

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE
PÓS-GRADUAÇÃO EM OCEANOGRAFIA BIOLÓGICA

**ANÁLISE DA VARIAÇÃO MENSAL DE
LONGO PRAZO (1996 A 2012) DA
ASSOCIAÇÃO DE PEIXES DA ZONA DE
ARREBENTANÇA DA PRAIA DO CASSINO,
RS, POR MODELOS ADITIVOS
GENERALIZADOS BAYESIANOS**

ANA CAROLINA BRAGA MARTINS

Dissertação apresentada ao Programa de
Pós Graduação em Oceanografia
Biológica da Universidade Federal do Rio
Grande, como requisito parcial à
obtenção do título de MESTRE.

Orientador: Paul Gerhard Kinas

RIO GRANDE

Maiο 2014

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, agradeço aos professores e pesquisadores que buscam dar o seu melhor na busca por avanços na Ciência e na Educação; e nos inspiram com seus exemplos. Encontrei vários desses grandes mestres nos cursos de Ciências Biológicas e de Oceanografia Biológica da Universidade Federal do Rio Grande.

Aos meus pais, que além de todo o carinho, sempre me incentivaram tanto a leitura e ao estudo. Ao meu irmão querido, pela grande amizade e incentivo. Ao meu namorado, por todo apoio e paciência.

Ao pessoal do Laboratório de Estatística Ambiental (LEA). Ao meu orientador, Kinas, pela amizade e dedicação nestes anos. Às gurias, que além de colegas viraram grandes amigas, Flavinha, Liana, Florencia, Aline, Débora. À amiga Helô, que com sua generosidade e inteligência tanto me ajudou nos meus projetos e no uso do R, desde que cheguei ao laboratório. Aos guris, Gustavo, Juliano, Marcos, pela excelente convivência, cafés, mates e conversas.

Às minhas colegas de profissão, “biologatas” que compartilham da minha mesma busca. Perto ou longe sempre torcemos pelo nosso sucesso: Dani, Debs, Amapola, Cintia.

Agradeço aos professores que fizeram parte da minha banca, e deram excelentes sugestões ao trabalho, Luciano Dalla Rosa, Henrique Cabral, e em especial, João Vieira, que cedeu os dados do ICTIO-PELD e permitiu que o trabalho fosse realizado. Ao Juliano Marangoni e Leonardo Moraes, pela ajuda e coautoria do artigo.

Ao Programa de Pós Graduação Oceanografia Biológica, do qual muito me orgulho de ter feito parte, por ter me aceitado como aluna. À Vera, por toda a ajuda nas minhas solicitações.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela bolsa concedida durante o período de estudo.

ÍNDICE

RESUMO	1
ABSTRACT	2
1. INTRODUÇÃO	3
2. OBJETIVOS	8
2.1 Geral.....	8
2.2 Específicos.....	8
3. METODOLOGIA	8
3.1. Área de estudo	8
3.2. Descrição dos Dados	9
3.3. Análise dos dados	11
3.3.1. Riqueza de espécies	13
3.3.2. Abundância de espécies	13
4. RESULTADOS.....	15
4.1. Lista de espécies	15
4.2. Riqueza de espécies	16
4.3. Abundância de espécies	20
4.3.1. Análises de agrupamentos.....	20
4.3.2. Abundância dos grupos	21
5. DISCUSSÃO	25
6. CONCLUSÕES	30
LITERATURA CITADA	31
APÊNDICE 1	40
APÊNDICE 2	41
APÊNDICE 3.....	43
APÊNDICE 4.....	45

RESUMO

O presente estudo visou caracterizar e analisar oscilações na riqueza e abundância de espécies da assembleia de peixes da zona de arrebentação da praia do Cassino, Rio Grande, RS, a médio (meses) e longo prazo (anos); associando-as também com covariáveis abióticas (transparência, salinidade e temperatura da água; direção e intensidade dos ventos; e vazão dos três principais rios que desaguam na Lagoa dos Patos). Para isto, dados coletados mensalmente na zona de arrebentação da praia do Cassino entre 1996/2012 foram obtidos com o Laboratório de Ictiologia (FURG). O banco de dados foi investigado, utilizando modelos aditivos generalizados (GAM) com abordagem Bayesiana. Este estudo surge como um dos primeiros no uso de GAM Bayesiano na área ecológica. Foram identificados 55 táxons em nível de espécie, sendo as oito espécies mais abundantes: *Mugil liza*, *Trachinotus marginatus*, *Mugil curema*, *Brevoortia pectinata*, *Mugil gaimardianus*, *Odontesthes argentinensis*, *Menticirrhus littoralis* e *Atherinella brasiliensis*. Não foi encontrada diferença significativa entre os pontos amostrados (próximo ao Molhe Oeste e nas proximidades da Estação Marinha de Aquacultura – EMA/FURG). Quanto às covariáveis abióticas, a temperatura e salinidade da água, juntamente com a sazonalidade são os fatores que se mostraram mais influentes nas oscilações de riqueza e de abundância. Períodos de maior vazão nos três principais rios do sistema Lagoa dos Patos (Jacuí, Taquari, Camaquã) mostraram-se associados ao incremento da riqueza e da abundância de algumas espécies da assembleia. Os resultados, como um todo, mostram que vem ocorrendo um decréscimo na riqueza total e na abundância das espécies mais representativas da assembleia de peixes da zona de arrebentação nos últimos 16 anos.

Palavras-chave: Surf zone, Riqueza de espécies, Abundância, Covariáveis abióticas, GAM Bayesiano.

ABSTRACT

The present study aimed to characterize and analyze fluctuations in richness and abundance of the fish assemblage of the surf zone of Cassino Beach, Rio Grande, RS, in the medium (months) and long terms (years); associating them also with abiotic covariates (water transparency, salinity and temperature; wind direction and intensity; and flow of the three main rivers that flow into Lagoa dos Patos). For this, data collected monthly in shallow areas of Cassino Beach between 1996/2012 were obtained from the Laboratório de Ictiologia (FURG). The database was investigated, using generalized additive models (GAM) with Bayesian approach. This study is one of the first in the use of Bayesian GAM in the ecological area. Fifty five taxa were identified to the species level, with the eight most abundant species: *Mugil liza*, *Trachinotus marginatus*, *Mugil curema*, *Brevoortia pectinata*, *Mugil gaimardianus*, *Odontesthes argentinensis*, *Menticirrhus littoralis* e *Atherinella brasiliensis*. No significant difference was found between the sampled points (1) near the Molhe Oeste and (2) near the Marine Aquaculture Station - EMA / FURG. Regarding abiotic covariates, water temperature and salinity, along with seasonality are the factors that were statistically most influential in the oscillations of richness and abundance. Periods of higher discharge rates of the three main rivers of the Lagoa dos Patos lagoon system (Jacuí, Taquari, Camaquã) were associated to increased richness and abundance of some species in the assemblage. Our results show that there has been a decrease in the total species richness and abundance of the most representative species over the last 16 years.

Key-words: Surf zone, Species richness, Abundance, Abiotic covariates, Bayesian GAM.

1. INTRODUÇÃO

A riqueza de espécies é a maneira mais simples de descrever uma comunidade e a diversidade regional (Magurran 2004); o conceito refere-se simplesmente ao número total de espécies em uma unidade de área (Brown *et al.* 2007). Uma vasta quantidade de estudos tem sido realizada utilizando riqueza de espécies para entender o que afeta, e o que é afetado pela biodiversidade. Em uma pequena escala espacial, riqueza é geralmente usada como uma medida de diversidade dentro de uma única comunidade ecológica, habitat ou micro-habitat (Brown *et al.* 2007). Estes autores citam ainda como os principais fatores de variação da riqueza de espécies relacionados a esses padrões de pequena escala: (1) fatores geográficos; (2) fatores bióticos, como competição e/ou predação; (3) fatores abióticos, como temperatura e salinidade. Todas as medidas de riqueza de espécies são influenciadas pelo tamanho amostral (i.e. o número de indivíduos coletados), pois há uma correlação positiva entre tamanho da amostra e riqueza de espécies (Silvy 2012); portanto é importante levar em conta os efeitos da abundância nestes estudos (Magurran 2004). A riqueza de espécies é um parâmetro de interesse na biologia da conservação, biogeografia, e, naturalmente, ecologia de comunidades (Royle e Dorazio 2008).

Dentre as principais maneiras de modelar riqueza de espécies estão os índices de diversidade (Hubálek 2000) e a modelagem numérica (Royle e Dorazio 2008, Kinas e Andrade 2010). Existem diversos índices, citando alguns mais conhecidos temos o de Margalef (1958), o de Menhinick (1964), e o de McIntosh (1967). O uso de tantos índices diferentes tem suscitado controvérsias entre os ecologistas (DeBenedictis 1973), pois como ressaltou Hurlbert (1971) a literatura a respeito dos índices contém diversos problemas semânticos, conceituais e técnicos, dificultando o entendimento entre os especialistas. Alternativamente, temos a modelagem

numérica, onde a variação no processo ecológico latente é modelada por meio das covariáveis. Pode-se modelar riqueza através de uma variável latente com distribuição de Poisson (Royle e Dorazio 2008). O modelo Poisson – $y \sim Poi(\mu)$ surge quando a variável aleatória y é uma *contagem* por unidade de intervalo de tempo, espaço ou volume, e o parâmetro μ denota o número médio de ocorrências nesse intervalo (Kinas e Andrade 2010).

Grande parte das teorias ecológicas contemporâneas, a biologia da conservação e a gestão de recursos naturais estão baseadas nas variações de abundância das espécies (Royle e Dorazio 2008). Enquanto a riqueza mostra *quais* os indivíduos que estão presentes em determinado espaço e tempo (Brown *et al.* 2007), a abundância de indivíduos associada a outros parâmetros governa a *dinâmica* deste processo (Royle e Dorazio 2008). A distribuição típica assumida para modelagem de abundância também é a Poisson – $Poi(\mu)$, quando os dados são contagens, amostrados de forma independente, e amostras de igual tamanho retiradas de maneira aleatória. Outras distribuições bastante usadas são Normal – $y \sim N(\mu, \sigma^2)$ e Binomial – $y \sim Bin(N, p)$ (Kéry 2010).

A Estatística é uma disciplina que se concentra na aprendizagem a partir dos dados (Royle e Dorazio 2008). Especialmente, quando se fala de análise *exploratória* de dados, que é o oposto da análise *confirmatória*; o pesquisador não busca confirmar quaisquer relações especificadas anteriormente à análise, ao invés disso, deixa o método e os dados definirem a natureza das relações. Um exemplo é a regressão múltipla *stepwise*, na qual o método apresenta distintas combinações de variáveis preditoras até que algum critério pré-definido seja satisfeito (Hair *et al.* 2005). É sempre bom ressaltar que, neste caso, as relações encontradas não implicam causalidade; isto é, se A e B estão correlacionados, isto não implica que

necessariamente que A causa B ou que B causa A ; apenas indica que essas relações são potencialmente possíveis quando associações estatísticas são encontradas (Han e Kamber 2006).

Análises estatísticas de dados ecológicos com modelos aditivos generalizados têm sido cada vez mais utilizadas em estudos ecológicos como ferramenta poderosa para a análise exploratória de dados (Schoeman e Richardson 2002, Venables e Dichmont 2004, Guisan e Thuiller 2005, Dalla Rosa *et al.* 2012). Apesar da versatilidade dos Modelos Lineares (ML) como ferramenta científica de análise de dados e de previsão, a suposição de que a variável resposta (y) seja Gaussiana e homocedástica impede a sua utilização em muitas situações de interesse prático; particularmente em ecologia quantitativa (Royle e Dorazio 2008). Uma importante generalização dos ML que ajuda a contornar esses problemas são os Modelos Lineares Generalizados (GLM) que fazem suposições mais fracas sobre a distribuição de y , exigindo apenas que pertença à família exponencial de distribuições. No entanto, a estrutura paramétrica dos modelos GLM ainda limita-se a uma estrutura linear das variáveis explanatórias. Os modelos aditivos generalizados (GAM) utilizam funções suavizadas (splines), que permitem descrever relações não-lineares com as variáveis explanatórias e desta maneira estendem ainda mais a versatilidade descrita para Modelos GLM (Hastie e Tibshirani 1990, Wood 2006).

O ajuste estatístico dos modelos LM, GLM e GAM pode ser efetuado por procedimentos de inferência convencionais de máxima verossimilhança (Edwards 1992) ou, alternativamente, por métodos bayesianos (Gelman *et al.* 2013). As saídas dos modelos bayesianos, embora em muitas situações pareçam superficialmente idênticas às dos modelos convencionais, diferem conceitualmente destes por serem a expressão de distribuições posteriores. Uma alternativa bayesiana ao intervalo de

confiança ($\beta_i - 1.96 DP$; $\beta_i + 1.96 DP$) empregado na estatística convencional é o *intervalo de credibilidade*. Por exemplo, o intervalo de credibilidade de 95% ($ICr_{95\%}$) para o parâmetro desconhecido θ é o intervalo delimitado pelos percentis 2.5% ($\theta_{[2.5\%]}$) e 97.5% ($\theta_{[97.5\%]}$) da distribuição posterior marginal de θ (Kinas e Andrade 2010). Para LM e GLM ambas as abordagens (clássica e bayesiana) estão bem estabelecidas e são amplamente utilizadas em ecologia e meio-ambiente (Faraway 2006, Royle e Dorazio 2008). Comparativamente, inferência bayesiana em GAMs ainda é pouco utilizada (Ornelas 2006). Esse fato é motivação para aprofundar o entendimento e a aplicação de GAMs bayesianos, utilizando-os como ferramenta para analisar o banco de dados do Programa ICTIO/PELD.

Os princípios conceituais da Estatística Bayesiana já são bem conhecidos há pelo menos 40 anos entre estatísticos. No entanto, o reconhecimento das suas potencialidades práticas e sua divulgação entre profissionais de outras áreas da Ciência é mais recente. Nestas áreas, a estatística Bayesiana tem despertado um interesse crescente, particularmente em Ecologia. O conceito limitado de probabilidade da Estatística frequentista tradicional nem sempre se aplica a cenários confrontados por pesquisadores das áreas de biologia, ecologia, oceanografia, saúde, entre outras (Kinas e Andrade 2010). Em contraste, a estrutura conceitualmente rigorosa e logicamente consistente em definir probabilidade como métrica de incerteza e derivar inferência estatística como tomada de decisão em presença de incerteza tornaram a Estatística Bayesiana uma alternativa muito promissora (Lindley 2000). A popularização dos computadores e de aplicativos para realizar operações matemáticas complexas, muitas vezes necessários na execução dos cálculos numéricos pertinentes, ajudam a explicar o crescimento do uso do enfoque Bayesiano na resolução de problemas aplicados (McCarthy 2007, Kinas e Andrade 2010).

Amostragens rotineiras e sistematizadas de longo prazo são interessantes para caracterizar mais seguramente a estrutura de uma comunidade, além de monitorar mudanças de médio prazo (meses) e longo prazo (anos). Eventos raros e/ou de frequência irregular que afetam as populações de peixes usualmente ocorrem entre grandes intervalos de tempo, podendo ser avaliados apenas através de estudos de longo-prazo. Este estudo pretende ampliar o conhecimento a respeito da ictiofauna da zona de arrebentação da Praia do Cassino-RS, a partir da análise estatística em uma longa série de dados mensais (1996 a 2012), disponibilizada para este fim pelo Laboratório de Ictiologia do Instituto de Oceanografia (IO) da Universidade Federal do Rio Grande (FURG).

As praias arenosas constituem a maior parte das áreas costeiras do mundo. A zona de arrebentação é a área entre o limite externo de quebra das ondas e a linha de costa da praia (Brown e McLachlan 1990). Estudos da ictiofauna em zonas marinhas de arrebentação têm relatado que essas assembléias são variáveis, e dominadas por um pequeno número de espécies compostas em grande parte por juvenis (Ayvazian e Hyndes 1995, Gibson *et al.* 1996, Vasconcellos *et al.* 2007). Semelhante às praias estuarinas, as zonas de arrebentação marinhas são reconhecidas como áreas de berçário importantes para várias espécies (Bell *et al.* 2001, Strydom e d'Hotman 2005), e a variabilidade de recrutamento nestes habitats está relacionada a uma ampla gama de fatores bióticos e abióticos (e.g. oferta de alimento, risco de predação, temperatura e salinidade) (Taylor *et al.* 2007, Haynes *et al.* 2010, Able *et al.* 2011).

2. OBJETIVOS

2.1. Geral

Analisar a dinâmica temporal de médio e longo prazo da assembleia de peixes na zona de arrebentação da praia do Cassino e suas relações com fatores abióticos.

2.2 Específicos

- (1) Analisar oscilações e mudanças de longo prazo na abundância total de peixes na zona de arrebentação da praia do Cassino nos últimos 16 anos;
- (2) Analisar oscilações e mudanças de longo prazo na riqueza de espécies de peixes da zona de arrebentação da praia do Cassino nos últimos 16 anos;
- (3) Relacionar a riqueza e a abundância de espécies com variáveis abióticas para investigar possíveis padrões de associação.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Área de estudo

A praia do Cassino, localizada no extremo sul do Brasil (32°10'S, 52°20'W), é fortemente marcada pela variação sazonal nos parâmetros físico-químicos. Em geral, são observadas temperaturas e salinidades significativamente superiores no verão do que no inverno (Lima e Vieira 2009).

Ao longo dessa praia, os estágios morfodinâmicos variam entre dissipativo e reflexivo e são influenciados sazonalmente pela ação de fortes ventos e ondulações, os quais afetam a dinâmica da zona de arrebentação (Calliari *et al.* 2001); adicionalmente, como fator de influência pode se citar a vazão de água doce da Lagoa dos Patos para a região marinha costeira adjacente, que pode aumentar nos períodos de chuva (Moresco e Bemvenuti 2006) e de *El Niño* (Garcia e Vieira 2001).

Em um estudo sobre a ictiofauna na zona de arrebentação da Praia do Cassino, durante o período de Maio/2001 a Maio/2002, Rodrigues e Vieira (2012)

observaram que esta se apresenta claramente influenciada pela forte sazonalidade da região subtropical; e ressaltaram que a estrutura da comunidade no sul do Brasil parece ser espacialmente homogênea ao longo dos 620 km de linha de costa.

3.2. Descrição dos Dados

As amostragens que compõem o banco de dados do presente estudo foram realizadas em zonas rasas da praia do Cassino (profundidade < 2,0m), com periodicidade mensal de agosto/1996 a agosto/2012, em dois pontos da praia: (1) próximo ao Molhe Oeste e (2) nas proximidades da Estação Marinha de Aquicultura – EMA/FURG (Figura 1) (exceto para o ano de 1996, onde foram feitas coletas apenas no ponto 1); pelo Laboratório de Ictiologia da Universidade Federal do Rio Grande (FURG) como parte do Projeto de Pesquisas Ecológicas de Longa Duração (ICTIO/PELD CNPq-MCT, 1996-2012).

As amostragens biológicas foram realizadas através de arrastos padronizados ($n = 5 \text{ arrastos(sítio de amostragem)}^{-1}(\text{mês})^{-1}$), com uma rede de praia do tipo picaré (9 m de comprimento, 13 mm de distância entre-nós nas asas e 5 mm no centro). Os exemplares capturados eram fixados em formalina em campo e, em laboratório, eram identificados ao menor nível taxonômico possível, pesados e medidos. Em conjunto com as amostragens biológicas, eram feitas medições das condições da água (temperatura, salinidade e transparência). Dados de vazão dos três principais rios do sistema Patos-Mirim (Jacuí, Taquari e Camaquã) para o período de estudo (1996-2012) foram adquiridos com a Agência Nacional de Águas (ANA - hidroweb.ana.gov.br). A soma das descargas mensais destes três rios corresponde a 70% da vazão de toda a bacia de drenagem (Vaz *et al.* 2006) e, portanto, foi utilizada como um indicador da vazão do Estuário da Lagoa dos Patos na zona de arrebentação da Praia do Cassino. Valores mensais dos componentes zonal (direção

oeste-leste) e meridional (direção norte-sul) do vento na superfície do mar (32° S; 52° W) foram obtidos com a Divisão de Pesquisa Ambiental do Centro de Ciências da Pesca da NOAA (“National Oceanic and Atmospheric Administration” - http://las.pfeg.noaa.gov/las6_5/servlets/dataset).

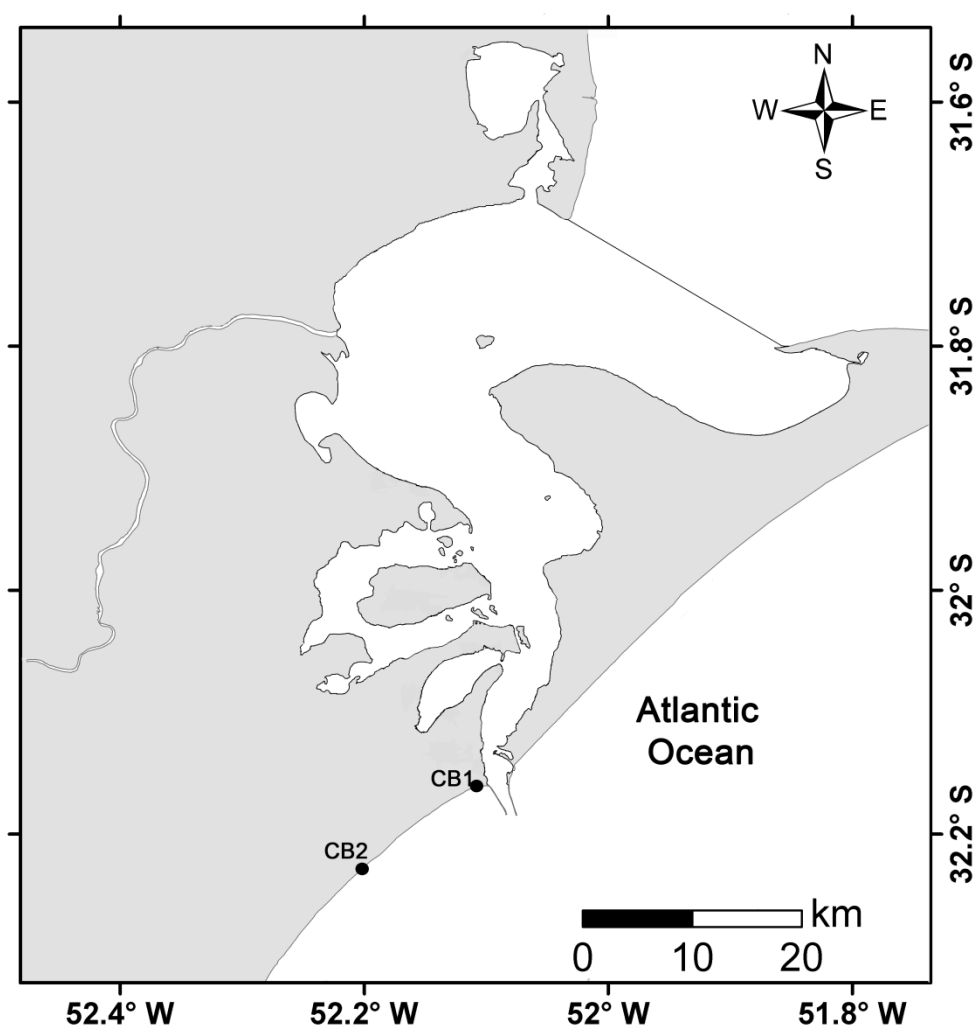


Figura 1. Localização dos dois sítios (CB1, CB2) onde foram realizadas amostragens da zona de arrebentação da Praia do Cassino, Rio Grande, RS, durante o período de estudo (1996-2012).

3.3. Análise dos dados

O banco de dados descrito em 3.1 foi investigado, com o intuito de estabelecer padrões e relações estatísticas entre variáveis a partir das informações contidas no banco de dados. Para isso, utiliza-se das ferramentas analíticas e gráficas apropriadas. No caso, foram analisadas a abundância total e a riqueza de espécies de peixes na zona de arrebentação da praia do Cassino-RS ao longo dos últimos 16 anos; associando-as com as covariáveis *mês*, *ano*, *local* (pontos de coleta: 1, 2); e as covariáveis quantitativas abióticas temperatura superficial da água em °C (*temperatura*), salinidade da água (*salinidade*), transparência da água em cm (*transparência*) (Secchi), componente zonal do vento em m(s)^{-1} (*zonal*), componente meridional do vento em m(s)^{-1} (*meridional*), e vazão dos três principais rios do sistema Patos-Mirim em $\text{m}^3(\text{s})^{-1}$: Jacuí (*jacuí*), Taquari (*taquari*), Camaquã (*camaquã*); totalizando 11 covariáveis. A influência de cada uma destas foi testada nos modelos. Adicionalmente, ao modelo para riqueza de espécies foi adicionada também a covariável *abundância* (número mensal de indivíduos coletados) como variável preditora, e sua influência testada nestes modelos.

Modelos aditivos generalizados (GAM, generalized additive models) foram utilizados nas análises, baseados em Hastie e Tibshirani (1990), onde as funções não-paramétricas utilizadas para suavização são splines. Com isso, pode-se inserir no preditor variáveis que influenciam a função de ligação da resposta média de forma não-linear, criando-se uma estrutura mais flexível para modelagem dos dados, comparado com a estrutura dos modelos lineares generalizados (GLM, generalized linear models) (Edwards 1972). Os ajustes dos modelos foram efetuados no software livre BayesX (Belitz *et al.* 2009), versão 2.0.1.; que é uma ferramenta específica para a estimação de modelos de regressão com estrutura aditiva, através de uma Inferência com abordagem estatística Bayesiana. O software trabalha com *splines de*

regressão penalizados (P-splines), como apresentado por Eilers e Marx (1996). Nessa abordagem, é assumido que as funções desconhecidas f_j podem ser aproximadas por um spline de grau l com nós igualmente espaçados $x_{j,min} = \zeta_{j0} < \zeta_{j1} < \dots < \zeta_{j,r-1} < \zeta_{jr} = x_{j,máx}$. Esse spline pode ser escrito em termos de uma combinação linear de $m = r + l$ funções de base B-spline B_{jp} , que por sua vez são funções conhecidas e calculáveis para cada valor no domínio x_j , isto é:

$$f_j(x_j) = \sum_{p=1}^m \beta_{jp} B_{jp}(x_j).$$

Seguindo o enfoque Bayesiano, foram utilizados passeios aleatórios de segunda ordem como prioris para os coeficientes, ou seja, para $p > 2$, β_{jp} é dado por: $\beta_{jp} = 2\beta_{jp-1} - \beta_{jp-2} + u_{jp}$, com erros Gaussianos $u_{jp} \sim N(0, \tau_j^2)$ e prioris difusas $p(\beta_1) \propto \text{const}$ e $p(\beta_2) \propto \text{const}$ para os dois primeiros parâmetros. O grau de suavização é controlado pelos parâmetros de variância τ_j^2 , que correspondem ao inverso dos parâmetros λ_j na técnica de validação cruzada da abordagem clássica, utilizada com o propósito de encontrar a suavização ótima (Lang e Brezger 2004). A função de verossimilhança para cada análise está descrita nos itens 3.2.1 e 3.2.2. A distribuição posterior conjunta dos vetores $(\alpha_*, \beta_{**}, \tau_*)$ foi obtida pelo método de simulação estocástica de Monte Carlo com Cadeias de Markov (MCMC) via algoritmo de Metropolis-Hastings, com uma cadeia de 12000 valores, descarte dos primeiros 2000 valores para eliminar a dependência do valor inicial (*burn-in period*) e retenção de um valor a cada 10 (*thinning*) para obter independência entre os valores retidos na simulação (Kinas e Andrade 2010).

Para comparar diferentes modelos quanto a sua qualidade do ajuste para previsão, foi empregado como critério o *Deviance Information Criterion* (DIC) (Spiegelhalter et al. 2002). Por este critério o modelo com menor valor de DIC é

considerado melhor ajustado; um modelo cujo DIC está ao menos duas unidades abaixo do valor seguinte pode ser considerado superior ao seu concorrente em qualidade de ajuste (Spiegelhalter *et al.* 2002). Após encontrados os melhores modelos, foram plotados diagramas de dispersão das variáveis (y_i observado, y_i predito), mais os resíduos dos modelos, para a confirmação de um bom ajuste.

3.3.1. Riqueza de espécies

Para análise de riqueza de espécies, foi proposto um modelo de Poisson para modelar os dados observados de contagem do número de espécies. Escrevendo o modelo com a estrutura dada tem se que:

$$y_i \sim Poi(\mu_i)$$

$$g(\mu_i) = \log(\mu_i) = \eta_i = \beta_0 + f_1(x_{1i}) + f_2(x_{2i}) + f_3(x_{3i}) + \dots f_k(x_{ki})$$

Onde y é o número de espécies, β_0 o intercepto, f as funções splines e x as covariáveis associadas a cada contagem i . Vale observar que em sendo $f_j(x_{ji}) = \beta_j x_{ji}$ para todo $j = 1, \dots, k$, o modelo se reduz a um GLM conhecido também por modelo de regressão Poisson.

Foram testados modelos com diferentes combinações de covariáveis. Foi avaliado visualmente também em cada modelo a adequação de cada variável a uma função spline ou a estruturas lineares. Quando uma estrutura linear parecia ser razoável, um novo modelo com a substituição de $f_j(x_{ji})$ por $\beta_j x_{ji}$ era efetuada e os dois modelos comparados via DIC.

3.3.2. Abundância de espécies

Para as análises da abundância não foi possível trabalhar com todas as espécies, pois as espécies apresentam diferentes respostas aos fatores abióticos ao longo do tempo; portanto se a análise for feita com o grupo total corre-se o risco de uma interferir nas respostas da outra. Para uma melhor análise, adotou-se a seguinte estratégia: a) foram selecionadas as espécies que tinham um maior número de ocorrências no total do banco de dados (ao menos 10% de frequência de ocorrência); b) com este conjunto de espécies foi criada uma matriz binária para as ocorrências (1-presença, 0-ausência); c) desta matriz foi feita uma análise de agrupamento para tentar obter conjuntos de espécies com elevada coocorrência; d) proceder a modelagem de abundância para cada um dos agrupamentos de espécies identificados na análise de agrupamento.

3.3.2.1. Análise de agrupamentos de espécies

A análise de agrupamento foi feita através do método de ordenação multivariado chamado Escalonamento Multidimensional Métrico (MDS), a partir do índice de similaridade de Jaccard, através do software livre Past (Hammer *et al.* 2001), versão 2.17b. O objetivo foi criar grupos de espécies que tenham ocorrido juntas ao longo do tempo de coleta dos dados. Propõe-se que, por estas terem ocorrido juntas, tenham respostas semelhantes aos fatores que possam influenciar sua abundância.

O método MDS baseia-se na proximidade de objetos, sujeitos ou estímulos para produzir uma representação espacial dos mesmos (Hardle e Simar 2007). Para os dados binários, foi escolhido o índice de similaridade de Jaccard na conversão da matriz original para uma matriz de autovalores e autovetores. Este índice tem sido amplamente utilizado em estudos de presença-ausência (Romesburg 1984). O MDS métrico encontra a configuração espacial dos pontos por reconstrução algébrica,

levando em conta as dissimilaridades entre esses pontos, onde as dissimilaridades são distâncias Euclidianas (Chatfield e Collins 1980). A matriz de autovetores foi então plotada num espaço bidimensional, ordenada por suas distâncias Euclidianas.

3.3.2.2. Modelos para abundância

A partir dos grupos de espécies formados na análise MDS, modelos GAM também foram construídos para as análises de abundância. Foi proposta uma distribuição Gaussiana para modelar o número total de indivíduos. Como o número de indivíduos é grande, a distribuição Gaussiana atua como aproximação para a distribuição de Poisson e mostrou-se numericamente mais eficiente para efetuar os ajustes. Escrevendo o modelo algebricamente tem se que:

$$y_i \sim N(\mu_i, \sigma_i)$$

$$g(\mu_i) = \eta_i = \beta_0 + f_1(x_{1i}) + f_2(x_{2i}) + f_3(x_{3i}) + \dots f_k(x_{ki})$$

Onde y é o número de indivíduos, β_0 o intercepto, f representa as funções splines e x denota as covariáveis associadas a cada contagem i .

Foram testados vários modelos, com diferentes combinações de variáveis. Foi testada também em cada modelo a adequação de cada variável a funções splines ou a estruturas lineares, procedendo-se de modo análogo ao já descrito anteriormente.

4. RESULTADOS

4.1. Lista de espécies

Durante o período de estudo, foram coletados 171.737 indivíduos em 343 coletas (com quatro réplicas em cada coleta). Foram encontrados 64 táxons, sendo 9

identificados apenas em nível de família, e 55 identificados em nível de espécie. Estas 55 espécies estão listadas, por ordem decrescente de abundância, no Apêndice 1. As oito espécies mais abundantes, *Mugil liza*, *Trachinotus marginatus*, *Mugil curema*, *Brevoortia pectinata*, *Mugil gaimardianus*, *Odontesthes argentinensis*, *Menticirrhus littoralis* e *Atherinella brasiliensis*, compreendem 97.1% do total de indivíduos capturados.

Em relação à frequência de ocorrência, 13 espécies estiveram presentes em pelo menos 10% das coletas; foram elas: *M. liza*, *T. marginatus*, *O. argentinensis*, *B. pectinata*, *M. curema*, *M. littoralis*, *A. brasiliensis*, *M. gaimardianus*, *Oncopeltus darwini*, *Lycengraulis grossidens*, *Platanichthys platana*, *Menticirrhus americanus* e *Micropogonias furnieri* (Tabela 1).

4.2. Riqueza de espécies

Após comparados os modelos em relação a seus DICs (Apêndice 2), chegou-se ao melhor modelo GAM para descrição estatística da riqueza de espécies, que foi aquele que modelou riqueza em função das variáveis *mês*, *ano*, *transparência*, *temperatura*, *salinidade*, *jacuí*, *taquari*, *camaquã*, e *abundância* (Modelo 1, Tabela 2). Os resultados mostram que, em escala mensal, o número de espécies apresenta variação sazonal, sendo maior principalmente nos meses de verão; tendo um decréscimo a partir de Abril, e voltando a aumentar a partir de Outubro. A longo prazo (escala anual), a riqueza de espécies vem apresentando uma tendência decrescente (Figura 2).

Tabela 1. Abundâncias e freqüências relativas das espécies que ocorreram em pelo menos 10% das amostras coletadas na zona de arrebentação da praia do Cassino durante o período de estudo (1996-2012). Se a espécie teve sua freqüência de ocorrência acima da média total de ocorrência naquele ano, é considerada frequente; se teve sua abundância acima da média total de abundância naquele ano, é considerada abundante.

	Anos																
Espécie	96	97	98	99	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12
<i>M. liza</i>	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4
<i>T. marginatus</i>	2	4	1	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4
<i>M. curema</i>		4	2	4	4	2	2	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4
<i>B. pectinata</i>	2	4	2	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	2	4	4	4
<i>M. gaimardianus</i>		4	4	4	4	1	4	2	2	2	4	4	4	4	2	2	2
<i>O. argentinensis</i>	4	2	2	4	4	2	2	2	2	4	4	4	4	4	4	2	2
<i>M. littoralis</i>	4	4	4	4	2	4	4	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
<i>A. brasiliensis</i>	2	4	4	2	2	2	4	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
<i>M. americanus</i>		2		2	1	2	4	2	2	2	2	2	2		1	2	2
<i>L. grossidens</i>	2	2	2	2	1	2	2	2	1	1	2	2	2	2	4	2	2
<i>O. darwinii</i>	4	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	1		2	2	2	2
<i>P. platana</i>	4	2	2	2	1	2	2	2	2			1	2				
<i>M. furnieri</i>		2	2	2	2	2	1		2	2		2	1	2		2	2

Legenda:

1	Pouco abundante e infrequente	3	Abundante e infrequente
2	Pouco abundante e frequente	4	Abundante e frequente

Tabela 2. Composição dos melhores modelos para Riqueza de espécies (Modelo 1) e Abundância (Modelo 2- Grupo A, 3- Grupo B). A tabela indica se a variável foi inserida, e se foi sob a forma de função spline (S) ou função linear (L). Está indicado entre parênteses quando a variável com função linear exerceu efeito positivo (+) ou negativo (-) sobre as médias (Nota: nós consideramos “estatisticamente significativa” sempre que o intervalo de credibilidade posterior de 95% não cobriu o zero).

Variáveis	Modelos		
	1	2	3
Meses (Jan-Dez)	S	S	L (-)
Anos (1996-2012)	S	L	S
Locais (1-2)	-	-	-
Temperatura da água	S	L (+)	L (+)
Salinidade da água	L	S	S
Transparência da água	L	L (-)	L
Componente zonal	-	-	-
Componente meridional	-	-	-
Vazão do Rio Jacuí	L (+)	L (+)	L
Vazão do Rio Taquari	L	L	L
Vazão do Rio Camaquã	L (+)	L	L
Abundância	S	-	-

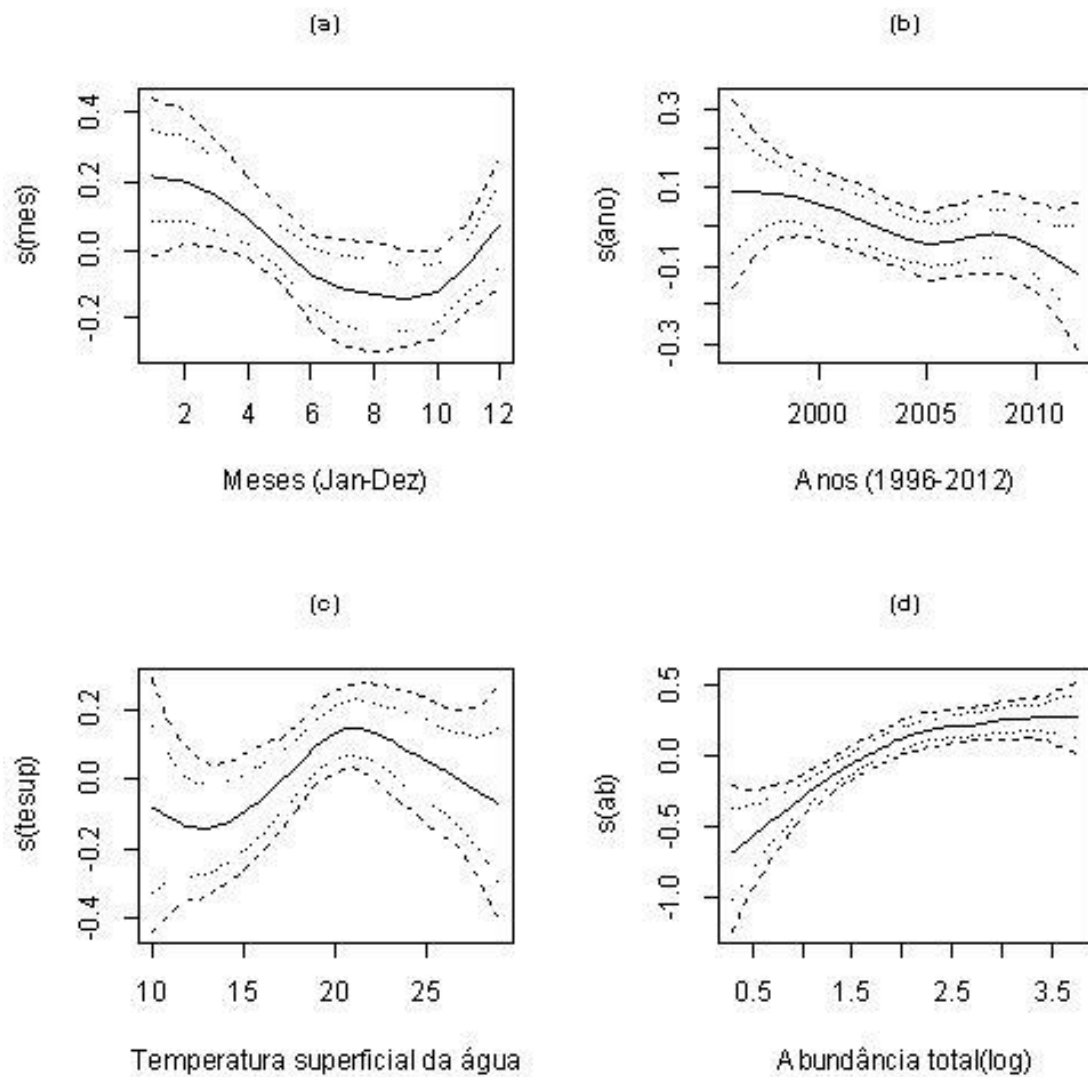


Figura 2. Médias posteriores (linha central) e intervalos de credibilidade de 80% (pontilhado) e 95% (linhas externas) dos P-splines referentes as variáveis (a) mês, (b) ano, (c) temperatura superficial da água, e (d) logaritmo da abundância total; do modelo que descreve a riqueza de espécies.

Dentre as covariáveis abióticas, *temperatura* foi o maior responsável pelas variações na riqueza; tendo o pico de riqueza de espécies ocorrendo entre 20-25°C (Figura 2). As vazões *jacui* e *camaquã* mostraram uma associação positiva com o número de espécies. As variáveis *salinidade*, *transparência* e *taquari* possuem uma relação linear com coeficiente angular próximo de zero, portanto sem influência sobre a média, mas foram mantidas por diminuírem o DIC e melhorarem o poder preditivo do modelo (Modelo 1, Tabela 2).

A abundância mostrou-se importante no modelo para explicar a variação da riqueza de espécies; sua inserção diminuiu o valor de DIC. O número de espécies correlacionou-se positivamente com o número de indivíduos coletados até as amostras de cerca de 1000 indivíduos; a partir deste ponto, a curva assumiu uma assíntota (Figura 2).

O local de coleta, assim como os componentes zonal e meridional do vento não foram incluídos no modelo, pois a sua presença aumentou o valor de DIC, não ajudando a explicar as variações observadas da variável resposta *y*. Inclusive, as variáveis *local* e *meridional* também não foram incluídas nos modelos descritos em 4.3, mostrando que não existiu diferença significativa de valores amostrados entre os pontos de coleta (1) e (2); e que os valores do componente zonal do vento não ajudaram a explicar a variação de *y*.

4.3. Abundância de espécies

4.3.1. Análises de agrupamentos

A análise MDS descrita em 3.2.2.1 mostrou a formação de dois grupos distintos (Figura 3), onde os dois primeiros eixos sintetizaram cerca de 40% da variação dos dados. O Grupo A foi formado pelas espécies *L. grossidens*, *M. americanus*, *M. furnieri*, *O. darwinii* e *P. platana*; e o Grupo B por *A. brasiliensis*, *B.*

pectinata, *M. littoralis*, *M. curema*, *M. gaimardianus*, *M. liza*, *O. argentinensis* e *T. marginatus*.

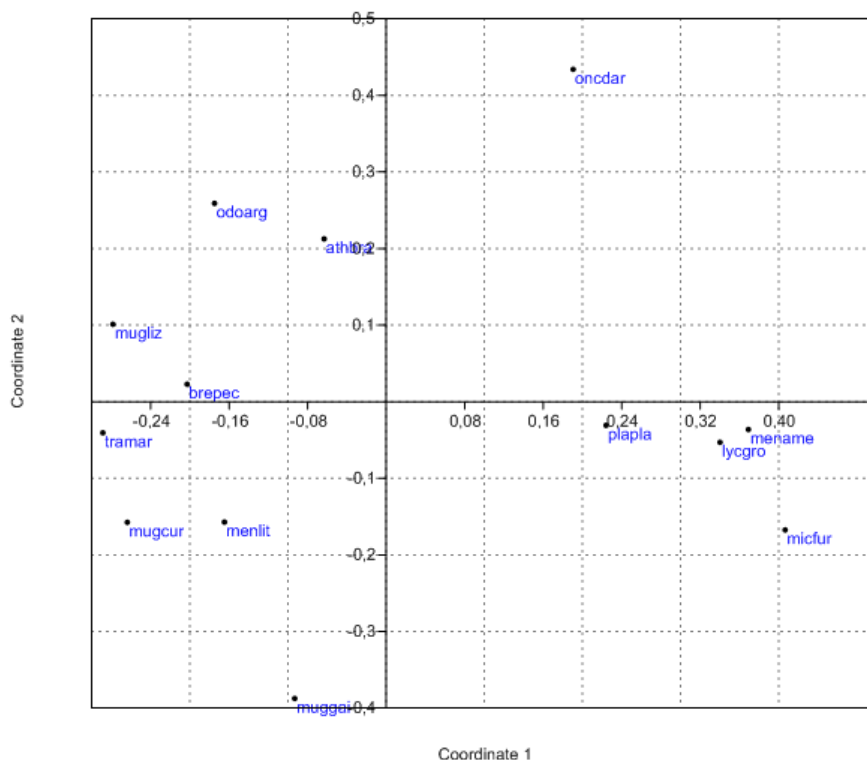


Figura 3. Resultado da análise de agrupamento MDS para as 13 espécies com maior ocorrência no banco de dados (aquelas que ocorreram em pelo menos 10% das amostras). As espécies à direita da Coordenada 1 (eixo x) foram agrupadas como “Grupo A” e as espécies à esquerda dessa coordenada como “Grupo B”.

4.3.2. Abundância dos grupos

4.3.2.1. Grupo A: Em escala mensal, a abundância das espécies que compõem o Grupo A é maior nos meses mais quentes e menor nos meses de outono-inverno; tendo um decréscimo a partir de abril, mantendo-se estável com baixa abundância até agosto; quando volta a incrementar em abundância (Figura 4). O fator *ano*

aparece no melhor modelo como componente linear onde o coeficiente angular é próximo de zero (Modelo 2, Tabela 2), mostrando que a abundância das espécies deste grupo tem se mantido estável ao longo dos últimos anos (1996-2012).

Em relação à *temperatura*, foi constatada uma leve oscilação em torno de um ponto ótimo de 20°C; com abundâncias decrescendo em direção aos extremos. As espécies deste grupo estão associadas com águas de salinidades menores, pois a abundância diminui mediante o aumento da salinidade (Figura 4). O grupo ainda apresenta uma associação negativa da sua abundância com *transparência*; e positiva com *jacui* (Modelo 2, Tabela 2).

4.3.3.2. Grupo B: Para este grupo de espécies, a covariável *mês* apresentou uma relação linear negativa, indicando que nos primeiros meses do ano a abundância é maior (Modelo 3, Tabela 2). Em longo prazo, este grupo apresenta uma tendência decrescente de sua abundância (Figura 5).

As espécies deste grupo tem um acréscimo nas médias de abundância em valores mais elevados de salinidade, tendo um aumento a partir do valor de 25 (Figura 5). O grupo ainda apresenta associação positiva com *temperatura*. As variáveis *transparência*, *taquari* e *camaquã* foram incluídas no modelo com o melhor ajuste, porém individualmente não indicaram influência sobre as variações na média (Modelo 3, Tabela 2).

Os resultados do diagrama de dispersão (Figura 6) mostram um bom ajuste para todos os melhores modelos encontrados (Tabela 2). O coeficiente de correlação entre o número de espécies observado e número de espécies predito pelo modelo (Modelo 1) foi de 0.75855. Para o Modelo 2 (Grupo A) o coeficiente foi de 0.87092; e para o Modelo 3 (Grupo B) foi de 0.86265. Os Resíduos dos modelos se distribuem aleatoriamente em torno da média zero (Figura 6).

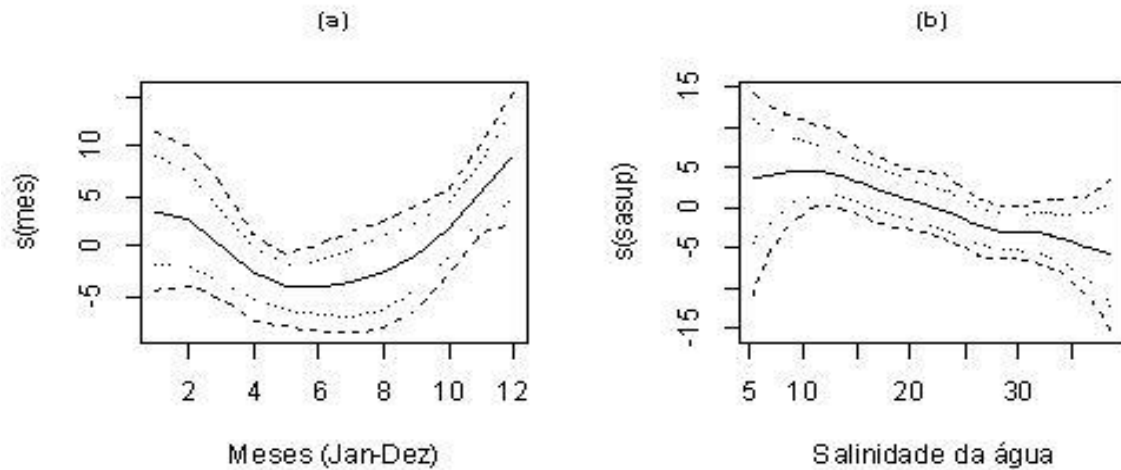


Figura 4. Médias posteriores (linha central) e intervalos de credibilidade de 80% (pontilhado) e 95% (linhas externas) dos P-splines referentes as variáveis (a) mês, e (b) salinidade da água, do modelo que descreve a abundância para as espécies do Grupo A.

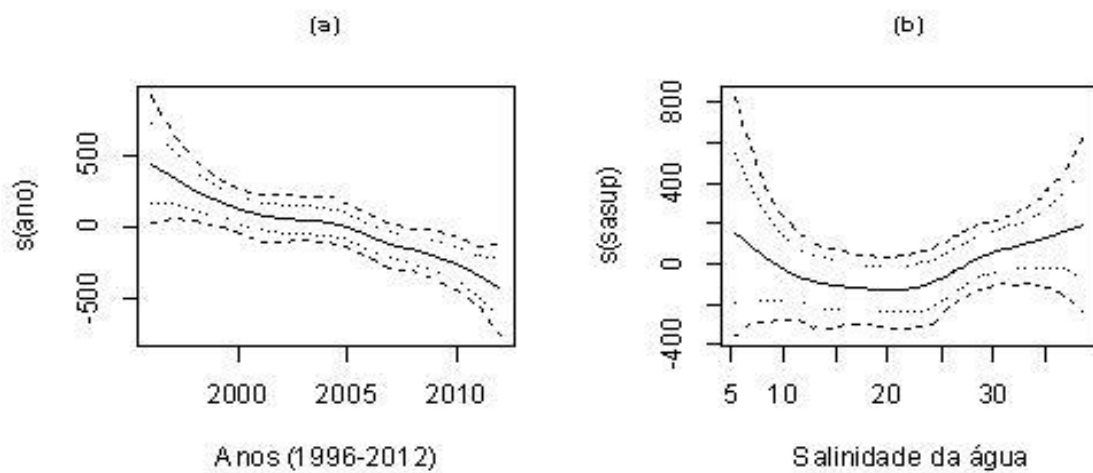


Figura 5. Médias posteriores (linha central) e intervalos de credibilidade de 80% (pontilhado) e 95% (linhas externas) dos P-splines referentes as variáveis (a) ano, e (b) salinidade da água, do modelo que descreve a abundância para as espécies do Grupo B.

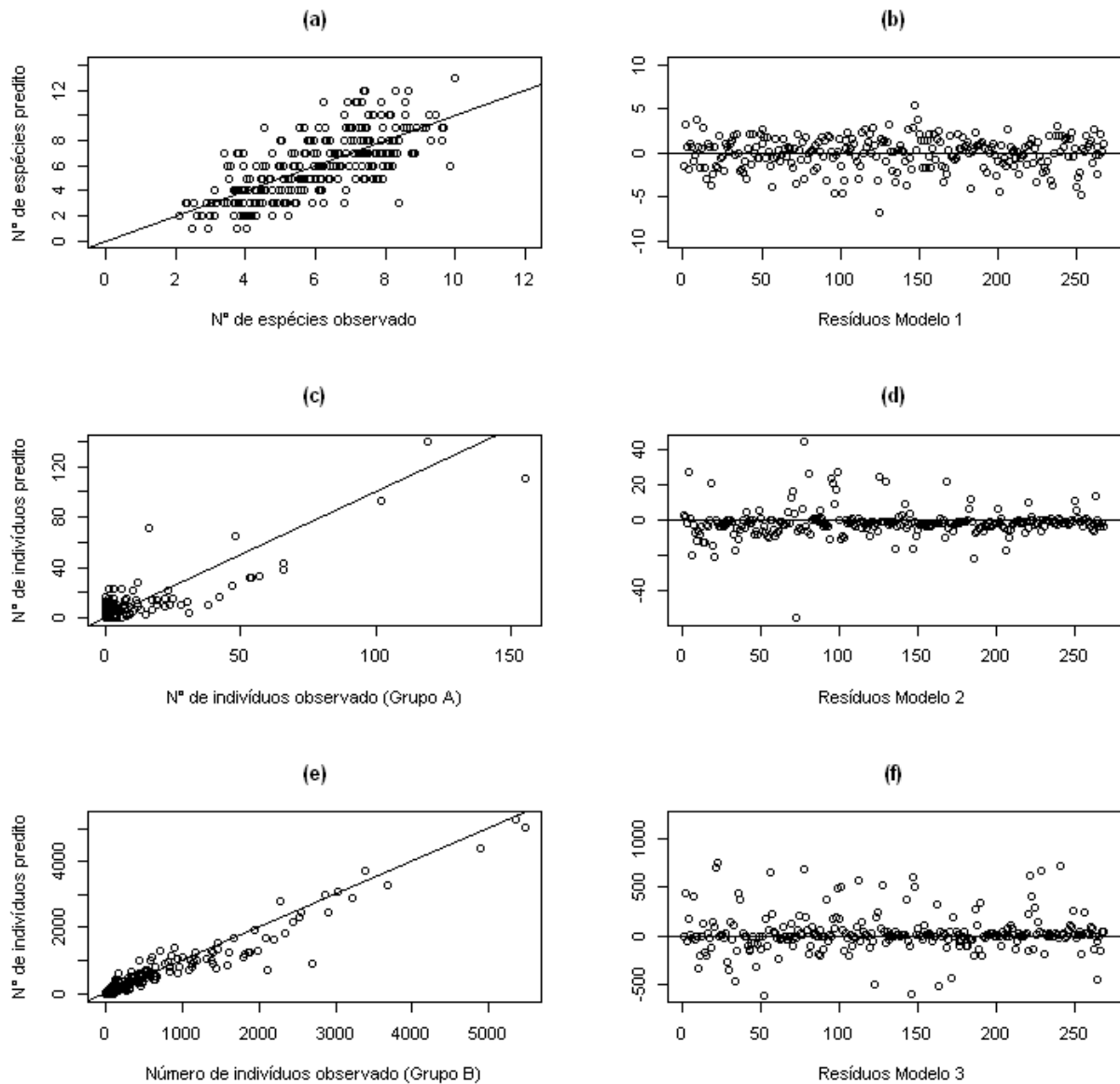


Figura 6. Diagramas de dispersão das variáveis (y_i observado, y_i predito) dos melhores modelos encontrados para (a) riqueza de espécies (Modelo 1), (c) abundância do Grupo A (Modelo 2) e (e) abundância do Grupo B (Modelo 3); juntamente com os resíduos dos respectivos modelos: (b) Modelo 1, (d) Modelo 2 e (f) Modelo 3.

5. DISCUSSÃO

O presente estudo surge como um dos primeiros no uso de Modelos Aditivos Generalizados Bayesianos na área ecológica; e como uma primeira abordagem a ser publicada no Brasil. Existem diversos artigos descrevendo o desenvolvimento dos modelos (Denison *et al.* 1998, Lin e Zhang 1999, Fahrmeir e Lang 2001, Spiegelhalter *et al.* 2002, Lang e Brezger 2004, Wood 2006), mas ainda poucos com aplicações. Um exemplo é Guisan e Zimmermann (2000) e Phillips *et al.* (2006), que mostraram aplicações dos modelos para distribuição geográfica de espécies. Os modelos aqui desenvolvidos, com abordagem de P-splines descrita por Eilers e Marx (1996) e Lang e Brezger (2004), mostraram-se muito úteis e passíveis de uso em dados ecológicos; pois a inspeção visual direta de relações não-lineares e o poder preditivo de covariáveis podem ser avaliados simultaneamente. A influência do tamanho da amostra de até cerca de 1000 indivíduos na riqueza de espécies foi facilmente observada, simplesmente incluindo abundância como covariável no modelo.

Um dos padrões mais fundamentais sobre a vida na Terra é a diminuição da diversidade biológica das regiões equatoriais em direção aos pólos (Willig *et al.* 2003). Em geral, nos oceanos, enquanto as regiões tropicais são biologicamente diversificadas, sendo um habitat favorável para uma grande variedade de espécies marinhas, as regiões costeiras das zonas temperadas e polar são altamente produtivas, mas com menor diversidade (Caddy e Sharp 1986). Nas zonas de arrebentação das praias do Brasil, embora haja um maior número de espécies registradas em praias de clima tropical (Itamaracá (PE) – 95 espécies (Santana e Severi 2009); Cabuçu (BA) – 63 espécies (Silva *et al.* 2008); São Francisco do Itabapoana (RJ) – 68 espécies (Gomes *et al.* 2003)) do que no local do presente estudo (55 espécies) com clima temperado; todos compartilham a mesma característica marcante: ter poucas espécies dominantes na comunidade, ficando as

restantes com pouca abundância e portanto, baixa representatividade. Essa peculiaridade já tinha sido comentada por Modde e Ross (1981), quando afirmam que “as surf-zones são dominadas por um pequeno grupo de espécies, e essa organização se mantém constante ao longo de amplas áreas geográficas”. O presente estudo também confirma essa organização. Zonas de arrebentação, especialmente das praias arenosas, são habitats uniformes caracterizados por baixa produtividade primária (Knox 2000, McLachlan e Brown 2006). Assim, os fatores abióticos parecem ser os principais componentes que levam a estrutura e composição das comunidades nesses habitats.

Não foram encontradas diferenças significativas entre os locais amostrados (1) próximo ao Molhe Oeste e (2) nas proximidades da Estação Marinha de Aquicultura – EMA/FURG; corroborando Rodrigues e Vieira (2012), que também não encontraram diferenças significativas na abundância e diversidade de peixes entre esses dois pontos, como também entre a Praia do Cassino-RS e a Praia do Mar Grosso-RS.

Os resultados aqui obtidos evidenciam a forte influência da sazonalidade na estruturação de ictiofauna da zona de arrebentação da Praia do Cassino, como descrito por Monteiro-Neto *et al.* (2003), Lima e Vieira (2009), Moraes *et al.* (2012) e Rodrigues e Vieira (2012). Principalmente para riqueza de espécies, que apresentou sazonalidade bem marcada; a abundância também se mostrou influenciada, especialmente para o Grupo A. Monteiro-Neto *et al.* (2003) ressaltaram que a ocorrência e abundância sazonal das espécies de peixes na zona de arrebentação refletem padrões de recrutamento de juvenis determinado tanto pela sazonalidade da reprodução como pelas variações sazonais nos padrões de circulação. O aumento da produtividade marinha que é impulsionado pela sazonalidade de temperatura e luz solar em habitats subtropicais favorece a sobrevivência de larvas e juvenis durante os meses mais quentes, especialmente devido ao aumento da oferta de alimentos

(Castillo-Rivera *et al.* 2010, Martino e Houde 2010, Kristiansen *et al.* 2011). Assim, a dinâmica sazonal da atividade de desova e do recrutamento em áreas subtropicais está intimamente associada com o regime de temperatura. Segundo Moraes *et al.* (2012), o tempo necessário para as larvas de peixes provenientes do período reprodutivo da primavera crescerem e atingirem as áreas rasas explica o defasamento de um mês observado na resposta da abundância de espécies para a temperatura da água na Praia do Cassino.

A salinidade e a temperatura superficial da água apareceram como fatores importantes na variação da abundância e definição de grupos para a ictiofauna. Adicionalmente a estudos anteriores, aqui foi avaliada a influência do vento (componentes zonal e meridional) e das vazões dos três principais rios que desaguam na Lagoa dos Patos. Não foi detectada influência do vento na riqueza e abundância. As vazões, no entanto, se mostraram componentes importantes para todos os modelos desenvolvidos, aparecendo como um incremento útil na predição, tanto para riqueza, quanto para abundância das espécies que fazem parte do Grupo A. Uma hipótese que ajuda a explicar este resultado é a fertilização da plataforma continental promovida pela pluma estuarina (Miranda *et al.* 2002). Com mais nutrientes na costa, teríamos um aumento da produtividade marinha, o que poderia atrair espécies diferentes, assim como aumentar a abundância de algumas espécies da assembleia.

Os grupos A e B, aqui encontrados a partir de técnicas estatísticas de escalonamento multidimensional, e agrupados por sua coocorrência, parecem ter sido definidos principalmente por dois fatores: (1) salinidade: enquanto as espécies do Grupo A mostraram ser mais abundantes em águas menos salgadas, as do Grupo B tiveram sua abundância aumentada mediante o aumento da salinidade; (2) sazonalidade: enquanto as espécies do Grupo A podem ser descritas como

ocasionais, pois só aparecem em determinada época do ano, como *M. furnieri* e *L. grossidens* que são mais comuns no Verão e Outono, e *M. americanus* e *O. darwinii*, mais características de Primavera-Verão (Lima e Vieira 2009); as espécies do Grupo B (*A. brasiliensis*, *B. pectinata*, *M. littoralis*, *M. curema*, *M. liza*, *O. argentinensis*, *T. marginatus*) são aquelas que em geral estão presentes na zona de arrebentação em todas as estações do ano (Lima e Vieira 2009). Moraes (2011), ao usar técnica de agrupamento hierárquico baseado na coocorrência, encontrou dois grupos de espécies para o estuário da Lagoa dos Patos, divididos principalmente pela variável salinidade, resultando em um grupo característico de alta e outro de baixa salinidade. Monteiro-Neto *et al.* (2003) para amostragens conduzidas de março de 1980 a fevereiro de 1982 encontraram com o método de análise de cluster inversa 7 grupos (A-G) na zona de arrebentação, levando em consideração 24 espécies. Seu Grupo C teve semelhança com o A do presente estudo e seus grupos F e G assemelharam-se ao grupo B deste estudo. Esse fato demonstra que essas associações realmente tendem a ocorrer com certa consistência na zona de arrebentação da Praia do Cassino, mesmo em longo prazo.

Como estudou a assembleia a longo prazo, esse estudo pode observar uma tendência que alguns outros estudos na região, por serem em períodos menores, não tinham registrado – o decréscimo tanto na riqueza total de espécies, quanto na abundância das espécies mais representativas. Rodrigues (2012) identificou uma tendência de queda na abundância de algumas espécies dominantes da zona de arrebentação dessa assembleia; ao analisar diferenças entre períodos (2001-2002; 2009-2010; 2010-2011).

O Grupo B de espécies foi quem apresentou queda na abundância. Nesse grupo estão espécies de interesse comercial, como *O. argentinensis*, *T. marginatus*, e, principalmente, *M. liza* (Fischer *et al.* 2011). Essa questão nos permite levantar

uma hipótese; já comentada por Moraes (2011) para o estuário da Lagoa dos Patos e por Rodrigues (2012) para a zona de arrebentação: de que o possível aumento no esforço de pesca tem levado a uma diminuição do estoque reprodutor e consequente diminuição no recrutamento das espécies diretamente ligadas a zona de arrebentação.

A inserção da covariável *abundância* no modelo que descreve a riqueza de espécies mostrou que existe uma correlação positiva entre número de espécies e número de indivíduos coletados, como já relatado por estudos anteriores (Gotelli e Colwell 2001, Silvy 2012); e que o número coletado foi suficiente para caracterizar a assembleia, já que a curva apresentou uma assíntota. Como a abundância vem caindo, foram coletadas nos últimos anos amostras com número mais reduzido de indivíduos. Porém; como a covariável *ano* foi importante no modelo, e o resultado da modelagem mostra o efeito conjunto destas, pode-se dizer que a riqueza de espécies está apresentando tendência de queda, e que esta pode ser em parte pela abundância reduzida, mas em parte também por uma própria tendência anual. Gotelli e Colwell (2001) comentam que quando há distúrbios que reduzem a abundância de uma comunidade, pode se esperar um declínio no número de espécies.

Por fim, ressaltamos a importância de se continuar monitorando essa associação de peixes; e como estudos futuros sugerimos: (i) investigar a fundo as possíveis causas da diminuição na abundância de indivíduos, talvez associando-a com dados de monitoramento de desembarque pesqueiro, ou de indícios de mudanças climáticas, quando estes forem disponíveis; (ii) o mesmo descrito em (i) para riqueza de espécies; (iii) aumentar o número de pontos amostrais, para verificar se existe diferença na riqueza e abundância de espécies entre um número maior de pontos.

6. CONCLUSÕES

- Os Modelos GAM Bayesianos aqui desenvolvidos mostraram-se apropriados em estudos ecológicos de riqueza e abundância de espécies;
- Não foi encontrada diferença significativa entre os pontos amostrados (1) próximo ao Molhe Oeste e (2) nas proximidades da Estação Marinha de Aquacultura – EMA/FURG;
- A sazonalidade (época do ano), influenciada pela temperatura e salinidade da água, são os fatores que se mostraram estatisticamente mais influentes nas oscilações de riqueza e de abundância das espécies aqui estudadas;
- Maiores vazões dos três principais rios que desaguam na Lagoa dos Patos (Jacuí, Taquari, Camaquã) mostraram-se associados ao incremento da riqueza de espécies e da abundância de algumas espécies da assembleia (Grupo A);
- Os modelos revelam que vem ocorrendo um decréscimo da riqueza total de espécies e da abundância das espécies mais representativas na zona de arrebentação da Praia do Cassino-RS nos últimos 16 anos.

LITERATURA CITADA

ABLE, KW, TM GROTHUES, PM ROWE, MJ WUENSCHER & JM VASSLIDES. 2011. Near-surface larval and juvenile fish in coastal habitats: comparisons between the inner shelf and an estuary in the New York Bight during summer and fall. *Estuaries and Coasts* 34: 726-738.

AYVAZIAN, SG & GA HYNDES. 1995. Surf-zone fish assemblages in south-western Australia: do adjacent nearshore habitats and the warm Leeuwin Current influence the characteristics of the fish fauna? *Marine Biology* 122: 527–536.

BELL, KNI, PD COWLEY & AK WHITFIELD. 2001. Seasonality in Frequency of Marine Access to an Intermittently Open Estuary: Implications for Recruitment Strategies. *Estuarine, Coastal and Shelf Science* 52: 327-337.

BELITZ, C, A BREZGER, T KNEIB & S LANG. 2009. BayesX - Bayesian Inference in Structured Additive Regression Models. Disponível em: <http://www.stat.uni-muenchen.de/~bayesx>

BROWN, AC & A McLACHLAN. 1990. Ecology of Sandy shores. New York, Elsevier, 373p.

BROWN, RL, LA JACOBS & RK PEET. 2007. Species Richness: Small Scale. Encyclopedia of Life Sciences. John Wiley & Sons Ltda.

CADDY, JF & GD SHARP. 1986. An Ecological Framework for Marine Fishery Investigations. FAO Fisheries Technical Paper, 152p.

CALLIARI, LJ, N SPERANSKI, M TORRONTÉGUY & MB OLIVEIRA. 2001. The mud Banks of Cassino Beach, southern Brazil: characteristics, processes and effects. *Journal of Coastal Research* 34: 318-325.

CASTILLO-RIVERA, M, R ZÁRATE-HERNÁNDEZ, S ORTIZ-BURGOS & J ZAVALA-HURTADO. 2010. Diel and seasonal variability in the fish community structure of a mud-bottom estuarine habitat in the Gulf of Mexico. *Marine Ecology* 31: 633-642.

CHATFIELD, C & AJ COLLINS. 1980. Introduction to Multivariate Analysis. London, Chapman & Hall/CRC, 246p.

DALLA ROSA, L, JKB FORD & AW TRITES. 2012. Distribution and relative abundance of humpback whales in relation to environmental variables in coastal British Columbia and adjacent waters. *Continental Shelf Research* 36(2012): 89–104.

DeBENEDICTIS, PA. 1973. On the correlation between certain diversity indices. *American Naturalist* 107: 295-302.

DENISON, DGT, BK MALLICK & AFM SMITH. 1998. Automatic Bayesian curve fitting. *Journal of the Royal Statistic Society B* 60(2): 333-350.

EDWARDS, AWF. 1972. Likelihood: Expanded Edition. London, Cambridge Academic Press, 275p.

EILERS, P & B MARX. 1996. Flexible smoothing using B-splines and Penalizes Likelihood. *Statistical Science* 11: 89-121.

FAHRMEIR, L & S LANG. 2001. Bayesian inference for generalized additive mixed models based on Markov random field priors. *Applied Statistics* 50(2): 201-220.

FARAWAY, JJ. 2006. Extending the Linear Model with R: Generalized Linear, Mixed Effects and Nonparametric Regression Models. Boca Raton, Chapman & Hall/CRC, 301p.

FISCHER, LG, LED PEREIRA & JP VIEIRA. 2011. Peixes estuarinos e costeiros. Rio Grande, Conscientia, 130p.

GARCIA, AM & JP VIEIRA. 2001. O aumento da diversidade de peixes no estuário da Lagoa dos Patos durante o episódio El Niño 1997-1998. *Atlântica* 23: 85-96.

GELMAN, A, JB CARLIN, HS STERN, DB DUNSON, A VEHTARI & D RUBIN. 2013. Bayesian Data Analysis. Boca Raton, Chapman & Hall/CRC, 675p.

GIBSON, RN, L ROBB, MT BURROWS, & AD ANSELL. 1996. Tidal, diel and longer term changes in the distribution of fishes on a Scottish sandy beach. *Marine Ecology Progress Series* 130: 1–17.

GOMES, MP, MS CUNHA & IR ZALMON. 2003. Spatial and Temporal Variations of Diurnal Ichthyofauna on Surf-Zone of São Francisco do Itabapoana Beaches, Rio de Janeiro State, Brazil. *Brazilian Archives of Biology and Technology* 46(4): 653-664.

GOTELLI, NJ & RK COLWELL. 2001. Quantifying biodiversity: procedures and pitfalls in the measurement and comparison of species richness. *Ecology Letters* 4 (2001): 379-391.

GUISAN, A & NE ZIMMERMANN. 2000. Predictive habitat distribution models in ecology. *Ecological Modelling* 135: 147–186.

GUISAN, A & W THUILLER. 2005. Predicting species distribution: offering more than simple habitat models. *Ecology Letters* 8 (2005): 993-1009.

HAIR, JF, RE ANDRESON, RL TATHAM & WC BLACK. 2005. Análise Multivariada de Dados. São Paulo, Bookman, 593p.

HAMMER, Ø, DAT HARPER & PD RYAN. 2001. PAST: Paleontological Statistics software package for education and data analysis. Disponível em: <<http://folk.uio.no/ohammer/past/>>.

HAN, J & M KAMBER. 2006. Data mining: Concepts and Techniques. San Francisco, Elsevier, 745p.

HARDLE, W & L SIMAR. 2007. Applied Multivariate Statistical Analysis. Berlim, Springer, 482p.

HASTIE, TG & RJ TIBSHIRANI. 1990. Generalized Additive Models. Boca Raton, Chapman & Hall/CRC, 335p.

HAYNES, PS, D BROPHY, D McGRATH, R O'CALLAGHAN, S COMERFORD & P CASBURN. 2010. Annual and spatial variation in the abundance length and condition of juvenile turbot (*Psetta maxima* L.) on nursery grounds on the west coast of Ireland: 2000–2007. *Journal of Sea Research* 64: 494-504.

HUBÁLEK, Z. 2000. Measures of species diversity in ecology: an evaluation. *Folia Zoologica* 49(4): 241-260.

HURLBERT, SH. 1971. The Nonconcept of Species Diversity: A Critique and Alternative Parameters. *Ecology* 52(4): 577-586.

KÉRY, M. 2010. Introduction to WinBUGS for Ecologists. London, Elsevier, 302p.

KINAS, PG & HA ANDRADE. 2010. Introdução à Análise Bayesiana (com R). Porto Alegre, maisQnada, 240p.

KNOX, GA. 2000. The Ecology of Sea Shores. Boca Raton, CRC Press, 576p.

KRISTIANSEN T, KF DRINKWATER, RG LOUGH & S SUNDBY. 2011. Recruitment Variability in North Atlantic Cod and Match-Mismatch Dynamics. *PLoS ONE* 6(3): e17456.

LANG, S & A BREZGER. 2004. Bayesian P-splines. *Journal of Computational and Graphical Statistics* 13(1): 183-212.

LIMA, MSP & JP VIEIRA. 2009. Variação espaço-temporal da ictiofauna da zona de arrebentação da Praia do Cassino, Rio Grande do Sul, Brasil. *Zoologia* 26(3): 499-510.

LIN, X & D ZHANG. 1999. Inference in generalized additive mixed models by using smoothing splines. *Journal of the Royal Statistic Society B* 61(2): 381-400.

LINDLEY, D. 2000. The Philosophy of Statistics. *The Statistician* 49(3): 233-337.

MAGURRAN, AE. 2004. Measuring Biological Diversity. Malden, Blackwell Publishing, 256p.

MARGALEF, DR. 1958. Information theory in ecology. *General Systems* 3: 36-71.

MARTINO, EJ & ED HOUDE. 2010. Recruitment of striped bass in Chesapeake Bay: spatial and temporal environmental variability and availability of zooplankton prey. *Marine Ecology Progress Series* 409: 213-228.

McCARTHY, MA. 2007. Bayesian Methods for Ecology. Nova Iorque, Cambridge University Press, 296p.

McINTOSH, RP. 1967. An index of diversity and the relation of certain concepts to diversity. *Ecology* 48: 392-404.

McLACHLAN, A & AC BROWN. 2006. The ecology of sandy shores. Burlington, Academic Press, 373p.

MENHINICK, EF. 1964. A Comparison of Some Species-Individuals Diversity Indices Applied to Samples of Field Insects. *Ecology* 45(4): 859-861.

MIRANDA, LB, BM CASTRO & B KJERFVE. 2002. Princípios de Oceanografia Física de Estuários Vol. 42. São Paulo, Editora da Universidade de São Paulo, 441p.

MODDE, T & ST ROSS. 1981. Seasonality of fishes occupying a surf zone habitat in the Northern Gulf of Mexico. *Fishery Bulletin* 78(4): 911-922.

MONTEIRO-NETO, C, LPR CUNHA & JA MUSICK. 2003. Community structure of surf-zone fishes at Cassino Beach, Rio Grande do Sul, Brazil. *Journal of Coastal Research* 35: 492-501.

MORAES, LE. 2011. Dinâmica Temporal e Mudanças de Longo Prazo (1979 a 2011) na Ictiofauna das zonas rasas do estuário da Lagoa dos Patos: Efeitos dos fatores naturais e antrópicos. Tese de Doutorado, Universidade Federal do Rio Grande, Brasil, 244p.

MORAES, LE, E PAES, A GARCIA, O MOLLER JR & J VIEIRA. 2012. Delayed response of fish abundance to environmental changes: a novel multivariate time-lag approach. *Marine Ecology Progress Series* 456: 159-168.

MORESCO, A & MA BEMVENUTI. 2006. Biologia reprodutiva do peixe-rei *Odontesthes argentinensis* (Valenciennes) (Atherinopsidae) da região marinha costeira do sul do Brasil. *Revista Brasileira de Zoologia* 23(4): 1168-1174.

ORNELAS, CP. 2006. Modelos Bayesianos Semi-paramétricos: uma aplicação a dados de saúde e meio ambiente. Dissertação de Mestrado, Pós Graduação em Estatística, Universidade Federal do Rio de Janeiro, 79p.

PHILLIPS, SJ, RP ANDERSON & RE SCHAPIRE. 2006. Maximum entropy modeling of species geographic distributions. *Ecological Modelling* 190: 231-259.

RODRIGUES, FL & JP VIEIRA. 2012. Surf zone fish abundance and diversity at two sandy beaches separated by long rocky jetties. *Journal of the Marine Biological Association of the United Kingdom* 93(4), 867–875.

RODRIGUES, FL. 2012. Estrutura da assembleia de peixes da zona de arrebentação das praias arenosas adjacentes ao estuário da Lagoa dos Patos (RS): efeitos ambientais e do amostrador. Tese de Doutorado, Universidade Federal do Rio Grande, 189p.

ROMESBURG, HC. 1984. Cluster analysis for Researchers. California, Lifetime Learning Publications, 334p.

ROYLE, JA & RM DORAZIO. 2008. Hierarchical Modeling and Inference in Ecology. San Diego, Academic Press, 444p.

SANTANA, FMS & W SEVERI. 2009. Composition and structure of fish assemblage of the surf zone at Jaguaribe beach, Itamaracá (PE), Brazil. *Bioikos* 23(1): 3-17.

SCHOEMAN, DS & AJ RICHARDSON. 2002. Investigating biotic and abiotic factors affecting the recruitment of an intertidal clam on an exposed sandy beach using a generalized additive model. *Journal of Experimental Marine Biology and Ecology* 276 (2002) 67 – 81.

SILVA, JTO, MCP AGUIAR & PRD LOPES. 2008. Ictiofauna das praias de Cabuçu e Berlinque: Uma contribuição ao conhecimento das comunidades de peixes na Baía de Todos os Santos, Bahia, Brasil. *Biotemas* 21(4): 105-115.

SILVY, NJ. 2012. The Wildlife Techniques Manual: Volume 1: Research, Volume 2: Management. Maryland, Johns Hopkins University Press, 1110p.

SPIEGEHALTER, DJ, NJ BEST, BP CARLIN & A VAN DER LINDE. 2002. Bayesian measure of model complexity and fit. *Journal of the Royal Statistic Society B* 64 (4): 583-639.

STRYDOM, NA & BD d'HOTMAN. 2005. Estuary-dependence of larval fishes in a non-estuary associated South African surf zone: evidence for continuity of surf assemblages. *Estuarine, Coastal and Shelf Science* 63: 101-108.

TAYLOR, DA, RS NICHOLS & KW ABLE. 2007. Habitat selection and quality for multiple cohorts of young-of-the-year bluefish (*Pomatomus saltatrix*): Comparisons between estuarine and ocean beaches in southern New Jersey. *Estuarine, Coastal and Shelf Science* 73: 667-679.

VASCONCELLOS, RM, JNS SANTOS, MA SILVA & FG ARAUJO. 2007. Efeito do grau de exposição às ondas sobre a comunidade de peixes juvenis em praias arenosas do Município do Rio de Janeiro, Brasil. *Biota Neotropica* 7(1): 93-100.

VAZ, AC, OO MÖLLER & TL ALMEIDA. 2006. Análise Quantitativa da Descarga dos Rios Afluentes da Lagoa dos Patos. *Atlântica* 28(1): 13-23.

VENABLES, WN & CM DICHMONT. 2004. GLMs, GAMs and GLMMs: an overview of theory for applications in fisheries research. *Fisheries Research* 70: 319–337.

WILLIG, MR, DM KAUFMAN & RD STEVENS. 2003. Latitudinal Gradients of Biodiversity: Pattern, Processes, Scale and Synthesis. *Annual Review of Ecology, Evolution, and Systematics* 34: 273-309.

WOOD, SN. 2006. On confidence intervals for Generalized additive models based on Penalized regression splines. *Australian and New Zealand Journal of Statistics* 48(4): 445-464.

WOOD, SN. 2006. Generalized Additive Models: An Introduction to R. Boca Raton, Chapman & Hall/CRC, 391p.

APÊNDICE 1

Tabela 1. Lista de espécies encontradas na zona de arrebentação da Praia do Cassino, RS, durante o período de estudo (1996-2012), com suas respectivas porcentagens de abundância (sobre a abundância total) (%a) e suas frequências de ocorrências (%o). As espécies estão dispostas em ordem decrescente de abundância.

Espécies	%a	%o	Espécies	%a	%o
<i>Mugil Liza</i>	34.6	93.3	<i>Jenynsia multidentata</i>	0.0006	1.7
<i>Trachinotus marginatus</i>	26.2	69.1	<i>Sardinella janeiro</i>	0.0006	0.9
<i>Mugil curema</i>	15.8	53.1	<i>Oligoplites saliens</i>	0.0005	1.2
<i>Brevoortia pectinata</i>	9.0	56.8	<i>Pogonias cromis</i>	0.0005	0.6
<i>Mugil gaimardianus</i>	5.0	26.5	<i>Caranx latus</i>	0.0004	0.9
<i>Odontesthes argentinensis</i>	2.6	60.3	<i>Parapimelodus nigribarbis</i>	0.0004	1.2
<i>Menticirrhus littoralis</i>	2.3	45.2	<i>Trichiurus lepturus</i>	0.0004	1.5
<i>Atherinella brasiliensis</i>	1.6	40.0	<i>Oligoplites saurus</i>	0.0003	0.3
<i>Menticirrhus americanus</i>	0.4	12.4	<i>Genidens planifrons</i>	0.0002	0.3
<i>Lycengraulis grossidens</i>	0.4	14.6	<i>Stephanolepis setifer</i>	0.0002	0.3
<i>Oncopterus darwinii</i>	0.4	25.4	<i>Stephanolepis hispidus</i>	0.0002	0.6
<i>Anchoa marinii</i>	0.4	2.0	<i>Macrodon ancylodon</i>	0.0001	0.6
<i>Platanichthys platana</i>	0.2	13.7	<i>Astyanax eigenmanniorum</i>	0.0001	0.6
<i>Micropogonias furnieri</i>	0.2	10.0	<i>Caranx hippos</i>	0.0001	0.6
<i>Eucinostomus melanopterus</i>	0.1	4.4	<i>Catathyridium garmani</i>	0.0001	0.3
<i>Harengula clupeola</i>	0.1	6.4	<i>Gobiesox strumosus</i>	0.0001	0.6
<i>Trachinotus falcatus</i>	0.1	2.6	<i>Lagocephalus laevigatus</i>	0.0001	0.3
<i>Ctenosciaena gracilicirrus</i>	0.1	0.6	<i>Syngnathus folletti</i>	0.0001	0.6
<i>Genidens barbatus</i>	0.006	1.7	<i>Abudefduf saxatilis</i>	0.00001	0.3
<i>Ramnogaster arcuata</i>	0.005	2.6	<i>Chromis flavicauda</i>	0.00001	0.3
<i>Paralichthys orbignyanus</i>	0.006	6.1	<i>Ctenogobius shufeldti</i>	0.00001	0.3
<i>Genidens genidens</i>	0.002	2.2	<i>Eucinostomus argenteus</i>	0.00001	0.3
<i>Pomatomus saltatrix</i>	0.002	4.4	<i>Oligosarcus jenynsii</i>	0.00001	0.3
<i>Stellifer rastrifer</i>	0.001	3.0	<i>Selene vomer</i>	0.00001	0.3
<i>Trachinotus carolinus</i>	0.001	2.6	<i>Stellifer brasiliensis</i>	0.00001	0.3
<i>Polydactylus virginicus</i>	0.0009	1.2	<i>Trachinotus goodei</i>	0.00001	0.3
<i>Umbrina canosai</i>	0.0008	1.2	<i>Trachurus lathami</i>	0.00001	0.3
<i>Citharichthys spilopterus</i>	0.0007	1.5			
Número total de indivíduos					171.737
Número total de amostras					343

APÊNDICE 2

Scripts para uso no Programa BayesX

1. Melhor modelo – Riqueza de espécies

dataset d

d.infile, maxobs=150000 using c:\data\data.txt

bayesreg b1

b1.outfile = c:\data\b1

logopen, replace using c:\data\logmcmc1.txt

b1.regress nespecies = mes(psplinerw2) + ano(psplinerw2) + tra + tem(psplinerw2)

+ sal + jac + taq + cam + log(ab) (psplinerw2), family = poisson iterations = 12000

burnin = 2000 step = 10 predict using d

2. Melhor modelo – Abundância Grupo A

dataset d

d.infile, maxobs=150000 using c:\data\data.txt

bayesreg b2

b2.outfile = c:\data\b2

logopen, replace using c:\data\logmcmc2.txt

b2.regress abundancia = mes(psplinerw2) + ano + tra + tem(psplinerw2) +

sal(psplinerw2) + jac + taq + cam, family = gaussian iterations = 12000 burnin =

2000 step = 10 predict using d

3. Melhor modelo – Abundância Grupo B

dataset d

d.infile, maxobs=150000 using c:\data\data.txt

bayesreg b3

b3.outfile = c:\data\b3

logopen, replace using c:\data\logmcmc3.txt

b3.regress abundancia = mes + ano(psplinerw2) + tra + tem + sal(psplinerw2) + jac
+ taq + cam, family = gaussian iterations = 12000 burnin = 2000 step = 10 predict
using d

APÊNDICE 3

Tabelas usadas para a escolha dos melhores modelos (de acordo com o DIC) de Riqueza de espécies, Abundância do Grupo A e Abundância do Grupo B.

	MODELOS RIQUEZA DE ESPÉCIES	DIC
1	mes + ano + local	342.23647
2	mes + ano + loc + tra + tem + sal + zon + mer + jac + taq + cam	218.72107
13	(f) todas as covariáveis	227.12739
3	(f)mes + ano + loc + tra + tem + sal + zon + mer + jac + taq + cam	208.66132
4	mes + (f)ano + loc + tra + tem + sal + zon + mer + jac + taq + cam	210.19809
5	mes + ano + loc + (f) tra + tem + sal + zon + mer + jac + taq + cam	220.30888
6	mes + ano + loc + tra + (f)tem + sal + zon + mer + jac + taq + cam	207.71018
7	mes + ano + loc + tra + tem + (f)sal + zon + mer + jac + taq + cam	221.72188
8	mes + ano + loc + tra + tem + sal + (f)zon + mer + jac + taq + cam	222.1304
9	mes + ano + loc + tra + tem + sal + zon + (f)mer + jac + taq + cam	223.13417
10	mes + ano + loc + tra + tem + sal + zon + mer + (f)jac + taq + cam	222.78128
11	mes + ano + loc + tra + tem + sal + zon + mer + jac + (f)taq + cam	219.98217
12	mes + ano + loc + tra + tem + sal + zon + mer + jac + taq + (f)cam	222.75882
15	(f)mes + (f)ano + tra + (f)tem + sal + jac + taq + cam	201.77669
16	(f)mes + (f)ano + tra + (f)tem + sal + jac + taq + cam + (f) ab	204.74659
17	(f)mes + (f)ano + tra + (f)tem + sal + jac + taq + cam + (f) (log)ab	191.49310

	MODELOS ABUNDÂNCIA GRUPO A	DIC
127	mes + ano + local	351.05047
128	mes + ano + local + sec + te + sal + zon + mer + jac + taq + cam	280.32581
139	(f) todas as covariáveis	289.12935
129	(f)mes + ano + local + sec + te + sal + zon + mer + jac + taq + cam	278.62124
130	mes + (f)ano + local + sec + te + sal + zon + mer + jac + taq + cam	281.66824
131	mes + ano + local + (f)sec + te + sal + zon + mer + jac + taq + cam	283.89896
132	mes + ano + local + sec + (f)te + sal + zon + mer + jac + taq + cam	280.81881
133	mes + ano + local + sec + te + (f)sal + zon + mer + jac + taq + cam	279.34412
134	mes + ano + local + sec + te + sal + (f)zon + mer + jac + taq + cam	284.50037
135	mes + ano + local + sec + te + sal + zon + (f)mer + jac + taq + cam	284.31574
136	mes + ano + local + sec + te + sal + zon + mer + (f)jac + taq + cam	280.48314
137	mes + ano + local + sec + te + sal + zon + mer + jac + (f)taq + cam	280.49774
138	mes + ano + local + sec + te + sal + zon + mer + jac + taq + (f)cam	283.80982
223	(f)mes + ano + sec + te + (f)sal + jac + taq + cam	277.15929

	MODELOS ABUNDÂNCIA GRUPO B	DIC
140	mes + ano + local	348.98889
141	mes + ano + local + sec + te + sal + zon + mer + jac + taq + cam	281.04504
152	(f) todas as variáveis	297.89045
142	(f)mes + ano + local + sec + te + sal + zon + mer + jac + taq + cam	282.72952
143	mes + (f)ano + local + sec + te + sal + zon + mer + jac + taq + cam	281.02144
144	mes + ano + local + (f)sec + te + sal + zon + mer + jac + taq + cam	283.13651
145	mes + ano + local + sec + (f)te + sal + zon + mer + jac + taq + cam	284.36034
146	mes + ano + local + sec + te + (f)sal + zon + mer + jac + taq + cam	281.97139
147	mes + ano + local + sec + te + sal + (f)zon + mer + jac + taq + cam	284.30127
148	mes + ano + local + sec + te + sal + zon + (f)mer + jac + taq + cam	283.86482
149	mes + ano + local + sec + te + sal + zon + mer + (f)jac + taq + cam	282.72454
150	mes + ano + local + sec + te + sal + zon + mer + jac + (f)taq + cam	284.01838
151	mes + ano + local + sec + te + sal + zon + mer + jac + taq + (f)cam	284.26381
225	mes + (f)ano + sec + te + (f)sal + jac + taq + cam	279.22957

APÊNDICE 4

Artigo a ser enviado para a revista *Ecological Applications*

MEDIUM AND LONG-RANGE TEMPORAL TRENDS IN THE FISH ASSEMBLAGE INHABITING A SURF ZONE, ANALYZED BY BAYESIAN GENERALIZED ADDITIVE MODELS

Ana Carolina Braga Martins^{a,b}, Paul Gerhard Kinas^{a,c}, Juliano Cesar Marangoni^{a,c},
Leonardo Evangelista Moraes^e, João Paes Vieira^{d,e}.

^a Grupo de Pesquisa em Estatística Ambiental, Universidade Federal do Rio Grande (FURG). Av. Itália Km. 8, 96201-900, Rio Grande, RS, Brasil.

^b Programa de Pós-graduação em Oceanografia Biológica, FURG.

^c Instituto de Matemática, Estatística e Física (IMEF), FURG.

^d Instituto de Oceanografia (IO), FURG.

^e Laboratório de Ictiologia, IO, FURG.

ABSTRACT

The present study characterizes the fish assemblage in the surf zone of Cassino Beach, Rio Grande, RS, and analyzes temporal fluctuations in richness and abundance of these species in medium (months) and long terms (years), associating them also with abiotic covariates. Data were collected monthly between 1996 and 2012 at two locations. Bayesian Generalized Additive Models (GAM) were used as statistical tool, placing this study among few that have used Bayesian GAM in Ecology. Our results show no significant distinction between locations, but that there has been a decrease in both species richness and abundance of the most representative species, over the last 16 years. Regarding covariates, water temperature and salinity along with seasonality are the factors that were statistically most influential to explain in the oscillations of richness and abundance. Higher discharge rates of the three main rivers that flow into Lagoa dos Patos lagoon (Jacuí, Taquari, Camaquã) were associated to increased richness and abundance of some species in the assemblage.

KEY-WORDS: Species richness, Abundance, Covariates, Bayesian GAM, Exploratory Data Analysis.

1. INTRODUCTION

Species richness, defined as the total number of species in a unit of area (Brown *et al.* 2007), is a parameter of some concern in conservation biology, biogeography and community ecology (Royle and Dorazio 2008). It is the simplest way to describe community and regional diversity (Magurran 2004). A vast amount of ecological research has been undertaken using species richness as a measure to understand what affects, and is affected by, biodiversity. At the small spatial scale, species richness is generally used as a measure of diversity within a single ecological community, habitat or micro-habitat (Brown *et al.* 2007). These authors cite as main factors of small scale variation in species richness: (1) geographic factors; (2) biotic

factors such as competition or predation; and (3) abiotic factors, such as temperature and salinity. All measures of species richness have a positive correlation between sample size and species richness (Silvy 2012); therefore it is important to take the effects of abundance into account (Magurran 2004).

Among the main ways to analyze species richness are diversity indices (Hubálek 2000) and numerical modeling (Royle and Dorazio 2008, Kinas and Andrade 2010). There are several indices; the most popular being denoted according to their proponents: Margalef (1958), Menhinick (1964), and McIntosh (1967). The choice among so many different indices has raised controversy among ecologists (DeBenedictis 1973) because, as pointed out by Hurlbert (1971), “the literature about the subject contains many semantic, conceptual, and technical problems, making difficult the understanding among specialists”. Alternatively, in numerical modeling, species richness can be modeled with a Poisson distribution and the variation in the latent ecological process described statistically by covariates (Royle and Dorazio 2008).

Much of contemporary ecological theory, conservation biology, and natural resource management is further concerned with variation in the abundance of species (Royle and Dorazio 2008). While richness shows *which* individual species are present in space and time (Brown *et al.* 2007), the abundance of individuals associated with other parameters governs the *dynamics* of this process (Royle and Dorazio 2008). The typical distribution assumed for modeling abundance is also Poisson. Other widely used discrete distributions are Binomial and Negative Binomial. Among continuous the Normal, log-Normal and Gamma can be cited (Kéry 2010).

Statistical analysis of ecological data with Generalized Additive Models (GAM) have been increasingly used as a powerful tool for exploratory data analysis (Schoeman and Richardson 2002, Venables and Ripley 2004, Guisan and Thuiller 2005, Dalla Rosa *et al.*

2012). Despite the versatility of Linear Models (LM) and Generalized Linear Models (GLM) as a scientific tool for data analysis and prediction, the restriction to a linear structure in the covariates is a limitation circumvented by GAMs. This is so because GAMs go a step further and use smoothed functions (splines) to model non-linear relationships for some or all the explanatory variables (Hastie and Tibshirani 1990, Wood 2006).

The statistical analyses of LM, GLM and GAM can be made by conventional maximum likelihood inference (Edwards 1972) or, alternatively, by Bayesian methods (Gelman *et al.* 2013). For LM and GLM both approaches (classical and Bayesian) are already widely used in ecology and environmental science (Faraway 2006, Royle and Dorazio 2008). Comparatively, Bayesian GAM is still rare (Ornelas 2006) and is, therefore, a methodological highlight in the present work.

The growing interest for Bayesian statistics in many fields of applied sciences, particularly Ecology, are partially explained by (the Bayesian) definition of probability as a coherent metric for uncertainty, combined with the conceptually rigorous structure of statistical inference defined plainly as decision-making in the presence of uncertainty – in contrast to the largely *ad hoc* procedures of conventional frequentist statistics (Lindley 2000). The popularization of specialized software to perform complex mathematical operations required in some Bayesian numerical calculations, further help explain this expansion in Ecology (McCarthy 2007, Kinas and Andrade 2010).

Systematic long term sampling programs contain valuable information to characterize most assuredly the community structure, and simultaneously monitor changes in medium term (months) and long term (years). Rare events and/or with irregular frequency that affect fish populations usually occur between large time intervals and can only be evaluated by long-term studies. This study uses a 16 year long database about the ichthyofauna inhabiting the surf zone of a sandy beach in southern Brazil. Sandy beaches constitute most of the coastal areas of the

world, while surf zone is the area between the outer limit of the breaking waves and the shoreline of the beach (Brown and McLachlan 1990).

Studies of the ichthyofauna in marine surf zones have reported that these fish assemblages are highly variable and dominated by a small number of species made up largely of juveniles (Ayvazian and Hyndes 1995, Gibson *et al.* 1996, Vasconcellos *et al.* 2007). Similar to estuarine beaches, marine surf zones are recognized as important nursery areas for several species (Bell *et al.* 2001, Strydom and d'Hotman 2005), and the recruitment variability in these habitats is related to a wide range of biotic and abiotic factors (e.g. food supply, predation risk, temperature and salinity) (Taylor *et al.* 2007, Haynes *et al.* 2010, Able *et al.* 2011).

Our working hypothesis is that variations in richness and abundance in fish assemblages in the surf zone show associations, not necessarily linear, with environmental factors; and that these features can be captured by GAMs.

2. METHODS

2.1. Study area

This study concerns Cassino beach, located in southern Brazil (32°10'S, 52°20'W). Cassino is a sandy beach strongly influenced by seasonal variation in physico-chemical parameters. In general, observed temperatures and salinities are significantly higher in summer than in winter (Lima and Vieira 2009). Along this beach, the morphodynamic stages vary between dissipative and reflective and are seasonally influenced by the action of winds and waves, which affect the dynamics of the surf zone (Calliari *et al.* 2001); additionally, the Patos Lagoon freshwater flow to the coastal marine adjacent area, which may increase during periods of rain (Moresco and Bemvenuti 2006) and *El Niño* (Garcia and Vieira 2001) may be an influencing factor.

In a study on the ichthyofauna in the surf zone of Cassino Beach, in the period from May/2001 to May/2002, Rodrigues and Vieira (2012) observed that it appears clearly

influenced by the strong seasonality of the sub-tropical region; and highlighted that community structure in southern Brazil seems to be spatially homogeneous along the 620 km straight coastline.

2.2. Data description

The samples that compose our database were collected in shallow waters (depth <2.0 m) on a monthly basis from August/1996 to August/2012, at two sites: (1) near Molhe Oeste and (2) near Marine Aquaculture Station – EMA/FURG (Figure 1) (except for the 1996 year, where samplings were made only in site 1), as part of a Long Term Ecological Research Project at the Instituto de Oceanografia (ICTIO/PELD CNPq-MCT, 1996-2012).

Biological sampling ($n = 5 \text{ hauls}(\text{site})^{-1}(\text{month})^{-1}$) was performed at each site using a 9m beach seine (13 mm bar mesh in the wings and 5 mm in the center). All captured specimens were fixed in formalin in the field and, in the laboratory, were identified to the lowest possible taxonomic level, weighed and measured. Along with biological sampling, measurements were made on water conditions (temperature, salinity and transparency). Data flow of the three main rivers of the Patos-Mirim system (Jacuí, Taquari, Camaquã) for the study period (1996-2012) were obtained with the National Water Agency (ANA - hidroweb.ana.gov.br). The monthly discharges of these three rivers combined corresponds to 70% of flow throughout the watershed (Vaz *et al.* 2006). Therefore, it was used as an indicator of the flow of the Patos Lagoon Estuary into the surf zone of Cassino Beach. Monthly values of zonal (east-west) and meridional (north-south) wind components at the sea surface (32° S; 52°W) were obtained from the Division of Environmental Sciences Research Centre for Fisheries of NOAA (“National Oceanic and Atmospheric Administration” - http://las.pfeg.noaa.gov/las6_5/servlets/dataset).

2.3. Data analysis

The database was investigated with the purpose to uncover patterns and statistical relations between variables, using the appropriate analytical and graphical tools. Total abundance and species richness of fish in the surf-zone of Cassino Beach over the past 16 years were analyzed in association to the covariates *month*, *year*, *location*, surface water temperature in °C (*temperature*), water salinity (*salinity*), water transparency in cm (*transparency*) (Secchi), zonal wind component in m(s)^{-1} (*zonal*), meridional wind component in m(s)^{-1} (*meridional*), and flow of the three main rivers of the Patos-Mirim system in $\text{m}^3(\text{s})^{-1}$: Jacuí (*jacui*), Taquari (*taquari*), Camaquã (*camaqua*); totaling 11 covariates. The model for species richness had additionally added the covariate *abundance* (monthly total number of collected individuals).

Generalized additive models (GAM) (Hastie and Tibshirani 1990) were used to model these relations. This creates a more flexible framework for data modeling, than with the structure of generalized linear models (GLM) (Edwards 1972). GAM models with a linear predictor composed of q linear components and k smooth functions are defined as

$$g(\mu_i) = \beta_0 + \beta_1 z_{1i} + \dots \beta_q z_{qi} + f_1(x_{1i}) + \dots f_k(x_{ki})$$

where $\mu_i \equiv E(Y_i)$ and Y_i has some distribution from the exponential family with associated known link function g . While Y_i denotes some response variable, $z_{1i}, \dots, z_{qi}$ and $x_{1i}, \dots, x_{ki}$ are $q + k$ covariates, the former (z) being modeled with a strictly parametric model and the latter (x) with smooth functions.

The Bayesian fits of the GAM models were conducted in the free software BayesX, version 2.0.1 (Belitz *et al.* 2009), which works with penalized regression splines (P-splines) as smooth functions (Eilers and Marx 1996). In this approach, it is assumed that the unknown smooth functions f_j can be approximated by a spline of degree l with equally spaced knots $x_{j,min} = \zeta_{j0} < \zeta_{j1} < \dots < \zeta_{j,r-1} < \zeta_{jr} = x_{j,max}$. This spline can be written in terms of a

linear combination of $m = r + l$ B-spline basis functions B_{jp} , which in turn are known and calculable functions for each value in the domain x_j , that is:

$$f_j(x_j) = \sum_{p=1}^m \beta_{jp} B_{jp}(x_j).$$

Following the Bayesian approach, second order random walks were used as priors for the coefficients; i.e., for $p > 2$, β_{jp} are given by: $\beta_{jp} = 2\beta_{jp-1} - \beta_{jp-2} + u_{jp}$, with Gaussians errors $u_{jp} \sim N(0, \tau_j^2)$ and diffuse priors $p(\beta_1) \propto \text{const}$, $p(\beta_2) \propto \text{const}$ and $p(\tau_j) \sim IG(0.001, 0.001)$ with $IG(a, b)$ denoting an inverse-gamma distribution. The degree of smoothness is controlled by the variances τ_j^2 , which correspond to the inverse of the parameters λ_j that is used in the cross-validation technique of the classical approach (Lang and Brezger 2004). The joint posterior distribution for the vectors of parameters $(\alpha_*, \beta_{**}, \tau_*)$ was obtained with Markov Chain Monte Carlo (MCMC) stochastic simulation by the Metropolis-Hastings algorithm. For a chain of 12000 values the first 2000 were discarded to eliminate the dependence of the initial value (*burn-in period*) after which each 10th value was retained (*thinning*) to achieve independence between values (Kinas and Andrade 2010). Standard diagnostic tools were applied in preliminary analyses to check for MCMC convergence (Gelman *et al.* 2013).

For model comparison the Deviance Information Criterion (DIC) was used (Spiegelhalter *et al.* 2002). By this criterion, regarding predictive power, models with smaller value of DIC are better. A difference in DIC of at least two units can be considered indication of superior fit for the model with the lowest DIC (Spiegelhalter *et al.* 2002).

170

2.3.1. Species richness

Species richness was analyzed by a Poisson model for the count data of number of species per area (Y_i); with the natural logarithm as link function.

$$y_i \sim Poi(\mu_i)$$

$$g(\mu_i) = \log(\mu_i) = \eta_i = \beta_0 + f_1(x_{1i}) + f_2(x_{2i}) + f_3(x_{3i}) + \dots f_k(x_{ki})$$

174

175

176

177

178

179

180 2.3.2. Species abundance

181

182

183

184

185

186

187

188 2.3.2.1. Cluster analysis of species

189

190

191

192

193

194

195

196

Models with different combinations of covariates were fitted. The adequacy of each variable to a spline function or a linear structure was evaluated visually at first. When for some covariate x_j a linear structure was suspected, another fit after replacing $f_j(x_{ji})$ by $\alpha_j x_{ji}$ was performed and both alternatives compared by DIC.

2.3.2. Species abundance

For the analysis of abundance with all species combined, there is a chance that, while species composition keeps changing, abundance remains constant. Therefore, to analyze abundance, we adopted the following strategy: a) work only with species that had at least 10% frequency of occurrence in the total database; b) calculate some matrix of similarity among the species; c) identify subsets of species with high similarity; d) perform abundance modeling for each identified subset of species.

2.3.2.1. Cluster analysis of species

Cluster analysis was performed using the multivariate ordination method of metric Multidimensional Scaling (MDS) and the Jaccard similarity index based on presence (1) and absence (0) (i.e.: the similarity between two species increases with growing numbers of co-occurrences) (Hardle and Simar 2007). The Jaccard similarity index has been widely used in studies of presence-absence (Romesburg 1984). The metric MDS finds the spatial configuration of points by algebraic reconstruction, taking into account the dissimilarities between these points, where the dissimilarities are Euclidean distances (Chatfield and Collins 1980).

Calculations were performed with the free software Past (Hammer *et al.* 2001), version 2.17b. The aim was to create groups of species that have a tendency to have occurred together over time during the period of data collection. We then hypothesized that, because of their persistent co-occurrence, they should display similar responses to factors that may influence their abundance.

2.3.2.2. Models for abundance

For each group of species identified by MDS analysis, GAMs were constructed to model abundance. A Gaussian distribution with identity link function was used to model the total number of individuals (Y_i). Because the number of individuals is sometimes very large, the Gaussian distribution serves here as an approximation to the Poisson and showed a numerically more stable performance at fitting.

$$y_i \sim N(\mu_i, \sigma_i)$$

$$g(\mu_i) = \eta_i = \beta_0 + f_1(x_{1i}) + f_2(x_{2i}) + f_3(x_{3i}) + \dots f_k(x_{ki})$$

Several models with different combinations of variables were tested. The adequacy of each variable to either a spline functions or a linear structures was evaluated as previously described.

3. RESULTS

3.1. List of Species

During the study period, 171,737 individuals were collected at 343 sampling occasions, with four replicates at each sampling point. Sixty four taxa were found, 9 identified only to the family level, and 55 identified to the species level. The eight most abundant species, *Mugil*

liza, *Trachinotus marginatus*, *Mugil curema*, *Brevoortia pectinata*, *Mugil gaimardianus*,
Odontesthes argentinensis, *Menticirrhus littoralis* and *Atherinella brasiliensis*, comprise
97.1% of all individuals captured. Regarding the frequency of occurrence, 13 species were
present in at least 10% of the samples (Table 1).

3.2. Species richness

Comparing models by their DICs, we identified the best GAM model for species
richness (Model 1 – Table 2). It models richness as a function of variables *month*, *year*,
transparency, *temperature*, *salinity*, *jacui*, *taquari*, *camaqua* and *abundance* (Table 2). The
results show that, on a monthly scale, the number of species display seasonal variation, being
higher especially in the austral summer months, with a decrease starting in April and increasing
again from October onwards. In the long term (annual scale), species richness has been
showing a decreasing trend (Figure 2).

Among the abiotic covariates, only *temperature* was shown to affect variations in richness,
with peak of species richness occurring between 20-25° C (Figure 2). Flows *jacui* and
camaqua showed a positive linear association with the number of species. Variables *salinity*,
transparency and *taquari* also have a linear relationship but with angular coefficient close to
zero indicating that, individually have non-significant influence. Nevertheless, they were
maintained in the model because, in combination with other covariates they improved the
predictive power of the model decreasing the DIC (Table 2). The number of species was
positively associated with *abundance* until about 1000 individuals (Figure 2).

3.3. Species abundance

3.3.1. Cluster analysis

MDS analysis showed the formation of two distinct groups (Figure 3), where the first
two axes synthesized about 40% of the data variation. Group A was formed by species

Lycengraulis grossidens, *Menticirrhus americanus*, *Micropogonias furnieri*, *Oncopeltus darwinii* and *Platanichthys platana*; and Group B by *A. brasiliensis*, *B. pectinata*, *M. littoralis*, *M. curema*, *M. gaimardianus*, *M. liza*, *O. argentinensis* and *T. marginatus*.

4.3.2. Abundance

4.3.2.1. Group A:

On a monthly scale, the abundance of species that compose Group A is higher in warmer months and lower during colder autumn-winter months, with a decrease starting in April, remaining stable with low abundance until August, when abundance increases again (Figure 4). The covariate *year* enters the best model as a linear component, with the angular coefficient is close to zero (Model 2 - Table 2), indicating that the abundance of this group of species has remained stable over the years (1996-2012).

Regarding *temperature*, a slight oscillation around an optimum of 20° C was found, with abundances decreasing toward the extremes. The species of this group are associated with abundance decrease with increasing salinity (Figure 4). This group of species also has a negative association of abundance with *transparency*; and a positive association with the *jacui* river discharge (Model 2 - Table 2).

3.3.3.2. Group B:

For species of Group B, the covariate *month* showed a negative linear relationship, indicating that in the first months of the year abundance is higher (Model 3 -Table 2). In the long term (*year*), this group shows a decreasing trend in abundance (Figure 5).

This group displays an increase in mean abundance at salinities from 25 upwards (Figure 5). The group also has a positive association with *temperature*. The variables *transparency*, *taquari* and *camaqua* were included in the best fitted model because they

impacted reduction of DIC, but did not indicate individual influence on changes in mean abundance (Model 3 - Table 2).

4. DISCUSSION

To understand which factors drive the spatial and temporal patterns in communities is a central goal of Ecology. This study emerges as one of few to investigate this phenomenon with the use of Bayesian generalized additive models. To our knowledge, the first such approach to be published with data from Brazil. There are several papers describing the formal development of these models (Denison *et al.* 1998, Lin and Zhang 1999, Fahrmeir and Lang 2001, Spiegelhalter *et al.* 2002, Lang and Brezger 2004, Wood 2006), but there are still only a few papers with applications. Examples are Guisan and Zimmermann (2000) and Phillips *et al.* (2006), who applied these models to describe geographical distribution of species.

The models, fitted here with P-splines (Eilers and Marx 1996, Brezger and Lang 2004), proved very amenable to the study of species richness and abundance because direct visual inspection of non-linear relationships and predictive power of covariates can be evaluated simultaneously. The non-trivial influence of sample size up to about 1000 individuals on the observed species richness was handled easily by simply including *abundance* as covariate into the model.

One of the most fundamental patterns concerning life on Earth is the decrease of biological diversity from the equatorial region toward the poles (Willig *et al.* 2003). In general, in the oceans, while the tropics are biologically diverse, being a favorable habitat for a wide variety of marine species, coastal regions of the temperate and polar zones are highly productive but less diverse (Caddy and Sharp 1986).

In the surf zones of the beaches in Brazil, there are higher numbers of species recorded on beaches of tropical climate (Itamaracá (PE) – 95 species (Santana and Severi 2009); Cabuçu (BA) – 63 species (Silva *et al.* 2008); São Francisco do Itabapoana (RJ) – 68 species

(Gomes *et al.* 2003)) than at the site of present study (55 species) with temperate climate. However, all share the same striking feature: a few dominant species in the community, with all the remaining species with low abundance and representativeness. This peculiarity has already been commented by Modde and Ross (1981), when they say that “surf-zones are dominated by a small group of species, and this organization remains constant over wide geographic areas”. Surf-zones, especially from sandy beaches, are uniform habitats characterized by lower primary productivity (Knox 2000; McLachlan and Brown 2006). Thus, the abiotic factors seem to be the main components that drive the structure and composition of the communities in these habitats. This helps to explain why no significant differences were found between the two selected sampling sites; corroborating Rodrigues and Vieira (2012), who also found no significant differences in the abundance and diversity of fish between these two points.

The results obtained here show the strong influence of seasonality on the ichthyofauna structure in the surf zone of Cassino beach, as described by Monteiro-Neto *et al.* (2003), Lima and Vieira (2009), Moraes *et al.* (2012), and Rodrigues and Vieira (2012). Especially for species richness, which showed well marked seasonality. Abundance was also affected, especially in Group A. Monteiro-Neto *et al.* (2003) emphasized that the occurrence and seasonal abundance of fish species in the surf zone reflect patterns of recruitment of juveniles determined by both, the seasonality of reproduction and the seasonal variations in circulation patterns. The increase of marine productivity driven by the seasonality of temperatures and sunlight in subtropical habitats favor the survival of larvae and juveniles during warmer months, especially due to increase of food supply (Castillo-Rivera *et al.* 2010; Martino and Houde 2010; Kristiansen *et al.* 2011). Thus, the seasonal dynamics of the spawning activity and recruitment in subtropical areas is closely associated with the temperature regime. According Moraes *et al.* (2012), the time required for the fish larvae from the spring

reproductive period growth and to reach the shallow areas explain the lag of 1 month observed in the response of the species abundance to water temperature in Cassino Beach.

The salinity and surface water temperature appeared as important factors in the variation of abundance and in defining distinct groups for the ichthyofauna. In addition to previous studies, here the influence of the wind (zonal and meridional components) and flow rates of the three main rivers that flow into the Lagoa dos Patos were evaluated. Influence of wind was neither detected for richness nor for abundance. The river discharges, however, were important components in all proposed models contributing with increased predictive power for both richness and abundance of the species that compose the Group A. A hypothesis to help explain this result is the fertilization of the continental shelf promoted by the estuarine plume (Miranda *et al.* 2002). With more nutrients on the coast, there is an increase in marine productivity, which could attract more species, as well as increase the abundance of some species of the assemblage.

Groups A and B, were defined by statistical techniques of multidimensional scaling based on their co-occurrence. This co-occurrence seems to be associated mainly to two factors: (1) salinity: while species of Group A were shown to be more abundant in less salty waters, those in Group B had their abundance increased by increasing salinity; and (2) seasonality: while species of Group A can be described as occasional, only appearing in certain seasons of the year (*M. furnieri* and *L. grossidens* in Summer and Autumn, and *M. americanus* and *O. darwinii*, in Spring and Summer (Lima e Vieira 2009)), the species of Group B (*A. brasiliensis*, *B. pectinata*, *M. littoralis*, *M. curema*, *M. liza*, *O. argentinensis*, *T. marginatus*) are usually present in the surf zone all year long (Lima and Vieira 2009). Moraes (2011), using a technique of hierarchical clustering based on the co-occurrence, also found two groups of species in the estuary of Patos Lagoon, mainly divided by salinity, resulting in a characteristic group of high salinity and another of low salinity. Monteiro-Neto *et al.* (2003) for samples conducted from March 1980 to February 1982 found with 7 groups (A to G) in the surf zone

with, the method of inverse cluster analysis, taking into account 24 species. The Group C of their study had resemblance to A of this study and groups F and G together resembled group B of this study. This fact demonstrates that these associations tend to occur with some consistency in the surf zone of Cassino Beach, even in long term.

The unique possibility of the present study to glimpse at the fish assembly over the long period of 16 years, allows to analyze a trend that other studies in the region, covering shorter periods, could not.. That is, the decrease in both: species richness and in the overall abundance in group B. Rodrigues (2012) identified a declining trend in the abundance of some dominant species of the surf zone such; when he analyzed differences between periods (2001-2002, 2009-2010, 2010-2011).

In group B, are present commercially important species, such as *O. argentinensis*, *T. marginatus*, and, especially, *M. liza* (Fischer et al. 2011). This fact allows us to restate the hypothesis originally raised by Moraes (2011) for the Patos Lagoon estuary and extended to the surf zone by Rodrigues (2012), that the increase in fishing effort has led to a decrease in the reproductive stock and consequent decrease in the recruitment of species directly related to surf zone.

The insertion of *abundance* as a covariate into the model for species richness showed a positive association between number of species and number of collected individuals, as already reported in other studies (Gotelli and Colwell 2001, Silvy 2012). But, there is good indication that the number of collected specimens was sufficient to characterize the assembly, because the fitted curve showed an asymptote. While abundance has been decreasing over the last years, its effect over species richness has become part of the explanation for the observed reduction, as well. However, *year* remains an important covariate in the model, showing that species richness is declining in time, irrespective of the effect caused on the response by changes in abundance.

Finally, we emphasize the importance of continuing to monitor this association of fish in order to investigate the possible causes of the decrease in the abundance of individuals and species richness, perhaps associating it with monitoring data for fisheries landings, or evidence of climate change.

CONCLUSIONS

The main conclusions of the present study are as follows:

- The Bayesian generalized additive models (GAM) proved to be an appropriate exploratory tool in ecological studies of species richness and abundance;
- No significant difference was found between the sampled points (1) near Molhe Oeste and (2) near Marine Aquaculture Station - EMA/FURG;
- The seasonality, influenced by changes in water temperature and salinity, is the most influential in the oscillations of richness and abundance of the ichthyofauna in the surf zone of Cassino Beach-RS;
- Higher discharges of the three main rivers that flow into the Lagoa dos Patos (Jacuí, Taquari, Camaquã) were associated to an increase in species richness and in abundance of some occasional species of the assembly (Group A);
- There has been a decrease in the total species richness and abundance of the most representative species in the surf zone of Cassino Beach-RS over the past 16 years.

ACKNOWLEDGEMENTS

We are grateful for the valuable commentaries of Luciano Dalla Rosa and Henrique N. Cabral on a previous draft. This work was developed as part of the Master of Science dissertation by the first author working under the guidance of the second. The Coordenação de

397 Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) provided a scholarship to the first
398 author.

399

400 LITERATURE CITED

401 ABLE, KW, TM GROTHUES, PM ROWE, MJ WUENSCHER & JM VASSLIDES. 2011.
402 Near-surface larval and juvenile fish in coastal habitats: comparisons between the inner shelf
403 and an estuary in the New York Bight during summer and fall. *Estuaries and Coasts* 34: 726-
404 738.

405 AYVAZIAN, SG & GA HYNDES. 1995. Surf-zone fish assemblages in south-western
406 Australia: do adjacent nearshore habitats and the warm Leeuwin Current influence the
407 characteristics of the fish fauna? *Marine Biology* 122: 527–536

408 BELL, KNI, PD COWLEY & AK WHITFIELD. 2001. Seasonality in Frequency of Marine
409 Access to an Intermittently Open Estuary: Implications for Recruitment Strategies. *Estuarine,*
410 *Coastal and Shelf Science* 52: 327-337.

411 BELITZ, C, A BREZGER, T KNEIB & S LANG. 2009. BayesX - Bayesian Inference in
412 Structured Additive Regression Models. Disponível em: <[http://www.stat.uni-](http://www.stat.uni-muenchen.de/~bayesx)
413 muenchen.de/~bayesx>

414 BROWN, AC & A McLACHLAN. 1990. Ecology of Sandy shores. New York, Elsevier, 373p.

415 BROWN, RL, LA JACOBS & RK PEET. 2007. Species Richness: Small Scale. Encyclopedia
416 of Life Sciences. John Wiley & Sons Ltda.

417 CADDY, JF & GD SHARP. 1986. An Ecological Framework for Marine Fishery Investigations.
418 FAO Fisheries Technical Paper, 152p.

419 CALLIARI, LJ, N SPERANSKI, M TORRONTÉGUY & MB OLIVEIRA. 2001. The mud
420 Banks of Cassino Beach, southern Brazil: characteristics, processes and effects. *Journal of*
421 *Coastal Research* 34: 318-325.

422 CASTILLO-RIVERA, M, R ZÁRATE-HERNANDEZ, S ORTIZ-BURGOS & J ZAVALA-
 423 HURTADO. 2010. Diel and seasonal variability in the fish community structure of a mud-
 424 bottom estuarine habitat in the Gulf of Mexico. *Marine Ecology* 31: 633-642.
 425 CHATFIELD, C & AJ COLLINS. 1980. Introduction to Multivariate Analysis. London,
 426 Chapman & Hall/CRC, 246p.
 427 DALLA ROSA, L, JKB FORD & AW TRITES. 2012. Distribution and relative abundance of
 428 humpback whales in relation to environmental variables in coastal British Columbia and
 429 adjacent waters. *Continental Shelf Research* 36(2012): 89–104.
 430 DeBENEDICTIS, PA. 1973. On the correlation between certain diversity indices. *American*
 431 *Naturalist* 107: 295-302.
 432 DENISON, DGT, BK MALLICK & AFM SMITH. 1998. Automatic Bayesian curve fitting.
 433 *Journal of the Royal Statistic Society B* 60(2): 333-350.
 434 EDWARDS, AWF. 1972. Likelihood: Expanded Edition. London, Cambridge Academic
 435 Press, 275p.
 436 EILERS, P & B MARX. 1996. Flexible smoothing using B-splines and Penalizes Likelihood.
 437 *Statistical Science* 11: 89-121.
 438 FAHRMEIR, L & S LANG. 2001. Bayesian inference for generalized additive mixed models
 439 based on Markov random field prioris. *Applied Statistics* 50(2): 201-220.
 440 FARAWAY, JJ. 2006. Extending the Linear Model with R: Generalized Linear, Mixed Effects
 441 and Nonparametric Regression Models. Boca Raton, Chapman & Hall/CRC, 301p.
 442 FISCHER, LG, LED PEREIRA & JP VIEIRA. 2011. Peixes estuarinos e costeiros. Rio
 443 Grande, Conscientia, 130p.
 444 GARCIA, AM & JP VIEIRA. 2001. O aumento da diversidade de peixes no estuário da Lagoa
 445 dos Patos durante o episódio El Niño 1997-1998. *Atlântica* 23: 85-96.
 446 GELMAN, A, JB CARLIN, HS STERN, DB DUNSON, A VEHTARI & D RUBIN. 2013.
 447 Bayesian Data Analysis. Boca Raton, Chapman & Hall/CRC, 675p.

448 GIBSON, RN, L ROBB, MT BURROWS, & AD ANSELL. 1996. Tidal, diel and longer term
 449 changes in the distribution of fishes on a Scottish sandy beach. *Marine Ecology Progress*
 450 *Series* 130: 1–17.

451 GOMES, MP, MS CUNHA & IR ZALMON. 2003. Spatial and Temporal Variations of
 452 Diurnal Ichthyofauna on Surf-Zone of São Francisco do Itabapoana Beaches, Rio de Janeiro
 453 State, Brazil. *Brazilian Archives of Biology and Technology* 46(4): 653-664.

454 GOTELLI, NJ & RK COLWELL. 2001. Quantifying biodiversity: procedures and pitfalls in
 455 the measurement and comparison of species richness. *Ecology Letters* 4 (2001): 379-391.

456 GUISAN, A & NE ZIMMERMANN. 2000. Predictive habitat distribution models in ecology.
 457 *Ecological Modelling* 135: 147–186.

458 GUISAN, A & W THUILLER. 2005. Predicting species distribution: offering more than
 459 simple habitat models. *Ecology Letters* 8 (2005): 993-1009.

460 HAMMER, Ø, DAT HARPER & PD RYAN. 2001. PAST: Paleontological Statistics software
 461 package for education and data analysis. Disponível em: <<http://folk.uio.no/ohammer/past/>>.

462 HARDLE, W & L SIMAR. 2007. Applied Multivariate Statistical Analysis. Berlim, Springer,
 463 482p.

464 HASTIE, TG & RJ TIBSHIRANI. 1990. Generalized Additive Models. Boca Raton, Chapman
 465 & Hall/CRC, 335p.

466 HAYNES, PS, D BROPHY, D McGRATH, R O'CALLAGHAN, S COMERFORD & P
 467 CASBURN. 2010. Annual and spatial variation in the abundance length and condition of
 468 juvenile turbot (*Psetta maxima* L.) on nursery grounds on the west coast of Ireland: 2000–
 469 2007. *Journal of Sea Research* 64: 494-504.

470 HUBÁLEK, Z. 2000. Measures of species diversity in ecology: an evaluation. *Folia Zoologica*
 471 49(4): 241-260.

472 HURLBERT, SH. 1971. The Nonconcept of Species Diversity: A Critique and Alternative
 473 Parameters. *Ecology* 52(4): 577-586.

474 KÉRY, M. 2010. Introduction to WinBUGS for Ecologists. London, Elsevier, 302p.

475 KINAS, PG & HA ANDRADE. 2010. Introdução à Análise Bayesiana (com R). Porto Alegre,
476 maisQnada, 240p.

477 KNOX, GA. 2000. The Ecology of Sea Shores. Boca Raton, CRC Press, 576p.

478 KRISTIANSEN T, KF DRINKWATER, RG LOUGH & S SUNDBY. 2011. Recruitment
479 Variability in North Atlantic Cod and Match-Mismatch Dynamics. *PLoS ONE* 6(3): e17456.

480 LANG, S & A BREZGER. 2004. Bayesian P-splines. *Journal of Computational and Graphical*
481 *Statistics* 13(1): 183-212.

482 LIMA, MSP & JP VIEIRA. 2009. Variação espaço-temporal da ictiofauna da zona de
483 arrebentação da Praia do Cassino, Rio Grande do Sul, Brasil. *Zoologia* 26(3): 499-510.

484 LIN, X & D ZHANG. 1999. Inference in generalized additive mixed models by using
485 smoothing splines. *Journal of the Royal Statistic Society B* 61(2): 381-400.

486 LINDLEY, D. 2000. The Philosophy of Statistics. *The Statistician* 49(3): 233-337.

487 MAGURRAN, AE. 2004. Measuring Biological Diversity. Malden, Blackwell Publishing,
488 256p.

489 MARGALEF, DR. 1958. Information theory in ecology. *General Systems* 3: 36-71.

490 MARTINO, EJ & ED HOUDE. 2010. Recruitment of striped bass in Chesapeake Bay: spatial
491 and temporal environmental variability and availability of zooplankton prey. *Marine Ecology*
492 *Progress Series* 409: 213-228.

493 McCARTHY, MA. 2007. Bayesian Methods for Ecology. Nova Iorque, Cambridge University
494 Press, 296p.

495 McINTOSH, RP. 1967. An index of diversity and the relation of certain concepts to diversity.
496 *Ecology* 48: 392-404.

497 McLACHLAN, A & AC BROWN. 2006. The ecology of sandy shores. Burlington, Academic
498 Press, 373p.

499 MENHINICK, EF. 1964. A Comparison of Some Species-Individuals Diversity Indices
 500 Applied to Samples of Field Insects. *Ecology* 45(4): 859-861.

501 MIRANDA, LB, BM CASTRO & B KJERFVE. 2002. Princípios de Oceanografia Física de
 502 Estuários Vol. 42. São Paulo, Editora da Universidade de São Paulo, 441p.

503 MODDE, T & ST ROSS. 1981. Seasonality of fishes occupying a surf zone habitat in the
 504 Northern Gulf of Mexico. *Fishery Bulletin* 78(4): 911-922.

505 MONTEIRO-NETO, C, LPR CUNHA & JA MUSICK. 2003. Community structure of surf-
 506 zone fishes at Cassino Beach, Rio Grande do Sul, Brazil. *Journal of Coastal Research* 35: 492-
 507 501.

508 MORAES, LE. 2011. Dinâmica Temporal e Mudanças de Longo Prazo (1979 a 2011) na
 509 Ictiofauna das zonas rasas do estuário da Lagoa dos Patos: Efeitos dos fatores naturais e
 510 antrópicos. Tese de Doutorado, Universidade Federal do Rio Grande, Brasil, 244p.

511 MORAES, LE, E PAES, A GARCIA, O MOLLER JR & J VIEIRA. 2012. Delayed response
 512 of fish abundance to environmental changes: a novel multivariate time-lag approach. *Marine*
 513 *Ecology Progress Series* 456: 159-168.

514 MORESCO, A & MA BEMVENUTI. 2006. Biologia reprodutiva do peixe-rei *Odontesthes*
 515 *argentinensis* (Valenciennes) (Atherinopsidae) da região marinha costeira do sul do Brasil.
 516 *Revista Brasileira de Zoologia* 23(4): 1168-1174.

517 ORNELAS, CP. 2006. Modelos Bayesianos Semi-paramétricos: uma aplicação a dados de
 518 saúde e meio ambiente. Dissertação de Mestrado, Pós Graduação em Estatística, Universidade
 519 Federal do Rio de Janeiro, 79p.

520 PHILLIPS, SJ, RP ANDERSON & RE SCHAPIRE. 2006. Maximum entropy modeling of
 521 species geographic distributions. *Ecological Modelling* 190: 231-259.

522 RODRIGUES, FL & JP VIEIRA. 2012. Surf zone fish abundance and diversity at two sandy
 523 beaches separated by long rocky jetties. *Journal of the Marine Biological Association of the*
 524 *United Kingdom* 93(4), 867–875.

525 RODRIGUES, FL. 2012. Estrutura da assembleia de peixes da zona de arrebentação das praias
 526 arenosas adjacentes ao estuário da Lagoa dos Patos (RS): efeitos ambientais e do amostrador.
 527 Tese de Doutorado, Universidade Federal do Rio Grande, Brasil, 189p.

528 ROMESBURG, HC. 1984. Cluster analysis for Researchers. California, Lifetime Learning
 529 Publications, 334p.

530 ROYLE, JA & RM DORAZIO. 2008. Hierarchical Modeling and Inference in Ecology. San
 531 Diego, Academic Press, 444p.

532 SANTANA, FMS & W SEVERI. 2009. Composition and structure of fish assemblage of the
 533 surf zone at Jaguaribe beach, Itamaracá (PE), Brazil. *Bioikos* 23(1): 3-17.

534 SCHOEMAN, DS & AJ RICHARDSON. 2002. Investigating biotic and abiotic factors
 535 affecting the recruitment of an intertidal clam on an exposed sandy beach using a generalized
 536 additive model. *Journal of Experimental Marine Biology and Ecology* 276 (2002) 67 – 81.

537 SILVA, JTO, MCP AGUIAR & PRD LOPES. 2008. Ictiofauna das praias de Cabuçu e
 538 Berlinque: Uma contribuição ao conhecimento das comunidades de peixes na Baía de Todos os
 539 Santos, Bahia, Brasil. *Biotemas* 21(4): 105-115.

540 SILVY, NJ. 2012. The Wildlife Techniques Manual: Volume 1: Research, Volume 2:
 541 Management. Maryland, Johns Hopkins University Press, 1110p.

542 SPIEGEHALTER, DJ, NJ BEST, BP CARLIN & A VAN DER LINDE. 2002. Bayesian
 543 measure of model complexity and fit. *Journal of the Royal Statistic Society B* 64 (4): 583-639.

544 STRYDOM, NA & BD d'HOTMAN. 2005. Estuary-dependence of larval fishes in a non-
 545 estuary associated South African surf zone: evidence for continuity of surf assemblages.
 546 *Estuarine, Coastal and Shelf Science* 63: 101-108.

547 TAYLOR, DA, RS NICHOLS & KW ABLE. 2007. Habitat selection and quality for multiple
 548 cohorts of young-of-the-year bluefish (*Pomatomus saltatrix*): Comparisons between estuarine
 549 and ocean beaches in southern New Jersey. *Estuarine, Coastal and Shelf Science* 73: 667-679.

VASCONCELLOS, RM, JNS SANTOS, MA SILVA & FG ARAUJO. 2007. Efeito do grau de exposição às ondas sobre a comunidade de peixes juvenis em praias arenosas do Município do Rio de Janeiro, Brasil. *Biota Neotropica* 7(1): 93-100.

VAZ, AC, OO MÖLLER & TL ALMEIDA. 2006. Análise Quantitativa da Descarga dos Rios Afluentes da Lagoa dos Patos. *Atlântica* 28(1): 13-23.

VENABLES, WN & CM DICHMONT. 2004. GLMs, GAMs and GLMMs: an overview of theory for applications in fisheries research. *Fisheries Research* 70: 319–337.

WILLIG, MR, DM KAUFMAN & RD STEVENS. 2003. Latitudinal Gradients of Biodiversity: Pattern, Processes, Scale and Synthesis. *Annual Review of Ecology, Evolution, and Systematics* 34: 273-309.

WOOD, SN. 2006. On confidence intervals for Generalized additive models based on Penalized regression splines. *Australian and New Zealand Journal of Statistics* 48(4): 445-464.

WOOD, SN. 2006. Generalized Additive Models: An Introduction to R. Boca Raton, Chapman & Hall/CRC, 391p.

574 Table 1. Abundances and relative frequencies of the species that occurred in at least 10% of the
575 samples collected in the surf zone of Cassino Beach (1996-2012). If the species had a frequency
576 of occurrence above the total average occurrence in that year is considered frequent; if had its
577 abundance above the total average abundance in that year is considered abundant.

	Years																
Specie	96	97	98	99	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12
<i>M. liza</i>	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4
<i>T. marginatus</i>	2	4	1	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4
<i>M. curema</i>		4	2	4	4	2	2	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4
<i>B. pectinata</i>	2	4	2	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	2	4	4	4
<i>M. gaimardianus</i>		4	4	4	4	1	4	2	2	2	4	4	4	4	2	2	2
<i>O. argentinensis</i>	4	2	2	4	4	2	2	2	2	4	4	4	4	4	4	2	2
<i>M. littoralis</i>	4	4	4	4	2	4	4	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
<i>A. brasiliensis</i>	2	4	4	2	2	2	4	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
<i>M. americanus</i>		2		2	1	2	4	2	2	2	2	2	2		1	2	2
<i>L. grossidens</i>	2	2	2	2	1	2	2	2	1	1	2	2	2	2	4	2	2
<i>O. darwinii</i>	4	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	1		2	2	2	2
<i>P. platana</i>	4	2	2	2	1	2	2	2	2			1	2				
<i>M. furnieri</i>		2	2	2	2	2	1		2	2		2	1	2		2	2

578

579 Legend:

1	Low abundant and infrequent	3	Abundant and infrequent
2	Low abundant and frequent	4	Abundant and frequent

580

581

582

583

584

585

Table 2. Composition of the best models for species richness (Model 1) and Abundance (Model 2 - Group A, 3 - Group B). The table indicates whether the variable was entered, and if was as spline function (S) or linear function (L). It is indicated in parenthesis when the variable with linear function had a statistically significant positive (+) or negative (-) influence on the response (Note: we consider “statistically significant” whenever the posterior 95% credibility interval does not cover zero).

Variables	Models		
	1	2	3
Months (Jan-Dec)	S	S	L (-)
Years (1996-2012)	S	L	S
Site (1-2)	-	-	-
Water temperature	S	L(+)	L (+)
Water salinity	L	S	S
Water transparency	L	L (-)	L
Zonal component of wind	-	-	-
Meridional component	-	-	-
Jacuí river flow	L (+)	L (+)	L
Taquari river flow	L	L	L
Camaquã river flow	L (+)	L	L
Abundance	S	-	-

FIGURE LEGENDS

Figure 1. Location of the two sites (CB1, CB2) where samplings from the surf zone of Cassino Beach, Rio Grande, RS, were performed, during the study period (1996-2012).

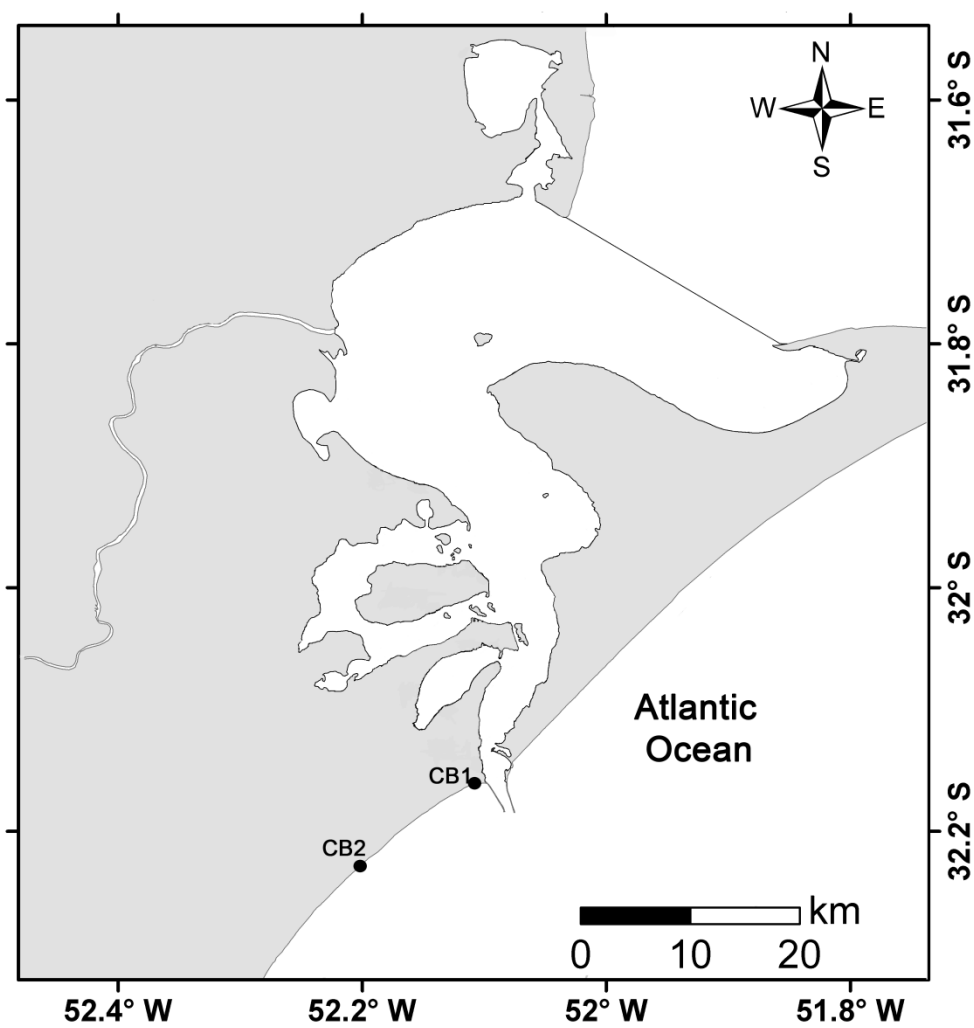
Figure 2. Posterior means (central line) and credibility intervals of 80% (dotted) and 95% (outer lines) of P-splines related to the variables (a) month, (b) year, (c) surface water temperature and (d) logarithm of the total abundance, of the model that describes species richness.

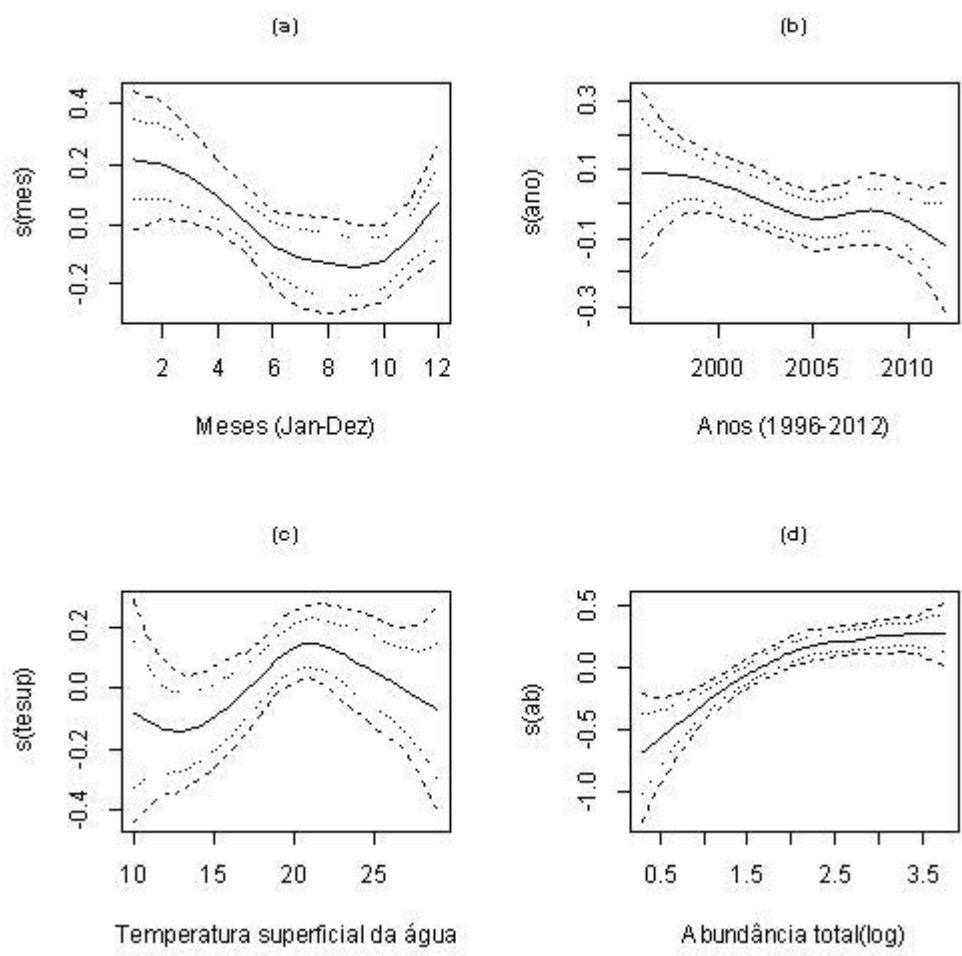
Figure 3. Results of MDS cluster analysis for 13 species mostly occurring in the database (those which occurred at least 10% of samples). The species to the right of Coordinate 1 (y axis) were denoted as "Group A" and species to the left as "Group B".

Figure 4. Posterior means (central line) and credibility intervals of 80% (dotted) and 95% (outer lines) of P-splines related to the variables (a) month, and (b) water salinity; for the model which describes the abundance for species of Group A.

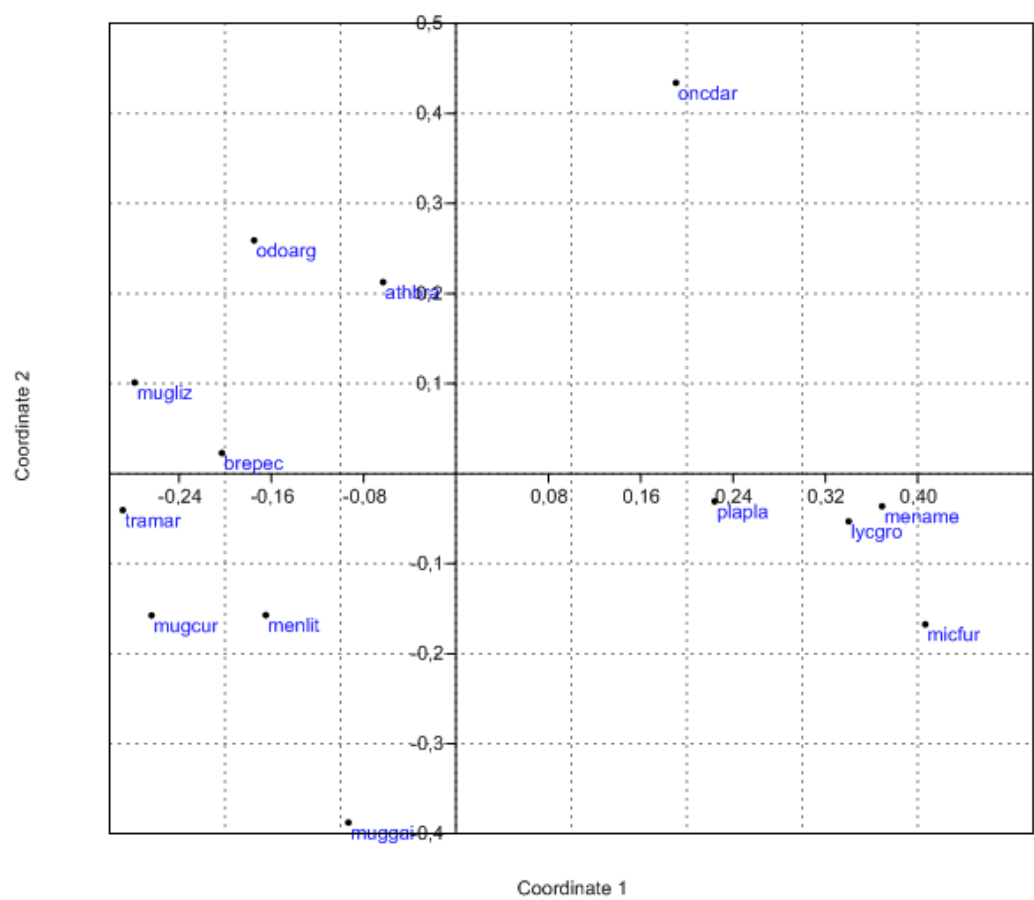
Figure 5. Posterior means (central line) and credibility intervals of 80% (dotted) and 95% (outer lines) of P-splines related to the variables (a) year and (b) water salinity; for the model which describes the abundance for species of Group B.

625 Figure 1.





647 Figure 3



648

649

650

651

652

653

654

655 Figure 4

