de distâncias. Todas as análises foram realizadas no programa R (R CORE TEAM, 2014) utilizando o pacote “mrds” (LAAKE *et al.*, 2014).

Tabela 3. Variáveis testadas para inclusão nos modelos de amostragem de distâncias combinados com marca-recaptura (MRDS).

<i>Beaufort</i> (fator)	Baixo (≤ 2), Alto (3-4)
Lado da aeronave (fator)	Esquerda, Direita
Região do sobrevoo (fator)	Baía da Babitonga, FMA I, FMA III
Tamanho de grupo (numérico)	1, 2, 3, 4, 5,6

4. Resultados

4.1. Estimativa de viés de disponibilidade

Foram realizadas aproximadamente 15 horas de observação durante o experimento para tomadas de tempo de mergulho e superfície a partir do helicóptero. De maneira geral não foi detectada reação por parte dos animais à presença da aeronave, sendo observado um aparente comportamento de reação (*i.e.*, mergulho abrupto dos animais com a aproximação do helicóptero) em apenas 2,44% das aproximações ($n = 6$). Foi possível definir com clareza a disponibilidade visual de indivíduos, próximos à superfície da água (Figura 10).



Figura 10. Grupo de toninhas (*Pontoporia blainvillei*) considerado como disponível para detecção durante levantamentos aéreos. **Autor:** Federico Sucunza.

Um total de 337 ciclos de superfície-mergulho foi registrado em 120 amostragens. Após remover as amostragens classificadas como confiança média ou baixa, ou com aparente comportamento de reação dos animais, o grupo de dados foi reduzido para 248 ciclos em 101 amostragens (média = 2,45; EP = 1,99). As variáveis ambientais e biológicas registradas durante o experimento estão apresentadas na tabela 1.

4.1.1. Efeitos das variáveis ambientais e biológicas sobre a disponibilidade de toninhas

O modelo que recebeu maior suporte incluiu apenas o tamanho de grupo como variável explanatória fixa (Tabela 4) e indicou uma correlação positiva entre a proporção de tempo que grupos de toninha permanecem disponíveis para detecção e o tamanho de grupo. De maneira geral, esse modelo apresentou homogeneidade e normalidade dos resíduos (Figuras 11 e 12).

Tabela 4. Parâmetros estimados do melhor modelo linear generalizado com efeitos mistos, utilizado para explicar o efeito das variáveis ambientais e biológicas sobre a proporção de tempo que grupos de toninha permanecem disponíveis para detecção. EP = erro padrão, GL = graus de liberdade.

Efeito fixo	Coefficiente	EP	GL	Valor de t	Valor de p
Intercepto	-0,80	0,15	147	-5,21	0,000
Tamanho de grupo pequeno	-0,47	0,16	99	-2,92	0,004

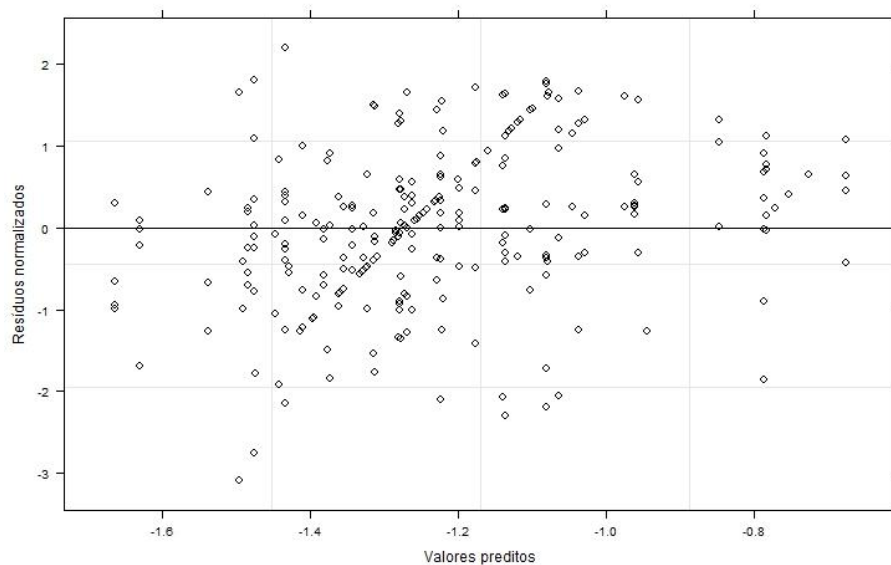


Figura 11. Gráfico dos resíduos normalizados em relação aos valores preditos pelo modelo linear generalizado com efeitos mistos escolhido.

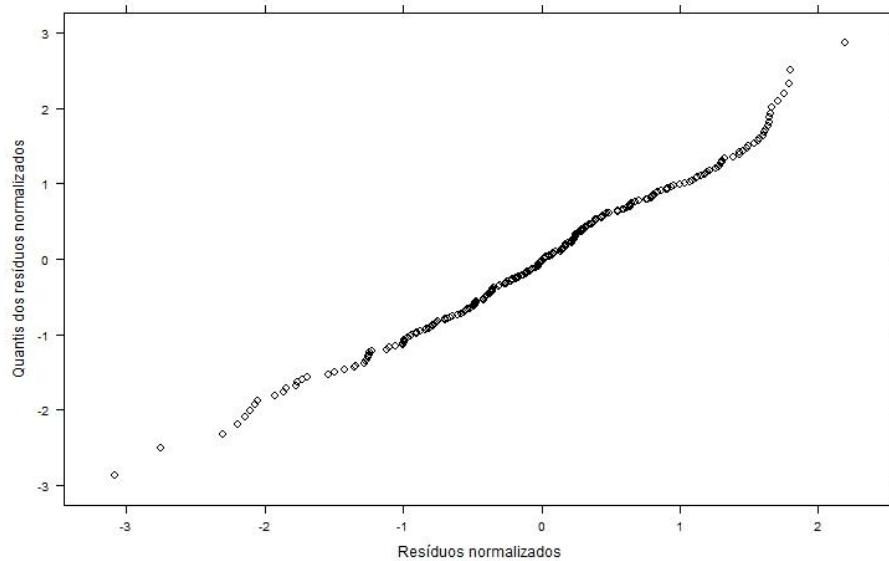


Figura 12. Gráfico dos quantis dos resíduos normalizados em relação aos resíduos normalizados do modelo linear generalizado com efeitos mistos escolhido.

4.1.2. Viés de disponibilidade

O tempo de que um grupo de toninhas permaneceu disponível para os observadores no helicóptero variou de 1,03 a 51,74 segundos (média = 16,10; EP = 9,74) (Figura 13). O tempo que um grupo de toninhas permaneceu indisponível para os observadores no helicóptero variou de 0,46 a 114,89 segundos (média = 39,77; EP = 29,06) (Figura 14). A proporção média de tempo que um grupo de toninhas permaneceu disponível visualmente foi de 29%. Considerando apenas os grupos com um indivíduo ($n = 7$; 6,93%), o tempo médio disponível em superfície foi 9,57 segundos (EP = 5,21). Assumindo os valores de tempo de janela $w(x)$ de 5,77 e 7 segundos, os quais correspondem a distâncias de 0 e 290 m da linha de transecção, respectivamente (CRESPO *et al.*, 2010; DANILEWICZ *et al.*, 2010), o viés de disponibilidade estimado para grupos grandes foi significativamente maior que o estimado para grupos pequenos e o estimado para todos os dados juntos, conforme sugerido pela não sobreposição dos intervalos de confiança (Tabela 5).

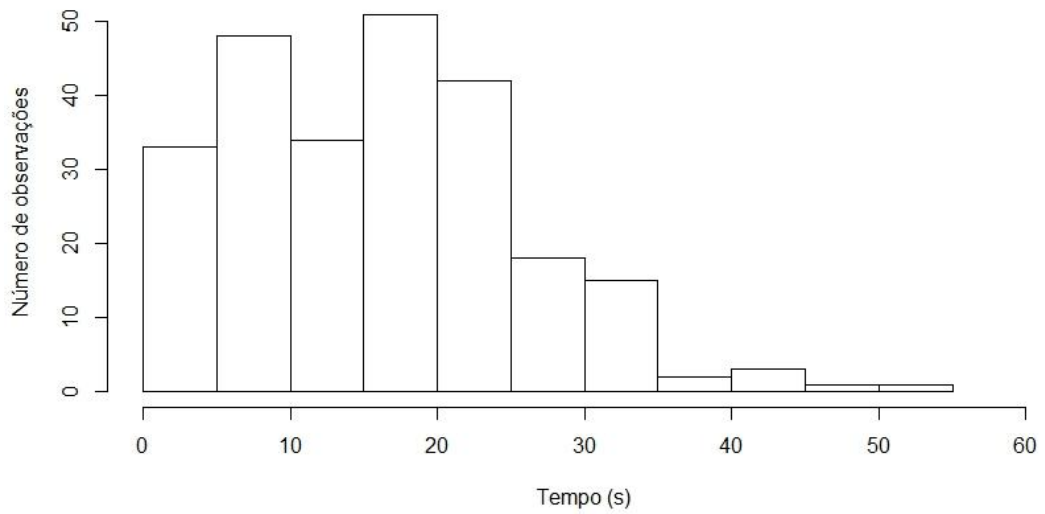


Figura 13. Histograma dos intervalos de tempo que grupos de toninha (*Pontoporia blainvillei*) permaneceram disponíveis visualmente para os observadores no helicóptero.

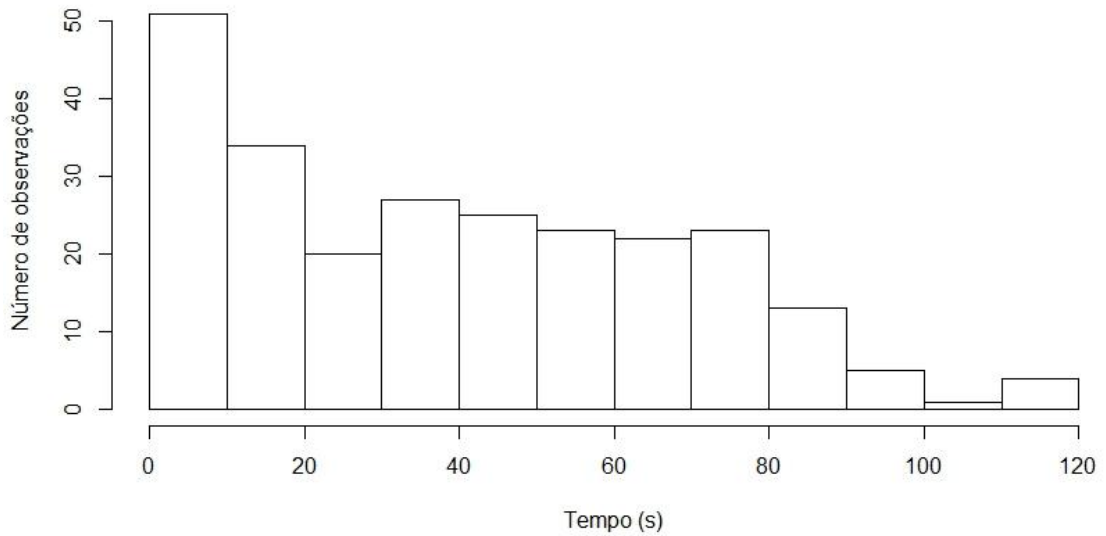


Figura 14. Histograma dos intervalos de tempo que grupos de toninha (*Pontoporia blainvillei*) permaneceram indisponíveis visualmente para os observadores no helicóptero.

Tabela 5. Estimativa do viés de disponibilidade para todo o conjunto de dados e para grupos pequenos e grupos grandes separadamente. Erro padrão e intervalo de confiança de 95% entre parênteses.

	Tempo de Janela (5,77 s)	Tempo de Janela (7 s)
Todos os grupos	0,38 (0,01, 0,35 - 0,42)	0,40 (0,01, 0,37 - 0,43)
Tamanho de grupo ≤ 4	0,37 (0,01, 0,34 - 0,40)	0,39 (0,01, 0,36 - 0,42)
Tamanho de grupo > 4	0,65 (0,08, 0,53 - 0,81)*	0,69 (0,08, 0,55 - 0,84)*

*diferença significativa.

4.1.3. Correção da estimativa de abundância pela disponibilidade dos animais

Após a truncagem à esquerda dos dados de distância perpendicular obtidos durante os sobrevoos na Baía da Babitonga descrito em ZERBINI *et al.* (2011), o número de detecções foi reduzido em 30% (n tot. = 88, n -87 m = 53). O modelo "hazard rate" sem covariáveis apresentou o melhor ajuste aos dados (Figura 15, Tabela 6). Os valores de densidade corrigida, assumindo $w(x) = 5,77$ segundos, para os três valores de viés de disponibilidade estimados (Tabela 5) estão apresentados na tabela 7.

Tabela 6. Valores relacionados à estimativa de abundância de toninhas (*Pontoporia blainvillei*) na Baía da Babitonga em fevereiro de 2011 (CV entre parênteses quando aplicável).

Parâmetros	Valores
Faixa de busca efetiva (ESW)	91 m
Probabilidade de detecção (\hat{p})	0,52 (0,16)
Tamanho médio de grupo estimado (\hat{S}_i)	2,28 (0,10)
Densidade (\hat{D})	0,84 (0,42)
Abundância (\hat{N})	14 (0,42)

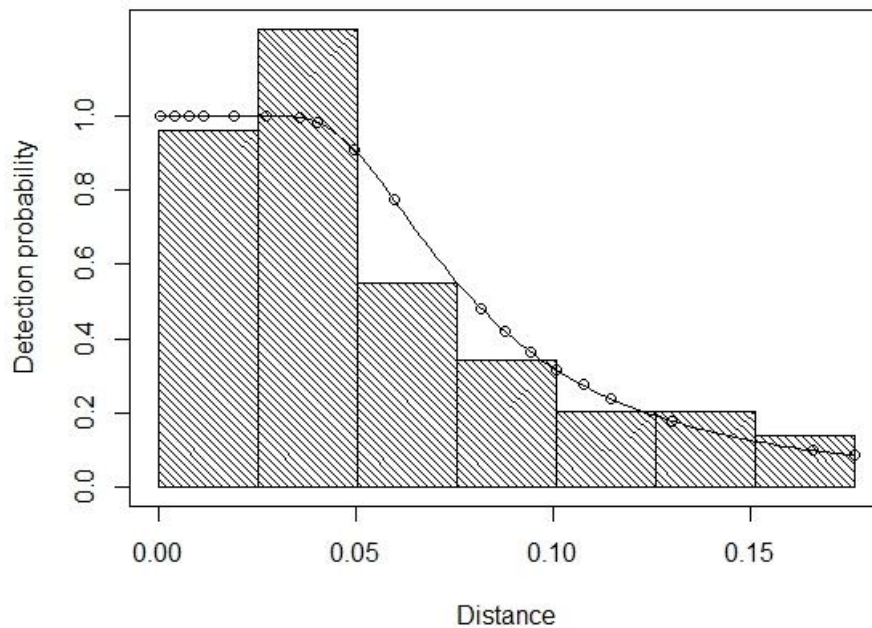


Figura 15. Histograma das distâncias perpendiculares (em km) registradas na Baía da Babitonga em 2011 (ZERBINI *et al.* 2011). Curva da probabilidade de detecção utilizando o modelo "hazard rate" sem covariáveis e distâncias perpendiculares truncadas à esquerda (87 m) e à direita (300 m).

Tabela 7. Valores de densidade corrigidos a partir dos valores do viés de disponibilidade (VD) calculados para grupos pequenos, grandes e geral. EP = erro padrão, IC = intervalo de confiança de 95%.

	Densidade	EP	IC 95%
Densidade não corrigida	0,84	0,36	0,38-1,87
Densidade corrigida (VD todos os grupos)	2,20	0,93	0,99-4,87
Densidade corrigida (VD grupos ≤ 4)	2,28	0,96	1,03-5,06
Densidade corrigida (VD grupo > 4)	1,29	0,57	0,57-2,94

4.2. Estimativa de viés de percepção

Após a truncagem das distâncias, o conjunto total de dados foi reduzido para 191 detecções. A tabela 8 apresenta os valores de $\hat{p}(0)$ calculado para cada um dos intervalos de confiabilidade.

Tabela 8. Valores de $\hat{p}(0)$ (CV entre parênteses) calculados para cada um dos níveis de confiabilidade.

Confiabilidade	n tot.	n 1	n 2	n 1.2	$\hat{p}(0)$
Alta (10 s, 10°, 2indiv.)	172	93	98	19	0,359 (0,30)
Moderada (15 s, 10°, 2indiv.)	163	93	98	28	0,484 (0,22)
Baixa (20 s, 10°, 2indiv.)	157	93	98	34	0,5 (0,20)

n 1 = número total de detecções dos observadores da frente, n 2 = número total de detecções dos observadores de trás, n 1.2 = número de detecções simultâneas, n tot. (número total de detecções) = n 1 + n 2 - n 1.2.

O valor de $\hat{p}(0)$ variou entre os dois lados da aeronave (Tabela 9), e também variou quando calculado para cada um dos observadores de forma independente (Tabela 10). Vale ressaltar que os valores de $\hat{p}(0)$ para os observadores do lado esquerdo não mudam entre a confiabilidade moderada e baixa, pois o número de detecções simultâneas entre estes observadores não aumenta depois dos 14 segundos.

Tabela 9. Valores de $\hat{p}(0)$ (CV entre parênteses) calculado para cada lado da aeronave (E = esquerdo, D = direito) separadamente, para cada um dos níveis de confiabilidade.

Confiabilidade	Lado	n_{tot}	n_1	n_2	$n_{1.2}$	$\hat{p}(0)$
Alta (10 s, 10°, 2indiv.)	E	90	36	70	16	0,45 (0,33)
	D	82	57	28	3	0,30 (0,69)
Moderada (15 s, 10°, 2indiv.)	E	85	36	70	21	0,61 (0,22)
	D	78	57	28	7	0,32 (0,49)
Baixa (20 s, 10°, 2indiv.)	E	85	36	70	21	0,61 (0,22)
	D	72	57	28	13	0,38 (0,37)

n_1 = número total de detecções dos observadores da frente, n_2 = número total de detecções dos observadores de trás, $n_{1.2}$ = número de detecções simultâneas, n_{tot} . (número total de detecções) = $n_1 + n_2 - n_{1.2}$.

Tabela 10. Valores de $\hat{p}(0)$ (CV entre parênteses) para cada um dos observadores, para cada um dos níveis de confiabilidade. D = direita, E = esquerda, F = frente, T = trás.

Confiabilidade	$\hat{p}_{DF}(0)$	$\hat{p}_{EF}(0)$	$\hat{p}_{DT}(0)$	$\hat{p}_{ET}(0)$
Alta	0,36 (0,64)	0,22 (0,41)	0,10 (0,85)	0,28 (0,48)
Moderada	0,41 (0,18)	0,31 (0,33)	0,09 (0,61)	0,42 (0,38)
Baixa	0,49 (0,34)	0,31 (0,33)	0,11 (0,52)	0,42 (0,38)

O modelo GLM que melhor acomodou os dados teve distância, área (fator) e lado (fator) como covariáveis do componente da marcação e recaptura (MRDS). O modelo "half normal" com as covariáveis distância e *Beaufort* (fator) apresentou o melhor ajuste aos dados no componente da amostragem de distância (MCDS). A partir destes modelos o $\hat{p}(0)$ estimado foi de 0,38 (EP = 0,12; CV = 0,32) (Figura 16 e Tabela 11 e 12).

Tabela 11. Resumo de todos os modelos propostos para os componentes da marcação e recaptura (MRDS) e da amostragem de distâncias (MCDS) e seus respectivos valores de AIC. O modelo que melhor ajustou os dados está com o valor de AIC grifado em negrito.

$p_j 3 - j(x, \underline{z})$ (MRDS)	$\hat{g} \cdot (x, \underline{z})$ (MCDS)						
	Intercepto	Área	Lado	<i>Beaufort</i>	Tamanho de grupo	Área + Lado + <i>Beaufort</i>	Área + Lado
Intercepto	-239,45	-241,42	-237,46	-242,94	-237,59	-240,18	-239,69
Área	-238,53	-240,49	-236,53	-242,01	-228,76	-239,26	-238,76
Lado	-244,82	-246,78	-242,82	-248,30	-235,05	-245,55	-245,05
<i>Beaufort</i>	-237,85	-239,82	-235,85	-241,33	-228,09	-238,58	-238,09
Tamanho de Grupo	-237,55	-239,51	-235,55	-241,03	-227,78	-238,27	-237,78
Área + Lado + <i>Beaufort</i>	-244,98	-246,95	-242,98	-248,47	-235,22	-245,71	-245,22
Área + Lado	-245,17	-247,14	-243,17	-248,66	-235,41	-245,90	-245,41

Tabela 12. Parâmetros estimados e erro padrão (EP) dos modelos $p_j | 3 - j(x, \underline{z})$ (MRDS) e $\hat{g} \cdot (x, \underline{z})$ (MCDS) escolhidos a partir da análise das detecções de toninhas realizadas entre 2011 e 2014.

Função	Parâmetros	Efeito	Estimado	EP
$p_j 3 - j(x, \underline{z})$	β_0	Intercepto	-0,70	0,44
	β_1	Distância	-0,86	4,68
	β_2	Área (FMA I)	0,55	0,74
	β_3	Área (FMA III)	0,98	0,47
	β_4	Lado (direita)	-1,34	0,49
$\hat{g} \cdot (x, \underline{z})$	θ_0	Intercepto	-2,03	0,30
	θ_1	<i>Beaufort</i> (baixo)	-0,51	0,31

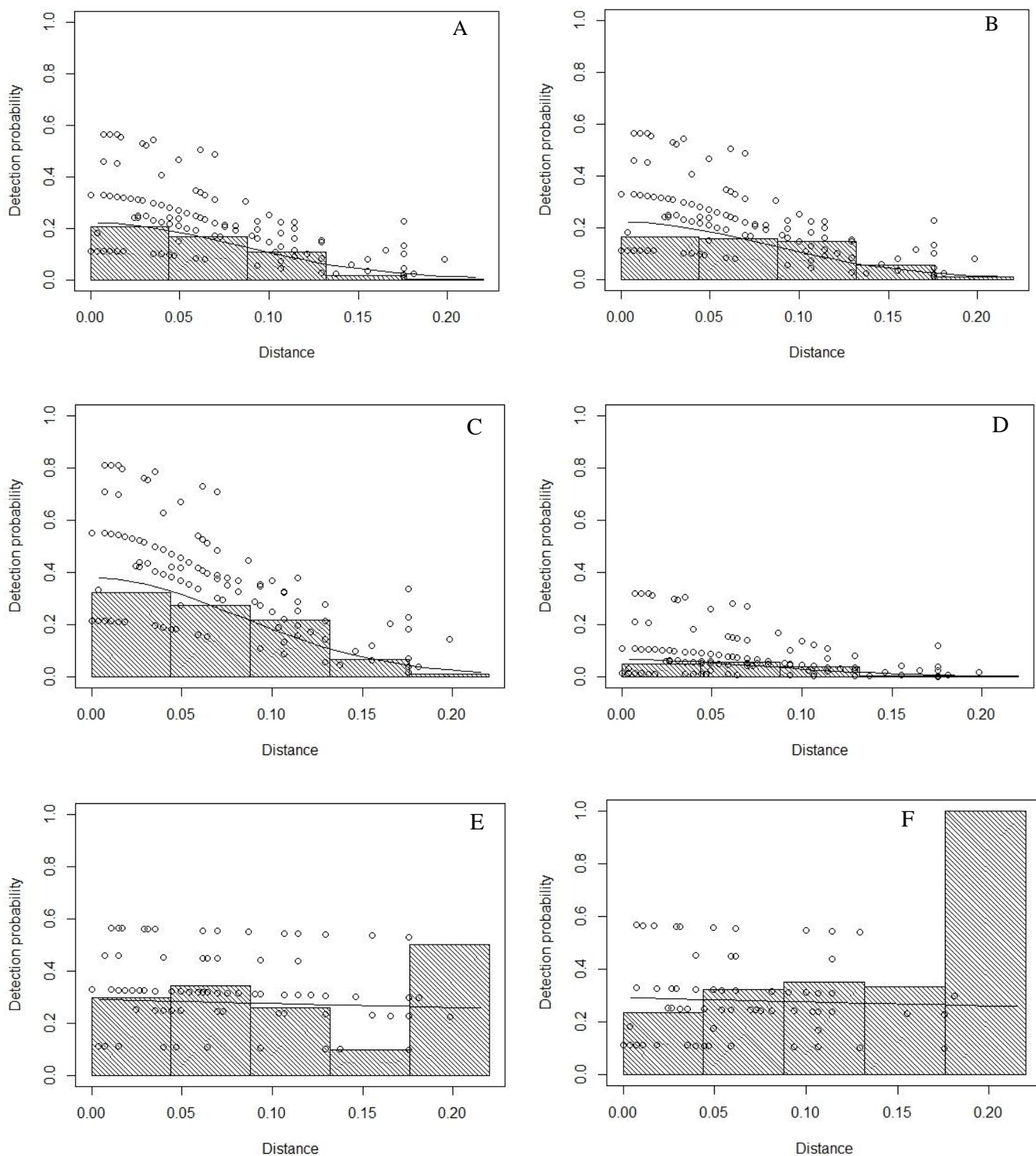


Figura 16. A) Curva de detecção dos observadores da frente; B) curva de detecção dos observadores de trás; C) curva de detecção da plataforma de observação; D) curva de detecção apenas com as detecções simultâneas; E) probabilidade condicional de detecção dos observadores da frente; F) probabilidade condicional de detecção dos observadores de trás. Os pontos nos gráficos representam a probabilidade de detecção de cada avistagem condicionadas aos valores de cada covariável.

5. Discussão

Ao estimar a abundância de animais e analisar suas interações com o habitat, ecólogos são frequentemente confrontados com o problema de obter detecções imperfeitas e heterogêneas (THOMSON *et al.*, 2012). Se não considerada durante a coleta e análise de dados, uma detecção heterogênea e imperfeita pode resultar em estimativas de abundância enviesadas, inferências ecológicas errôneas e aplicações limitadas ou que levem ao manejo inadequado e consequente dano à conservação da espécie alvo (ANDERSON, 2001; WILLIAMS, 2001; GU & SWIHART, 2004; MARQUES *et al.*, 2013). Uma vez que a probabilidade de detecção pode ser um problema para diversas técnicas de coleta de dados (*e.g.*, visual e acústica), estimar essa probabilidade é uma busca constante em estudos ecológicos, de conservação e manejo.

A amostragem de distâncias é um dos métodos mais utilizados para estimar a densidade de animais na natureza (*e.g.*, BUCKLAND *et al.*, 2001; ANDRIOLO *et al.*, 2010; THOMSON *et al.*, 2013; STROBEL & BUTLER, 2014). Ao assumir uma detecção perfeita de animais localizados a uma distância zero do observador ($g(0) = 1$), o método é robusto para lidar com a heterogeneidade na probabilidade de detecção e produzir uma estimativa de abundância acurada (BUCKLAND *et al.*, 2001). Contudo, em casos onde essa detecção seja imperfeita, a estimativa de abundância será enviesada e o erro associado a ela não representará a variabilidade associada ao modelo (HIBY & HAMMOND, 1989; SCHWEDER, 1999; LAAKE & BORCHERS, 2004). Assim, compreender, e potencialmente corrigir, os fatores que causam a perda visual de animais localizados na linha de transecção, ou próximo dela, é fundamental para tornar tais estimativas robustas e úteis para o delineamento de estratégias de conservação (SOUTHWELL *et al.*, 2008; THOMSON *et al.*, 2012).

5.1. Viés de disponibilidade

O viés de disponibilidade representa a proporção de animais que não são contados pelo observador por não estarem disponíveis para detecção durante uma amostragem (MARSH & SINCLAIR, 1989). Devido à alta velocidade das plataformas aéreas utilizadas para estimar o tamanho populacional da toninha (*e.g.*, *Aerocommander 500 B*, Figura 9, DANILEWICZ *et al.*, 2010), esta proporção pode ser substancialmente elevada (BORDINO,

THOMPSON & IÑÍGUEZ, 1999) e, assim, estimá-la é fundamental para obter uma estimativa populacional robusta da espécie.

O uso de helicóptero para estimar o viés de disponibilidade de toninhas em levantamentos aéreos demonstrou-se efetivo. Como observado com o boto comum (BARLOW *et al.*, 1988) e com o golfinho de Hector (*Cephalorhynchus hectori*) (SLOOTEN, DAWSON & RAYMENT, 2004), de maneira geral os indivíduos não reagiram à presença da aeronave, e as toninhas puderam ser claramente definidas como disponíveis ou não, possibilitando, assim, o registro preciso dos ciclos de mergulho (LAAKE & BORCHERS, 2004).

Os resultados do GLMM indicaram que o tamanho de grupo foi a única variável a influenciar a proporção de tempo que um grupo de toninhas permanece disponível visualmente (Tabela 4). Uma vez que o tempo de superfície foi definido como o período durante o qual ao menos um dos indivíduos do grupo esteve disponível visualmente para o observador, é esperado que com o aumento do tamanho de grupo aumente também a probabilidade de um dos indivíduos estar visível. O tamanho de grupo afeta a detectabilidade dos animais ao aumentar a probabilidade de ao menos um indivíduo estar disponível visualmente e por ser um alvo mais conspícuo para ser detectado (HAIN *et al.*, 1999). HOLT & POWERS (1982), ao realizarem sobrevoos para estimar o tamanho populacional de mamíferos aquáticos, sugeriram que grupos de golfinho com mais de 15 indivíduos permaneceriam 100% do tempo em superfície. Ao avaliar a disponibilidade visual do golfinho estriado (*Stenella coeruleoalba*), SEGURA *et al.* (2006) não encontraram diferenças significativas na disponibilidade visual entre grupos de 1-4 indivíduos e grupos de 5-15 indivíduos. Contudo, o tempo médio em superfície dessas duas categorias de grupo foi significativamente menor do que o tempo médio de grupos com mais de 15 indivíduos, os quais permaneceram 100% do tempo disponíveis. HAIN *et al.* (1999), utilizando um zepelin para estimar a disponibilidade visual da baleia-franca-do-Atlântico-Norte (*Eubalaena glacialis*), registraram um aumento no tempo de superfície relacionado ao tamanho e ao comportamento do grupo. Grupos ativos em superfície (*surface active groups* "SAG") (ver BEST *et al.*, 2003 para uma melhor definição) apresentaram uma disponibilidade visual média 40% maior que a de indivíduos solitários. O comportamento dos indivíduos no grupo é reportado por outros autores como um fator que também altera a disponibilidade em outras espécies. SLOOTEN *et al.* (2004) registraram uma diferença de até 60% na disponibilidade

visual entre grupos "ativos em superfície" e grupos em "mergulhos longos". Embora tenha sido realizado um esforço para registrar o comportamento dos grupos amostrados durante o experimento com helicóptero, somente foi possível definir com clareza o comportamento de pesca e, assim, não foi possível analisar o efeito do comportamento dos grupos sobre a disponibilidade da toninha. Assim, novos experimentos devem dedicar um maior esforço no registro do comportamento dos grupos, visando a compreensão do seu potencial efeito sobre a disponibilidade da toninha. Por exemplo, realizar a filmagem simultânea dos grupos possibilitaria a análise posterior do comportamento e, assim, o observador não precisaria dividir sua atenção entre a definição do comportamento e a definição precisa do momento em que o indivíduo torna-se disponível/indisponível (esta foi uma das dificuldades encontradas no presente estudo). Contudo, a correção de estimativas de abundância com base no comportamento dos animais é complicada, uma vez que em sobrevoos com aviões o tempo que um grupo fica disponível para o observador é pequeno para determinar o comportamento do grupo na maioria dos casos.

Os resultados do presente estudo indicam que se correções da estimativa de abundância utilizarem o valor médio de tempo de superfície e tempo de mergulho, a densidade de animais em grupos grandes (> 4 indivíduos) e pequenos (≤ 4 indivíduos) seria sobre-estimada e subestimada, respectivamente. Este viés na estimativa de grupos grandes e pequenos vai estar relacionado à frequência com que esses grupos são observados no diferentes habitats que a toninha ocorre. Adicionalmente, o baixo número de registros realizados de grupos grandes no presente estudo impede uma melhor avaliação da estimativa da disponibilidade visual destes grupos. Portanto, sugere-se a continuidade da coleta destas informações para obter um melhor entendimento sobre o efeito do número de indivíduos sobre a disponibilidade de grupos de toninha.

Embora o aumento no tamanho de grupo apresente uma correlação positiva com a disponibilidade visual (Tabela 4), é prudente postular que este aumento possa gerar também uma redução na sincronicidade dos animais dentro do grupo, dependendo do seu comportamento. Nesse caso, a probabilidade de todos os indivíduos dentro de um grupo estarem disponíveis visualmente juntos diminuiria, resultado assim numa subestimativa do tamanho do grupo por parte de observadores em plataformas aéreas rápidas como o avião. A possibilidade de corrigir este viés (chamado aqui de "viés de disponibilidade do indivíduo", uma vez que estaríamos tratando da disponibilidade individual dos animais dentro de um

grupo) por meio da correção da estimativa do tamanho de grupo (*e.g.*, ZERBINI *et al.*, 2011), ou por meio do próprio viés de disponibilidade (*e.g.*, utilizando a correção do viés de disponibilidade para cada tamanho de grupo) ainda precisa ser investigada de maneira mais profunda.

Exceto pelo tamanho de grupo, outras covariáveis analisadas no presente estudo (Tabela 1), que têm sido relatadas como influentes na disponibilidade visual de mamíferos aquáticos de maneira significativa (*e.g.*, transparência da água e profundidade, WÜRSIG *et al.*, 1984; BARLOW *et al.*, 1988; SLOOTEN, DAWSON & RAYMENT, 2004; POLLOCK *et al.*, 2006), não tiveram influência na proporção de tempo que as toninhas permanecem na superfície neste estudo. Uma provável explicação para a ausência de efeitos significativos dessas variáveis é o gradiente relativamente baixo de valores registrados na Baía da Babitonga. POLLOCK *et al.* (2006) utilizaram moldes para determinar a disponibilidade visual de dugongos (*Dugong dugon*) a partir de uma plataforma aérea (helicóptero), e observaram que a probabilidade de um indivíduo estar disponível é reduzida em 50% com a diminuição de 1 m na transparência da água. Contudo, os autores ressaltam que o estado do mar *Beaufort* apresentou o maior efeito sobre a disponibilidade dos animais. O aumento na agitação da superfície da água gera o aumento da refletância da luz do sol e a formação de espuma (popularmente conhecido como "carneirinhos"), o que diminuiria a probabilidade de observar animais que estejam logo abaixo da superfície da água (BARLOW *et al.*, 1988).

Durante a realização de levantamentos aéreos é possível reduzir o efeito do *Beaufort*, maximizando o esforço de coleta de dados sob condições ótimas de observação (*Beaufort* \leq 2, no caso da toninha). Contudo, o efeito da transparência da água dificilmente será reduzido, uma vez que ele se relaciona com a área de vida da espécie (POLLOCK *et al.*, 2006). Como observado também durante os sobrevôos de toninha (Federico Sucunza observação pessoal), POLLOCK *et al.* (2006) relatam que mudanças na transparência da água podem ocorrer em intervalos de poucos minutos e, assim, mensurar o efeito desta variável é de fundamental importância para obter estimativas robustas do tamanho populacional. Devido à grande heterogeneidade de habitats encontrada ao longo da distribuição da toninha (ROCHA-CAMPOS, DANILEWICZ & SICILIANO, 2010), compreender e potencialmente corrigir o efeito desta variável torna-se essencial para garantir uma comparação espaço-temporal das estimativas de abundância entre as diferentes áreas de manejo da toninha.

Estimativas de abundância de toninhas a partir de levantamento aéreo no Brasil e Argentina (SECCHI *et al.*, 2001; CRESPO *et al.*, 2010; DANILEWICZ *et al.*, 2010; ZERBINI *et al.*, 2010) têm sido consideradas incertas com relação à estimativa do viés de disponibilidade (DANILEWICZ *et al.*, 2010). Os tempos de superfície e mergulho utilizados nesses estudos foram obtidos a partir de plataformas em terra ou em botes (BORDINO, THOMPSON & IÑÍGUEZ, 1999). Tais estimativas tendem a subestimar esses tempos, uma vez que, como observado no presente estudo, animais logo abaixo da superfície da água permanecem disponíveis para detecção na plataforma aérea (HEIDE-JØRGENSEN, 2004; SLOOTEN, DAWSON & RAYMENT, 2004; POLLOCK *et al.*, 2006), mas não estão disponíveis para observadores na linha d'água. Os resultados do presente estudo indicaram que o tempo de superfície da toninha estimado a partir de plataforma aérea é 13,42 vezes maior do que o tempo estimado a partir de plataformas em superfície (Tabela 13), demonstrando de maneira clara a necessidade de realizar estimativas do viés de disponibilidade de uma perspectiva do observador numa plataforma aérea.

Tabela 13. Comparação entre a média (erro padrão entre parênteses) dos tempos de superfície e mergulho registrados a partir de diferentes plataformas de observação. S e M correspondem, respectivamente, ao tempo de superfície e de mergulho em segundos.

Plataforma	S	M	S^h/S^{BT}	D^h/D^{BT}	Fonte
Helicóptero (H)	16,10 (9,74)	39,77 (29,06)	-	-	Presente estudo
Bote/Terra (BT)	1,2 (0,40)	21,7 (19,20)	13,42	1,83	(BORDINO, THOMPSON & IÑÍGUEZ, 1999)
Bote/Terra (BT)	1,2 (0,40)	27,95 (4,41)	13,42	1,42	(CRESPO <i>et al.</i> , 2010)

O estado do mar *Beaufort*, a transparência da água e a profundidade são fatores ambientais que afetam a disponibilidade de mamíferos aquáticos (WÜRSIG *et al.*, 1984; SLOOTEN, DAWSON & RAYMENT, 2004; POLLOCK *et al.*, 2006). Diferenças ambientais entre as áreas de estudo (Baía da Babitonga, presente estudo, e Baía Anegada, Argentina, BORDINO, THOMPSON & IÑÍGUEZ, 1999) poderiam explicar, pelo menos parcialmente, as diferenças apresentadas na tabela 13. BORDINO *et al.* (1999) relatam que na Baía Anegada as toninhas realizam sequências de 3 a 4 mergulhos curtos, seguidos de um mergulho longo. No presente estudo, de maneira geral os indivíduos permaneceram disponíveis visualmente em superfície entre respiros sequenciais, o que indicaria que a principal razão para a grande diferença entre os tempos de superfície apresentados na tabela 13 seja a altura do observador em relação ao grupo foco do estudo. Portanto, devido à alta diferença entre os valores encontrados no presente estudo e os valores registrados por BORDINO *et al.* (1999), e as dificuldades associadas ao tentar corrigir os tempos de superfície-mergulho coletados a partir de plataformas em superfície para serem utilizados em plataformas aéreas (LAAKE *et al.*, 1997), sugere-se que o registro dos tempos de superfície e mergulho para avaliar o viés de disponibilidade da toninha em levantamentos aéreos deve ser invariavelmente registrado a partir de uma plataforma aérea.

O desenvolvimento de novas tecnologias tem possibilitado aos pesquisadores utilizarem novas abordagens para estimar a densidade de mamíferos aquáticos (HODGSON, KELLY & PEEL, 2013; WHITEHEAD & JONSEN, 2013; FRETWELL, STANILAND & FORCADA, 2014). O uso de aeronaves não tripuladas pode vir a ser uma alternativa para avaliar a disponibilidade visual da toninha, possibilitando, assim, reduzir os custos do trabalho e aumentar a segurança dos observadores. Contudo, a calibração entre a capacidade de detecção do observador e a de uma câmera, maneira normalmente utilizada para fazer registros a partir dessas aeronaves (*e.g.*, HODGSON, KELLY & PEEL, 2013), ainda necessita ser melhor investigada. O uso de informações de telemetria (*e.g.*, transmissores de arquivo que registram tempo e perfis de mergulho) para estimar o tempo de disponibilidade visual de mamíferos aquáticos tem sido utilizada com algum sucesso (*e.g.*, INNES *et al.*, 2002; HEIDE-JØRGENSEN *et al.*, 2007). Contudo, como estes métodos registram o comportamento de apenas um indivíduo, eles não permitem avaliar o efeito do tamanho de grupo sobre a disponibilidade dos animais o que, como observado no presente estudo, pode resultar em diferenças significativas na proporção média que um grupo permanece disponível

aos observadores. Esse aspecto é fundamental em estudos de abundância, uma vez que normalmente a unidade amostral nas detecções é representada por grupos e não indivíduos.

A densidade de toninhas na Baía da Babitonga estimada no presente estudo ($\hat{D} = 0,84$; $CV = 0,42$; Tabela 6) diferiu, embora não estatisticamente, da estimativa reportada por ZERBINI *et al.* (2011) ($\hat{D} = 0,70$; $CV = 0,26$). Embora tenham sido feitos alguns ajustes no banco de dados (*e.g.*, remoção de transecções duplicadas), a principal diferença entre as duas estimativas relaciona-se à truncagem dos dados. ZERBINI *et al.* (2011) truncaram os dados apenas à direita, enquanto no presente estudo os dados foram truncados à direita e à esquerda. Esta decisão foi tomada com base na análise do histograma de distâncias (Figura 17) que indica um possível viés no registro das distâncias perpendiculares, sendo observado um pico nas detecções próximo aos 150 m. Adicionalmente, esse tipo de truncagem foi utilizado em estudos pretéritos (SECCHI *et al.*, 2001; CRESPO *et al.*, 2010; DANILEWICZ *et al.*, 2010; ZERBINI *et al.*, 2010) e, portanto a truncagem à esquerda realizada no presente estudo permite uma comparação direta com esses estudos. Caso esse pico seja resultado da resposta dos animais antes de serem detectados pelo observador (os animais estariam se afastando da plataforma), ou devido ao maior esforço de busca dos observadores não estar concentrado próximo da linha de transecção, a densidade calculada por ZERBINI *et al.* (2011) estaria sendo subestimada (BUCKLAND *et al.*, 2001). Contudo, se esse pico ocorre devido a um número amostral relativamente reduzido, a densidade computada por ZERBINI *et al.* (2011) seria válida e mais apropriada. No presente estudo, acredita-se que a falta de uniformidade na distribuição de distâncias perpendiculares observada na Figura 17 esteja relacionada à forma de busca dos observadores, uma vez que a alta velocidade da aeronave reduz a possibilidade dos animais afastarem-se da linha de transecção antes de serem detectados (BUCKLAND *et al.*, 2001) e grupos detectados durante levantamentos aéreos com a mesma aeronave não apresentaram uma reação aparente de fuga (Federico Sucunza observação pessoal). Concentrar o esforço de busca próximo da linha de transecção é fisicamente e mentalmente mais difícil, visto que ao buscar animais logo abaixo da aeronave gera um desconforto maior na posição em que observador se encontra no assento da aeronave e do fato de que o observador tem a impressão de detectar uma maior quantidade de animais a distâncias maiores (HIBY & LOVELL, 1998; BUCKLAND *et al.*, 2001). Embora o método de amostragem de distância demonstre o contrário (o número de detecções decai com o aumento da distância) na prática o observador possui campos de busca, os quais podem ser relacionados a ângulos. Assim, um campo de 10° entre os 40° e 50° terá uma distância linear

de 53 m, enquanto que entre os 30° e 40° esta distância será de 81 m e terá 50% a mais de detecções se as probabilidades de detecção forem iguais (BUCKLAND *et al.*, 2001). Assim, é fundamental a melhoria no padrão de busca dos observadores para evitar estes picos nas distâncias registradas em estudos futuros.

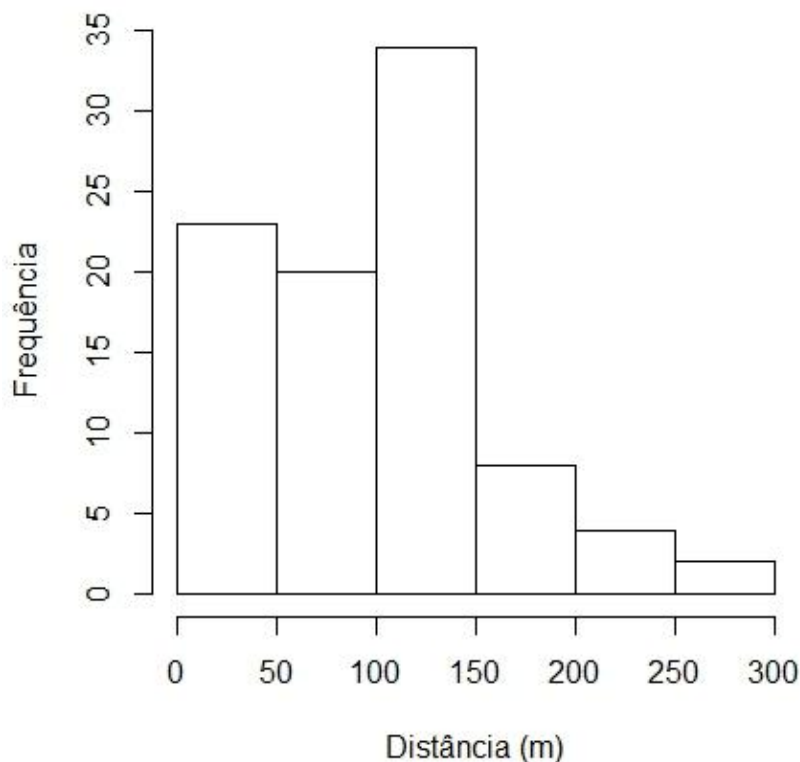


Figura 17. Histograma das distâncias perpendiculares registradas pelos observadores da frente na Baía da Babitonga em 2011 (ZERBINI *et al.* 2011).

Parâmetros de mergulho registrados a partir de plataformas em superfície (BORDINO, THOMPSON & IÑÍGUEZ, 1999) têm sido utilizados para estimar o viés de disponibilidade em estimativas aéreas de abundância de toninhas realizadas no Brasil e na Argentina (SECCHI *et al.*, 2001; CRESPO *et al.*, 2010; DANILEWICZ *et al.*, 2010; ZERBINI *et al.*, 2010). A comparação entre o viés de disponibilidade calculado com os dados do presente estudo e o calculado nos estudos anteriores (utilizando o método proposto por BARLOW *et al.*, 1988) (Tabela 14), demonstra que esse parâmetro pode ser até 47% maior quando os registros do mergulho são obtidos a partir da plataforma aérea. Ao subestimar o tempo de

disponibilidade, obtém-se estimativas de abundância sobre-estimadas e, assim, estratégias de manejo planejadas com base nesses dados poderiam ter um efeito negativo para a conservação da espécie. Contudo, esses estudos (exceto ZERBINI *et al.* 2010) não corrigiram a perda de animais localizados na linha de transecção, o que possivelmente teria subestimado o número de animais (IWC 2005; DANILEWICZ *et al.*, 2010) e, assim, não é possível fazer a correção das densidades estimadas nesses estudos com base unicamente nos resultados aqui apresentados.

ZERBINI *et al.* (2010) analisaram dados coletados durante levantamentos aéreos para estimativa de abundância da toninha na FMA II. Esses autores estimaram o viés de disponibilidade com base nos dados de tempo de superfície-mergulho reportados por CRESPO *et al.* (2010) e estimaram o viés de percepção, utilizando o MRDS. A estimativa de abundância calculada para a região ($\hat{N} = 8.525$; $CV = 0,34$) é reduzida em ~30% ($\hat{N} = 5.858$; $CV = 0,35$) quando o viés de disponibilidade computado neste estudo é utilizado para corrigir a estimativa de densidade. Contudo, esta correção deve ser observada com alguma cautela, uma vez que diferenças ambientais entre a Baía da Babitonga e a região onde foram realizados os levantamentos aéreos (FMA II) poderiam influenciar os tempos de superfície e de mergulho. Conforme observado acima, o registro da disponibilidade visual da toninha deve ser expandido para os seus diferentes habitats, possibilitando não somente a reavaliação de estimativas pretéritas (*e.g.*, ZERBINI *et al.*, 2010), mas também a utilização de fatores de correção específicos os quais possibilitariam uma comparação espaço-temporal entre as estimativas de abundância da toninha.

Tabela 14. Comparação entre os valores do viés de disponibilidade calculados a partir dos parâmetros de mergulho registrados em plataformas em terra/bote (Pr[superfície]) com os parâmetros registrados em plataforma aérea (Pr[ar]). t = tempo que um grupo permanece no visual do observador. Cálculo do viés a partir da fórmula proposta por BARLOW *et al.* (1988).

Estudo	t	Pr (superfície)	Pr (ar)	Diferença
SECCHI <i>et al.</i> (2001)	7,0	0,36 (0,09)	0,41 (0,06)	15%
CRESPO <i>et al.</i> (2010)	7,0	0,28 (0,04)	0,41 (0,06)	47%
DANILEWICZ <i>et al.</i> (2010)	5,77	0,30 (0,06)	0,39 (0,05)	29%
ZERBINI <i>et al.</i> (2010)	7,0	0,28 (0,04)	0,41 (0,06)	47%

5.2. Viés de percepção

O viés de percepção representa a proporção de animais disponíveis em superfície que não são detectados pelo observador (MARSH & SINCLAIR, 1989). Durante levantamentos aéreos, o observador possui relativamente pouco tempo para detectar e identificar a espécie, o que agravaria a probabilidade de perda de animais (HIBY & HAMMOND, 1989; BUCKLAND *et al.*, 2001). Adicionalmente, a experiência e a fadiga do observador, o desconforto devido ao reduzido espaço na aeronave, e as variáveis ambientais e biológicas contribuem para a perda de animais disponíveis em superfície (*e.g.*, LAAKE *et al.*, 1997; INNES *et al.*, 2002; SOUTHWELL *et al.*, 2007; ZERBINI *et al.*, 2010; STROBEL & BUTLER, 2014). Para tratar de mensurar essa perda de animais, métodos de duplo observador com marcação e recaptura foram desenvolvidos (*e.g.*, BUCKLAND & TURNOCK, 1992; ALPIZAR-JARA & POLLOCK, 1996; MANLY, MCDONALD & GARNER, 1996; LAAKE *et al.*, 1997; BORCHERS, 1999). Atualmente os métodos de MRDS têm sido largamente utilizados para corrigir estimativas de abundância quando a detecção de animais na linha de transecção não é garantida em função do viés de percepção (*e.g.*, INNES *et al.*, 2002; HEIDE-JØRGENSEN *et al.*, 2007; SOUTHWELL *et al.*, 2007; ZERBINI *et al.*, 2010). O uso desses métodos possibilita estimar a probabilidade de detecção de animais que estejam localizados na linha de transecção por modelos de marcação e recaptura e incorporar a heterogeneidade na probabilidade de detecção de animais que estejam na área de busca do observador através dos métodos de amostragem de distâncias (LAAKE & BORCHERS, 2004).

Uma vez que os observadores trabalharam de forma independente neste estudo, a definição de detecções simultâneas foi determinada após a realização dos sobrevoos. O método utilizado para determinar detecções simultâneas pode introduzir um viés na estimativa de abundância, uma vez que falsos negativos (detecções simultâneas consideradas como diferentes) causam a subestimativa da probabilidade de detecção e sobre-estimativa da abundância de animais (a recíproca é verdadeira) (SCHWEDER, 1999). Portanto, determinar com precisão as detecções simultâneas é fundamental para obter uma estimativa robusta da probabilidade de detecção de animais localizados na linha de transecção $\hat{p}(0)$ (LAAKE & BORCHERS, 2004).

Como observado no presente estudo, o aumento de 5 segundos na janela de tempo considerada para determinar detecções simultâneas causou um aumento substancial, embora não significativo, na estimativa de $\hat{p}(0)$ (Tabela 8). Durante o intervalo de 10 segundos, valor

assumido para determinar detecções simultâneas com alta confiabilidade, a aeronave percorre ~500 m. Assim, de maneira geral, poderíamos estar considerando como detecções simultâneas dois animais distantes até 500 m entre si. Contudo, conforme explicado na seção 3.2.2., esse valor corresponde à diferença média entre o horário de início da transecção entre os observadores, os quais são avisados pelo piloto da aeronave sobre o momento de início da linha e, adicionalmente, o observador possui um ponto de referência (início da linha d'água) desse início (apenas transecções com início em terra foram utilizadas). Assim, poderíamos esperar uma alta similaridade entre os horários registrados, o que não foi observado no presente estudo. Adicionalmente, após a análise detalhada das detecções que iam sendo incorporadas ao grupo de detecções simultâneas em função do aumento na janela de tempo, foi decidido utilizar um valor de 15 segundos (o que corresponde a uma distância de ~700 m) para estimar a probabilidade de detectar uma toninha, estando ela sobre a linha de transecção.

A principal razão que se acredita estar relacionada a essa grande diferença entre os horários de detecção (a qual pode levar a um questionamento sobre sua real validade) relaciona-se à falta de padronização no registro das informações entre os observadores, e as características de busca de cada observador. O tempo médio que um dos observadores levou para registrar uma detecção no gravador de voz (*i.e.*, estimar o número de indivíduos no grupo, medir o ângulo de declinação entre o horizonte e o grupo quando este encontra-se perpendicular à aeronave, e olhar o horário) foi de 8 segundos e somente em 33% das detecções a hora foi a primeira informação registrada. Adicionalmente ao potencial viés devido a esse intervalo de tempo no registro da detecção, a diferença entre a experiência dos observadores para detectar e identificar a espécie potencialmente influencia o registro da hora entre os observadores (SCHWEDER, 1999). Diferentes configurações das janelas entre os observadores da frente (janela-bolha) e os observadores de trás (janela-plana) potencialmente influenciam o tempo para detectar e identificar a espécie (FORCADA *et al.*, 2004) e, assim, seria uma outra fonte de viés do tempo na determinação de detecções simultâneas. Ressalta-se a importância em aprimorar os métodos de registro das detecções de toninha para garantir uma maior precisão na determinação de detecções simultâneas em levantamentos aéreos futuros.

Os resultados do presente estudo demonstram que a probabilidade de detectar uma toninha que esteja localizada na linha de transecção não é perfeita (Tabela 8). Essa perda de indivíduos disponíveis também foi observada por ZERBINI *et al.* (2010) e corrobora com as

recomendações da CIB (INTERNATIONAL WHALING COMMISSION, 2005) com respeito à necessidade de corrigir o viés de percepção em levantamentos aéreos para a toninha. Contudo, ZERBINI *et al.* (2010) reportam valores de $\hat{p}(0)$ ($\hat{p}(0) = 0,70$; $CV = 0,21$) superiores aos encontrados no presente estudo ($\hat{p}(0) = 0,38$; $CV = 0,32$). Embora os resultados não sejam diferentes estatisticamente, estimar a abundância de toninhas utilizando este valor resultaria em uma população aproximadamente duas vezes maior do que a estimada utilizando a correção de ZERBINI *et al.* (2010). Uma possível explicação para a diferença encontrada entre os estudos é o critério utilizado para definir detecções simultâneas. No trabalho de ZERBINI *et al.* (2010), a janela de tempo utilizada foi de 1 minuto (Alexandre N. Zerbini informação pessoal) o que, como demonstrado no presente estudo (Tabela 8), poderia ter aumentado o número de detecções simultâneas e, assim, o valor de $\hat{p}(0)$. Adicionalmente, essa diferença poderia ser resultado de uma maior experiência dos observadores utilizados em ZERBINI *et al.* (2010). Contudo, o fato de três dos quatro observadores utilizados no presente estudo terem também participado de pelo menos alguns dos sobrevoos realizados na FMA II (ZERBINI *et al.* 2010) dificulta o entendimento da influência dos observadores sobre o valor do viés de percepção calculado entre os estudos. As áreas sobrevoadas também foram diferentes e, assim, a influência dos fatores ambientais e biológicos também deve ser considerada. Diferentes valores de viés de percepção foram reportados por LAAKE *et al.* (1997) e HAMMOND *et al.* (2013) ao conduzirem correções para levantamentos aéreos para o boto comum em diferentes áreas e utilizando observadores diferentes. LAAKE *et al.* (1997) realizaram experimentos na região do Puget Sound, Estado de Washington (EUA), utilizando observadores em terra para estimar a probabilidade de detecção na linha de transecção de observadores em uma plataforma aérea. Os autores estimaram uma probabilidade de 86% para observadores experientes e de 29% para observadores inexperientes. HAMMOND *et al.* (2013), utilizando os métodos propostos por HIBY (1999) e HIBY & LOVELL (1998) "racetrack" para estimar o viés de percepção em sobrevoos realizados nas águas europeias do oceano Atlântico, estimaram uma probabilidade de 45% sob condições boas de observação (Beaufort ≤ 2) e de 31% sob condições moderadas de observação. Assim, torna-se necessária uma melhor investigação a respeito das diferenças encontradas entre o presente estudo e o estudo de ZERBINI *et al.* (2010).

A influência do observador na probabilidade de detecção durante levantamentos aéreos é reportada em diversos trabalhos. SOUTHWELL *et al.* (2007) testaram a influência de nove covariáveis (ambientais e do observador) na probabilidade de detecção de focas

antárticas. Segundo os autores, o modelo que melhor se ajustou aos dados incluiu somente a experiência do observador como covariável. Essa experiência foi medida como o número de horas de voo que cada indivíduo tinha como participante de levantamentos aéreos anteriores, no início do estudo de SOUTHWELL *et al.* (2007). Ao total, 12 observadores com diferentes níveis de experiência participaram dos sobrevoos e a probabilidade de detecção na linha de transecção entre eles variou de um mínimo de 80% a um máximo de 98%. Assim como reportado nos levantamentos aéreos de foca antártica (SOUTHWELL *et al.*, 2007), o observador foi a única covariável incluída no modelo para estimar o viés de percepção com dugongos (POLLOCK *et al.*, 2006). Neste estudo, foi observada uma grande diferença entre a probabilidade de detecção na linha de transecção entre os observadores, variando de 26% a 90%.

No presente estudo, o modelo que melhor se ajustou aos dados indicou que o viés de percepção foi maior no lado esquerdo em relação ao lado direito da aeronave (Tabela 12). Diferenças na configuração das janelas entre os dois lados e/ou no espaço disponível para os observadores se posicionarem para realizar a busca dos animais poderiam explicar este aumento em função do lado da aeronave (MANLY, MCDONALD & GARNER, 1996). Contudo, uma vez que os dois lados da aeronave apresentam características muito similares (se não iguais), e os mesmos observadores foram mantidos nas mesmas posições em todos os sobrevoos, este resultado indicaria uma relação com os observadores posicionados em cada um dos lados. Adicionalmente, o modelo selecionado demonstra que a probabilidade de detecção $\hat{p}(0)$ aumentou em função da área onde os sobrevoos foram realizados (Tabela 12). Embora esta relação possa indicar uma influência das características ambientais e biológicas (*e.g.*, diferença entre o tamanho dos animais, PINEDO, 1995; BARBATO *et al.*, 2012) sobre essa probabilidade, acredita-se que a relação entre as áreas e a probabilidade de detecção esteja sendo influenciada principalmente pelo ganho de experiência dos observadores. De maneira geral, as características ambientais observadas durante os sobrevoos foram similares (*Beaufort*, reflexo do sol e transparência da água), contudo a área com menor valor de $\hat{p}(0)$ foi a Baía da Babitonga, onde os voos foram realizados em 2011, e com maior foi a FMA III onde os voos foram realizados em 2014 (Tabela 2). Portanto, assim como demonstrado por SOUTHWELL *et al.* (2007), o número de horas de voo dos observadores antes do início dos sobrevoos poderia ser a principal razão para o aumento na probabilidade de detecção de animais localizados na linha de transecção em função da área do sobrevoos (Tabela 12). As diferenças encontradas entre os valores de $\hat{p}(0)$ individual dos observadores (Tabela 10)

corroboram com a hipótese de que o efeito do lado e da área sobre essa probabilidade esteja relacionada a diferenças entre os observadores.

ZERBINI *et al.* (2011) realizaram experimentos com duas plataformas de observação (bote e aeronave) para estimar um fator de correção para os levantamentos aéreos. No estudo, os autores assumiram que a estimativa de densidade calculada a partir dos dados coletados pelo bote não teria nenhum viés associado (*e.g.*, $g(0) = 1$ e tamanho de grupo estimados corresponderiam ao número real de indivíduos no grupo). Assim, a comparação entre as duas estimativas (bote e aeronave) tornaria possível calcular um fator de correção para a estimativa aérea. Utilizando a densidade estimada para o avião no presente estudo (Tabela 6), e os valores de densidade e tamanho de grupo estimados com os dados do bote (Tabelas 4 e 6 em ZERBINI *et al.*, 2011), o fator de correção seria de 3,95. Assumindo um viés na estimativa do tamanho de grupo a partir da aeronave de 23% (ZERBINI *et al.*, 2011) o viés de visibilidade ou $g(0)$ corresponderia a 0,33 [$1/(3,95 * (1-0,23))$]. Assim, utilizando o valor do viés de disponibilidade calculado no presente estudo (0,38), o viés de percepção seria de 0,85 (0,33/0,38). Embora este valor seja referente a uma distância de 87 m da linha de transecção (ver item 3.1.3.), acredita-se que ele poderia ser utilizado como o valor de $\hat{p}(0)$, uma vez que estimativas de abundância de toninha e também de outros pequenos mamíferos aquáticos, realizadas a partir de levantamentos aéreos, apresentam uma probabilidade de detecção contínua até uma certa distância da linha de transecção (*e.g.*, SLOOTEN, DAWSON & RAYMENT, 2004; ZERBINI *et al.*, 2010; DANILEWICZ *et al.*, 2012; HAMMOND *et al.*, 2013). Adicionalmente, este valor é consistente com o reportado para observadores experientes em estudos de levantamento aéreo do boto comum (LAAKE *et al.*, 1997)

É interessante notar a substancial diferença entre o viés de percepção estimado a partir da comparação entre os dados dos observadores da frente e de trás, na aeronave, utilizando os métodos MRDS ($\hat{p}(0) = 0,38$), com o valor obtido com o fator de correção mencionado no parágrafo acima ($\hat{p}(0) = 0,85$), o qual utiliza apenas as detecções dos observadores da frente. Uma potencial explicação seria a diferença entre as janelas da frente (bolha) e as janelas de trás (plana). Os observadores posicionados na janela-bolha possuem um campo de busca que se estende dos 90° aos 30°, enquanto na janela-plana este campo inicia aos 60°. Assim, é esperado que o esforço de busca em relação às distintas distâncias seja diferente entre os observadores, os quais apresentaria um maior esforço próximo à linha de transecção (observadores da frente) ou próximo aos 87 m (observadores de trás). Nesse caso, a

probabilidade de detectar animais que estejam a 87 m da linha de transecção será diferente entre os observadores e, assim, a comparação entre os mesmos resultará em um viés negativo na estimativa da probabilidade de detecção. O fator de correção, não apresenta esse viés, uma vez que ele leva em consideração apenas detecções realizadas pelos observadores da frente (na janela-bolha e com melhor visibilidade). Contudo, diferenças entre a experiência dos observadores da frente e de trás e as dificuldades relacionadas à definição de detecções simultâneas não devem ser desconsideradas. Assim, sugere-se que a estimativa do viés de percepção utilizando os métodos de MRDS com observadores na mesma plataforma de observação deve ser feita apenas quando o campo de busca dos observadores seja semelhante.

6. Conclusões

No presente estudo, buscou-se investigar o viés de visibilidade da toninha a partir de plataformas aéreas e, assim, contribuir para a melhoria das estimativas de abundância da espécie e a utilização dessas informações no delineamento de estratégias de conservação. Experimentos com helicóptero foram realizados para medir o tempo de superfície e mergulho de grupos de toninha e computar um viés de disponibilidade mais realista do que aquele utilizado em estudos pretéritos (SECCHI *et al.*, 2001; CRESPO *et al.*, 2010; DANILEWICZ *et al.*, 2010; ZERBINI *et al.*, 2010). Adicionalmente, modelos de marcação e recaptura combinados com modelos de amostragem de distâncias foram usados para estimar a proporção de indivíduos que não são detectados pelos observadores (viés de percepção) em plataformas aéreas. As principais conclusões desse estudo são as seguintes:

- A utilização de helicóptero para estimar o viés de disponibilidade da toninha em levantamentos aéreos é possível;
- O viés de disponibilidade utilizado para corrigir estimativas de abundância da toninha, realizadas a partir de levantamentos aéreos, deve ser calculado a partir de uma plataforma aérea;
- O viés de disponibilidade deve ser calculado para distintas áreas da distribuição da toninha, possibilitando, assim, a correção específica do viés de disponibilidade e a comparação espaço-temporal entre estimativas de abundância da toninha;
- É fundamental a melhoria na coleta de informações durante os levantamentos aéreos para obter uma estimativa robusta do viés de percepção;
- Não é aconselhado estimar o viés de percepção utilizando o MRDS quando os observadores estão na mesma plataforma, mas não possuem um campo de busca que se sobrepõe;
- O treinamento pré-campo deve ser realizado sempre que possível.

7. Referências

ALPIZAR-JARA, R.; POLLOCK, K.H. **A combination line transect and capture recapture sampling model for multiple observers in aerial surveys.** Environmental and Ecological Statistics, v. 3, p. 311-327, 1996.

ANDERSON, D.R. **The need to get the basics right in wildlife field studies.** Wildlife Society Bulletin, v. 29, p. 1294-1297, 2001.

ANDRIOLO, A.; KINAS, P.G.; ENGEL, M.H.; MARTINS, C.C.A.; RUFINO, A.M. **Humpback whales within the Brazilian breeding ground: Distribution and population size estimate.** Endangered Species Research, v. 11, p. 233-243, 2010.

BARBATO, B.H.A.; SECCHI, E.R.; DI BENEDITTO, A.P.M.; RAMOS, R.M.A.; BERTOZZI, C.; MARIGO, J.; BORDINO, P.; KINAS, P.G. **Geographic variation in franciscana (*Pontoporia blainvillei*) external morphology.** Journal of the Marine Biological Association of the United Kingdom, v. 92, n. 8, p. 1645-1656, 2012.

BARLOW, J. Trackline detection probability for long-diving whales. In: GARNER, G.W.; AMSTRUP, S.C.; LAAKE, J.L.; MANLY, B.F.J.; MCDONALD, L.L. e ROBERTSON, D.G. (Ed.). **Marine Mammal Survey and Assessment Methods.** Rotterdam: A. A. Balkema, 1999.

BARLOW, J.; BAIRD, R.W.; HEYNING, J.E.; WYNNE, K.; MANVILLE II, A.M.; LOWRY, L.F.; HANAN, D.; SEASE, J.; BURKANOV, V.N. **A review of cetacean and pinniped mortality in coastal fisheries along the west coast of the USA and Canada and the east coast of the Russian Federation.** Reports of the International Whaling Commission (Special Issue 15), p. 405-426, 1994.

BARLOW, J.; OLIVER, C.W.; JACKSON, T.D.; TAYLOR, B.L. **Harbor porpoise, *Phocoena phocoena*, abundance estimation for California, Oregon, and Washington: II. aerial surveys.** Fishery Bulletin, v. 86, n. 3, p. 433-444, 1988.

BEST, P.B.; SCHAEFF, C.M.; REEB, D.; PALSBOELL, P.J. **Composition and possible function of social groupings of southern right whales in south african waters.** Behaviour, v. 140, p. 1469-1494, 2003.

BORCHERS, D.L. Composite mark-recapture line transect surveys. In: GARNER, G.W.; AMSTRUP, S.C.; LAAKE, J.L.; MANLY, B.F.J.; MCDONALD, L.L. e ROBERTSON, D.G. (Ed.). **Marine Mammal Survey and Assessment Methods.** Rotterdam: A. A. Balkema, 1999. p.115-126.

BORCHERS, D.L.; LAAKE, J.L.; SOUTHWELL, C.; PAXTON, C.G.M. **Accommodating unmodeled heterogeneity in double-observer distance sampling survey.** Biometrics, v. 62, p. 372-378, 2006.

BORDINO, P.; THOMPSON, G.; IÑÍGUEZ, M. **Ecology and behaviour of the franciscana (*Pontoporia blainvillei*) in Bahía Anegada, Argentina.** Journal of Cetacean Research and Management, v. 1, n. 2, p. 213-222, 1999.

BUCKLAND, S.T. **Effects of heterogeneity on estimation of probability of detection on the trackline.** Reports of the International Whaling Commission, v. 42, p. 569-573, 1992.

BUCKLAND, S.T.; ANDERSON, D.R.; BURNHAM, K.P.; LAAKE, J.L.; BORCHERS, D.L.; THOMAS, L. **Introduction to distance sampling: Estimating abundance of biological populations.** Oxford, U.K.: Oxford University Press, 2001.

_____. **Advanced Distance Sampling: estimating abundance of biological population.** New York: Oxford University Press, 2004.

BUCKLAND, S.T.; TURNOCK, B.J. **A robust line transect method**. *Biometrics*, v. 48, p. 901-909, 1992.

COSTA-URRUTIA, P.; ABUD, C.; SECCHI, E.R.; LESSA, E.P. **Population genetic structure and social kin association of franciscan dolphin, *Pontoporia blainvillei***. *Journal of Heredity*, v. 103, n. 1, p. 92-102, 2012.

CREMER, M.J.; SIMÕES-LOPES, P.C. **The occurrence of *Pontoporia blainvillei* (Gervais & d'Orbigny) (Cetacea, Pontoporiidae) in a estuarine area in southern Brazil**. *Revista Brasileira de Zoologia*, v. 22, n. 3, p. 717-723, 2005.

_____. **Distribution, abundance and density estimates of franciscanas, *Pontoporia blainvillei* (Cetacea: Pontoporiidae), in Babitonga bay, southern Brazil**. *Revista Brasileira de Zoologia*, v. 25, n. 3, p. 397-402, 2008.

CRESPO, E.A. Franciscana dolphin *Pontoporia blainvillei*. In: PERRIN, W.F.; WÜRSIG, B. e THEWISSEN, J.G.M. (Ed.). **Encyclopedia of Marine Mammals, 2nd edition**. San Diego, CA: Academic Press, 2009. p.466-469.

CRESPO, E.A.; HARRIS, G.; GONZÁLES, R. **Group size and distributional range of the franciscana, *Pontoporia blainvillei***. *Marine Mammal Science*, v. 14, n. 4, p. 845-849, 1998.

CRESPO, E.A.; PEDRAZA, S.N.; GRANDI, M.F.; DANS, S.L.; GARAFFO, G.V. Abundance of franciscana dolphins, *Pontoporia blainvillei*, in the Argentine coast, from aerial surveys. SC/56/SM9 presented to the IWC Scientific Committee, 2004, Sorrento, Italy. p.13.

_____. **Abundance and distribution of endangered Franciscana dolphins in Argentina waters and conservation implications**. *Marine Mammal Science*, v. 26, n. 1, p. 17-35, 2010.

CRESPO, E.A.; SECCHI, E.R.; ROSA, L.D.; KINAS, P.G.; DANILEWICZ, D.; BORDINO, P. **Report of the working group on abundance estimates.** Latin American Journal of Aquatic Mammals, v. 1, n. 1, p. 65-66, 2002.

CUNHA, H.A.; MEDEIROS, B.V.; BARBOSA, L.A.; CREMER, M.J.; MARIGO, J.; LAILSON-BRITO, J.; AZEVEDO, A.F.; SOLÉ-CAVA, A.M. **Population structure of the endangered franciscana dolphin (*Pontoporia blainvillei*): reassessing management units.** Plos One, v. 9, p. e85633, 2014.

DANILEWICZ, D. **Reproduction of female franciscana (*Pontoporia blainvillei*) in Rio Grande do Sul, southern Brazil.** Latin American Journal of Aquatic Mammals, v. 2, n. 2, p. 67-78, 2003.

DANILEWICZ, D.; MORENO, I.B.; OTT, P.H.; TAVARES, M.; AZEVEDO, A.F.; SECCHI, E.R.; ANDRIOLO, A. **Abundance estimate for a threatened population of franciscana dolphins in southern coastal Brazil: uncertainties and management implications.** Journal of the Marine Biological Association of the United Kingdom, v. 90, n. 8, p. 1659-1666, 2010.

DANILEWICZ, D.; SECCHI, E.R.; DI BENEDITTO, A.P.M. *Pontoporia blainvillei* (Gervais & d'Orbigny, 1844). In: MACHADO, A.B.M.; DRUMMOND, G.M. e PAGLIA, A.P. (Ed.). **Livro Vermelho da Fauna Brasileira Ameaçada de Extinção.** Brasília: MMA, v.II, 2008. p.814-815.

DANILEWICZ, D.; SECCHI, E.R.; OTT, P.H.; MORENO, I.B.; BASSOI, M.; BORGES-MARTINS, M. **Habitat use patterns of franciscana dolphins (*Pontoporia blainvillei*) off southern Brazil in relation to waters depth.** Journal of Marine Biological Association of the United Kingdom, v. 89, n. 5, p. 943-949, 2009.

DANILEWICZ, D.; ZERBINI, A.N.; ANDRIOLO, A.; SECCHI, E.R.; SUCUNZA, F.; FERREIRA, E.; DENUNCIO, P.; FLORES, P.A.C. **Abundance and distribution of an isolated population of franciscana dolphins (*Pontoporia blainvillei*) in southeastern Brazil: red alert for FMA I? Paper SC/64/SM17 presented to the IWC Scientific Committee**. Panama 2012.

DENUNCIO, P.; BASTIDA, R.; DASSIS, M.; GIARDINO, G.; GERPE, M.; RODRÍGUEZ, D. **Plastic ingestion in franciscana dolphins, *Pontoporia blainvillei* (Gervais and d'Orbigny, 1844), from Argentina**. Marine Pollution Bulletin, 2011.

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 ecalhes ao longo da costa sul do Rio Grande do Sul, Brasil**. Atlântica, v. 32, n. 2, p. 183-197, 2010.

FORCADA, J.; GAZO, M.; AGUILAR, A.; GONZALVO, J.; FERNÁNDEZ-CONTRERAS, M. **Bottlenose dolphin abundance in the nw mediterranean: Addressing heterogeneity in distribution**. Marine Ecology Progress Series, v. 275, p. 275-287, 2004.

FRETWELL, P.T.; STANILAND, I.J.; FORCADA, J. **Whales from space: Counting southern righ whales by satellite** Plos One, v. 9, n. 2, p. e88655, 2014.

GARNER, G.W.; AMSTRUP, S.C.; LAAKE, J.L.; MANLY, B.F.J.; MCDONALD, L.L.; ROBERTSON, D.G. **Marine Mammal Survey and Assessment Methods**. Rotterdam: A. A. Balkema, 1999. 287.

GU, W.; SWIHART, R.K. **Absent or undetected? Effects of non-detection of species occurrence on wildlife-habitat models**. Biological Conservation, v. 116, p. 195-203, 2004.

HAIN, J.H.W.; ELLIS, S.L.; KENNEY, R.D.; SLAY, C.K. Sightability of right whales in coastal waters of the southeastern United States with implications for the aerial monitoring program In: GARNER, G.W.;AMSTRUP, S.C.;LAAKE, J.L.;MANLY, B.F.J.;MCDONALD, L.L. e ROBERTSON, D.G. (Ed.). **Marine Mammal Survey and Assessment Methods**. Rotterdam: A. A. Balkema, 1999. p.191-207.

HAMMOND, P.S.; MACLEOD, K.; BERGGREN, P.; BORCHERS, D.L.; BURT, L.; CAÑADAS, A.; DESPORTES, G.; DONOVAN, G.P.; GILLES, A.; GILLESPIE, D.; GORDON, J.; HIBY, L.; KUKLIK, I.; LEAPER, R.; LEHNERT, K.; LEOPOLD, M.; LOVELL, P.; ØIEN, N.; PAXTON, C.G.M.; RIDOUX, V.; ROGAN, E.; SAMARRA, F.; SCHEIDAT, M.; SEQUEIRA, M.; SIEBERT, U.; SKOV, H.; SWIFT, R.; TASKER, M.L.; TEILMANN, J.; CANNEYT, O.V.; VÁZQUEZ, J.A. **Cetacean abundance and distribution in European Atlantic shelf waters to inform conservation and management**. Biological Conservation, v. 164, p. 107-122, 2013.

HARWOOD, J. **Marine mammals and their environment in the twenty-first century**. J. Mammal., v. 82, n. 3, p. 630-640, 2001.

HEIDE-JØRGENSEN, M.P. **Aerial digital photographic surveys of narwhals, *Monodon monoceros*, in northwest Greenland**. Marine Mammal Science, v. 20, n. 2, p. 246-261, 2004.

HEIDE-JØRGENSEN, M.P.; LAIDRE, K.L.; BORCHERS, D.; SAMARRA, F.; STERN, H. **Increasing abundance of bowhead whales in west Greenland**. Biology Letters, v. 3, p. 577-580, 2007.

HIBY, A.R.; HAMMOND, P.S. **Survey techniques for estimating abundance of cetaceans**. Reports of the International Whaling Commission (Special Issue 11), p. 47-80, 1989.

HIBY, L. The objective identification of duplicate sightings in aerial survey for porpoise. In: GARNER, G.W.;AMSTRUP, S.C.;LAAKE, J.L.;MANLY, B.F.J.;MCDONALD, L.L. e ROBERTSON, D.G. (Ed.). **Marine Mammal Survey and Assessment Methods**. Rotterdam: A. A. Balkema, 1999.

HIBY, L.; LOVELL, P. **Using aircraft in tandem formation to estimate abundance of harbour porpoise**. *Biometrics*, v. 54, n. 4, p. 1280-1289, 1998.

HODGSON, A.; KELLY, N.; PEEL, D. **Unmanned aerial vehicles (UAVs) for surveying marine fauna: A dugong case study**. *Plos One*, v. 8, n. 11, p. e79556, 2013.

HOLT, R.S.; POWERS, J.E. **Abundance estimation of dolphin stocks involved in the eastern tropical Pacific yellowfin tuna fishery determined from aerial and ship survey to 1979**. NOAA Technical Memorandum NMFS-SWFC-023: 95p. p. 1982.

INNES, S.; HEIDE-JØRGENSEN, M.P.; LAAKE, J.L.; LAIDRE, K.L.; CLEATOR, H.J.; RICHARD, P.; STEWART, R.E.A. Surveys of belugas and narwhals in the Canadian high Arctic in 1996. In: HEIDE-JØRGENSEN, M.P. e WIIG, Ø. (Ed.). **Belugas in the North Atlantic and the Russian Arctic**: NAMMCO Scientific Publications, v.4, 2002. p.169-190.

INTERNATIONAL WHALING COMMISSION. **Report of the sub-committee on small cetacean. Annex L**. *Journal of Cetacean Research and Management*, v. Supplement, p. 307-326, 2005.

LAAKE, J. Distance sampling with independent observers: Reducing bias from heterogeneity by weakening the conditional independence assumption. In: GARNER, G.W.;AMSTRUP, S.C.;LAAKE, J.L.;MANLY, B.F.J.;MCDONALD, L.L. e ROBERTSON, D.G. (Ed.). **Marine Mammal Survey and Assessment Methods**. Rotterdam: A. A. Balkema, 1999.

LAAKE, J.; BORCHERS, D.; THOMAS, L.; MILLER, D.; BISHOP, J. **mrds: Mark-recapture distance sampling (mrds)**: R package version 2.1.6 2014.

LAAKE, J.L.; BORCHERS, D.L. Methods for incomplete detection at distance zero In: BUCKLAND, S.T.; ANDERSON, D.R.; BURNHAM, K.P.; LAAKE, J.L.; BORCHERS, D.L. e THOMAS, L. (Ed.). **Advanced Distance Sampling: estimating abundance of biological populations**. New York: Oxford University Press, 2004. cap. 6, p.108-189.

LAAKE, J.L.; CALAMBOKIDIS, J.; OSMEK, S.D.; RUGH, D.J. **Probability of detecting harbor porpoise from aerial surveys: estimating $g(0)$** . J. Wildl. Manage., v. 61, n. 1, p. 63-75, 1997.

LÁZARO, M.; LESSA, E.P.; HAMILTON, H. **Geographic genetic structure in the franciscana dolphin (*Pontoporia blainvillei*)**. Marine Mammal Science, v. 20, n. 2, p. 201-214, 2004.

LERCZAK, J.A.; HOBBS, R.C. **Calculating sighting distances from angular readings during shipboard, aerial, and shore-based marine mammals survey**. Marine Mammal Science, v. 14, n. 3, p. 590-599, 1998.

MANLY, B.F.J. **Randomization, Bootstrap and Monte Carlo Methods in Biology: Third edition**. United States of America: Chapman & Hall/CRC, 2006.

MANLY, B.F.J.; MCDONALD, L.L.; GARNER, G.W. **Maximum likelihood estimation for the double-count method with independent observers**. Journal of Agricultural, Biological, and Environmental Statistics, v. 1, n. 2, p. 170-189, 1996.

MARQUES, F.F.C.; BUCKLAND, S.T. **Incorporating covariates into standard line transect analyses**. Biometrics, v. 59, p. 924-935, 2003.

MARQUES, T.A.; BUCKLAND, S.T.; BISPO, R.; HOWLAND, B. **Accounting for animal density gradient using independent information in distance sampling surveys.** *Statistical Methods & Applications*, v. 22, p. 67-80, 2013.

MARSH, H.; SINCLAIR, D.F. **Correcting for visibility bias in strip transect aerial surveys of aquatic fauna.** *J. Wildl. Manage.*, v. 53, n. 4, p. 1017-1024, 1989.

MENDEZ, M.; ROSENBAUM, H.C.; SUBRAMANIAM, A.; YACKULIC, C.; BORDINO, P. **Isolation by environmental distance in mobile marine species: Molecular ecology of franciscana dolphins at their southern range.** *Molecular Ecology*, v. 19, p. 2212-2228, 2010.

OTT, P.H.; SECCHI, E.R.; MORENO, I.B.; DANILEWICZ, D.; CRESPO, E.A.; BORDINO, P.; RAMOS, R.M.A.; DI BENEDITTO, A.P.M.; BERTOZZI, C.; BASTIDA, R.; ZANELATTO, R.; PEREZ, J.; KINAS, P.G. **Report of the working group on fishery interactions.** *Latin American Journal of Aquatic Mammals*, v. 1, p. 55-64, 2002.

PINEDO, M.C. **Development and variation in external morphology of the franciscana, *Pontoporia blainvillei*.** *Revista Brasileira de Biologia*, v. 55, p. 85-96, 1995.

PINEDO, M.C.; PRADERI, R.; BROWNELL JR., R.L. Review of the biology and status of the franciscana, *Pontoporia blainvillei*. In: PERRIN, W.F.; BROWNELL JR., R.L.; ZHOU, K. e LIU, J. (Ed.). **Biology and Conservation of the River Dolphins.** Hong Kong: IUCN, 1989. p.46-51.

PINHEIRO, J.; BATES, D.; DEBROY, S.; SARKAR, D.; R CORE TEAM. **Linear and nonlinear mixed effects models. R package version 3.1-118** 2014.

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

POLLOCK, K.H.; KENDALL, W.L. **Visibility bias in aerial surveys: A review of estimation procedures.** The Journal of Wildlife Management, v. 51, n. 2, p. 502-510, 1987.

POLLOCK, K.H.; MARSH, H.; LAWLER, I.R.; ALLDREDGE, M.W. **Estimating animal abundance in heterogeneous environments: an application to aerial surveys for dugongs.** The Journal of Wildlife Management, v. 70, n. 1, p. 255-262, 2006.

R CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing.** Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing 2014.

RAMOS, R.M.A.; DI BENEDITTO, A.P.M.; LIMA, N.R.W. **Growth parameter of *Pontoporia blainvillei* and *Sotalia fluviatilis* (Cetacea) in northern Rio de Janeiro, Brazil.** Aquatic Mammals, v. 26, n. 1, p. 65-75, 2000.

RAMOS, R.M.A.; DI BENEDITTO, A.P.M.; SICILIANO, S.; SANTOS, M.C.O.; ZERBINI, A.N.; BERTOZZI, C.; VICENTE, A.F.C.; ZAMPIROLI, É.; ALVARENGA, F.S.; LIMA, N.R.W. **Morphology of the franciscana (*Pontoporia blainvillei*) off southeastern Brazil: Sexual dimorphism, growth and geographic variation.** Latin American Journal of Aquatic Mammals, v. 1, n. 1, p. 129-144, 2002.

REEVES, R.R.; DALEBOUT, M.; JEFFERSON, T.A.; KARKZMARSKI, L.; LAIDRE, K.L.; O’CORRY-CROWE, G.; ROJAS-BRACHO, L.; SECCHI, E.R.; SLOOTEN, E.; SMITH, B.D.; WANG, J.Y.; ZERBINI, A.N.; ZHOU, K. ***Pontoporia blainvillei*. IUCN Red List of Threatened Species: IUCN 2012.**

REEVES, R.R.; MCCLELLAN, K.; WERNER, T.B. **Marine mammal bycatch in gillnet and other entangling net fisheries, 1999 to 2011.** Endangered Species Research, v. 20, p. 71-97, 2013.

ROCHA-CAMPOS, C.C.; DANILEWICZ, D.; SICILIANO, S. **Plano de ação nacional para a conservação do pequeno cetáceo Toninha: *Pontoporia blainvillei***. Brasília: Instituto Chico Mendes de Conservação da Biodiversidade, 2010. 76.

SCHWEDER, T. **Independent observer experiments to estimate the detection function in line transect surveys of whales**. Reports of the International Whaling Commission, v. 40, p. 349-355, 1990.

_____. Line transecting with difficulties; lessons from surveying minke whales In: GARNER, G.W.; AMSTRUP, S.C.; LAAKE, J.L.; MANLY, B.F.J.; MCDONALD, L.L. e ROBERTSON, D.G. (Ed.). **Marine Mammal Survey and Assessment Methods**. Rotterdam: A. A. Balkema, 1999.

SECCHI, E.R. Review on the threats and conservation status of franciscana, *Pontoporia blainvillei* (Cetacea, Pontoporiidae). In: SHOSTELL, J.M. e RUIZ-GARCIA, M. (Ed.). **Biology, Evolution and Conservation of River Dolphins within South America and Asia**. Hauppauge: Nova Science Publisher Inc., 2010. p.323-339.

SECCHI, E.R.; DANILEWICZ, D.; OTT, P.H. **Applying the phylogeographic concept to identify franciscana dolphin stocks: Implications to meet management objectives**. Journal of Cetacean Research and Management, v. 5, n. 1, p. 61-68, 2003.

SECCHI, E.R.; OTT, P.H.; CRESPO, E.; KINAS, P.G.; PEDRAZA, S.; BORDINO, P. **A first estimative of franciscana (*Pontoporia blainvillei*) abundance off southern Brazil**. Journal of Cetacean Research and Management, v. 3, p. 95-100, 2001.

SECCHI, E.R.; OTT, P.H.; DANILEWICZ, D. Effects of fishing bycatch and the conservation status of the franciscana dolphin, *Pontoporia blainvillei*. In: GALES, N.; HINDELL, M. e KIRKWOOD, R. (Ed.). **Marine Mammals: Fisheries, Tourism and Management Issues**. Collingwood: CSIRO Publishing, 2003. cap. 9, p.174-191.

SECCHI, E.R.; WANG, J.Y.; MURRAY, B.W.; ROCHA-CAMPOS, C.C.; WHITE, B.N. **Population differentiation in the franciscana (*Pontoporia blainvillei*) from two geographic locations in Brazil as determined from mitochondrial DNA control region sequences.** Canadian Journal of Zoology, v. 76, p. 1622-1627, 1998.

SEGURA, A.G.D.; CRESPO, E.A.; PEDRAZA, S.N.; HAMMOND, P.S.; RAGA, J.A. **Abundance of small cetaceans in waters of the central Spanish Mediterranean.** Marine Biology, v. 150, n. 1, p. 149-160, 2006.

SEIXAS, T.G.; KEHRIG, H.D.A.; FILLMANN, G.; BENEDITTO, A.P.M.D.; SOUZA, C.M.M.; SECCHI, E.R.; MOREIRA, I.; MALM, O. **Ecological and biological determinants of trace elements accumulation in liver and kidney of *Pontoporia blainvillei*.** Science of the Total Environment, v. 385, p. 208-220, 2007.

SICILIANO, S. **Review of small cetaceans and fishery interactions in coastal waters of Brazil.** Rep. Int. Whal. Commn (Special Issue 5), p. 241-250, 1994.

SICILIANO, S.; DI BENEDITTO, A.P.M.; RAMOS, R.M.A. **A toninha, *Pontoporia blainvillei*, (Gervais & d'Orbigny, 1844) (Mammalia, Cetacea, Pontoporiidae), nos estados do Rio de Janeiro e Espírito Santo, costa sudeste do Brasil: caracterização dos habitats e fatores de isolamento das populações.** Boletim do Museu Nacional, Zoologia, v. 476, p. 1-5, 2002.

SLOOTEN, E.; DAWSON, S.M.; RAYMENT, W.J. **Aerial surveys for coastal dolphins: abundance of hector's dolphins off the South Island West Coast, New Zealand.** Marine Mammal Science, v. 20, n. 3, p. 477-490, 2004.

SOUTHWELL, C.; BORCHERS, D.; PAXTON, C.G.M.; BURT, L.; MARE, W.D.L.

Estimation of detection probability in aerial surveys of antarctic pack-ice seals. Journal of Agricultural, Biological, and Environmental Statistics, v. 12, n. 1, p. 41-54, 2007.

SOUTHWELL, C.J.; PAXTON, C.G.M.; BORCHERS, D.L.; BOVENG, P.L.; NORDØY,

E.S.; BLIX, A.S.; DE LA MARE, W.K. **Estimating population status under conditions of**

uncertainty: The ross seal in east Antarctica. Antarctic Science, v. 20, n. 2, p. 123-133,

2008.

STROBEL, B.N.; BUTLER, M.J. **Monitoring whooping crane abundance using aerial**

surveys: Influences on detectability. Wildlife Society Bulletin, v. 38, n. 1, p. 188-195,

2014.

THOMSON, J., A.; COOPER, A.B.; BURKHOLDER, D.A.; HEITHAUS, M.R.; DILL, L.M.

Correcting for heterogeneous availability bias in surveys of long-diving marine turtles.

Biological Conservation, v. 165, p. 154-161, 2013.

THOMSON, J., A.; COOPER, A.B.; BURKOLDER, D.A.; HEITHAUS, M.R.; DILL, L.M.

Heterogeneous pattern of availability for detection during visual surveys:

Spatiotemporal variation in sea turtle dive-surfacing behaviour on a feeding ground.

Methods in Ecology and Evolution, v. 3, p. 378-387, 2012.

VAN ERP, I. **In quest of the La Plata dolphin.** Pacific Discovery, v. 22, p. 18-24, 1969.

WELLS, R.S.; BORDINO, P.; DOUGLAS, D.C. **Patterns of social association in the**

franciscana, *Pontoporia blainvillei*. Marine Mammal Science, v. 29, n. 4, p. E520–E528,

2013. ISSN 08240469.

WHITEHEAD, H.; JONSEN, I.D. **Inferring animal densities from tracking data using**

markov chains. Plos One, v. 8, n. 4, p. e60901, 2013.

WILLIAMS, B.K. **Uncertainty, learning, and the optimal management of wildlife.**

Environmental and Ecological Statistics, v. 8, p. 269-288, 2001.

WÜRSIG, B.; DORSEY, E.M.; FRAKER, M.A.; PAYNE, R.S.; RICHARDSON, W.J.;

WELLS, R.S. **Behaviour of bowhead whales, *Balaena mysticetus*, summering in the**

Beaufort Sea: Surfacing, respiration, and dive characteristics. Canadian Journal of

Zoology, v. 62, n. 10, p. 1910-1921, 1984.

ZERBINI, A.N.; DANILEWICZ, D.; SECCHI, E.R.; ANDRIOLO, A.; FLORES, P.A.C.;

CREMER, M.J.; FERREIRA, E.; ALVES, L.C.P.D.S.; SUCUNZA, F.; CASTRO, F.R.;

PRETTO, D.; SARTORI, C.M.; SCHULZE, B.; DENUNCIO, P.; LAAKE, J.L. **Assessing**

bias in abundance estimates from aerial surveys to improve conservation of threatened

franciscana dolphins: preliminary results from a survey conducted in southern Brazil.

Paper SC/63/SM9 presented to the IWC Scientific Committee. Tromsø, Norway: 13 p. 2011.

ZERBINI, A.N.; SECCHI, E.R.; DANILEWICZ, D.; ANDRIOLO, A.; LAAKE, J.L.;

AZEVEDO, A.F. **Abundance and distribution of the franciscana (*Pontoporia blainvillei*)**

in the Franciscana Management Area II (southeastern and southern Brazil). Paper

SC/62/SM7 presented to the IWC Scientific Committee. Agadir, Morocco: 14 p. 2010.

ZUUR, A.F.; IENO, E.N.; WALKER, N.J.; SVELIEV, A.A.; SMITH, G.M. **Mixed Effects**

Models and Extensions in Ecology with R. New York: Springer, 2009. 574.