

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE – FURG
INSTITUTO DE OCEANOGRAFIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM OCEANOGRAFIA
BIOLÓGICA

**ALTERAÇÕES NA HISTÓRIA DE VIDA E AVALIAÇÃO
DO ESTOQUE DO GOETE *Cynoscion jamaicensis* (Vaillant
& Bocourt, 1883) NO SUL DO BRASIL**

ABNER VENTURA ALVES

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

Orientador: Prof. Dr. Luís Gustavo Cardoso

Co-orientador: Prof. Dr. Manuel Haimovici

RIO GRANDE

Agosto de 2018

AGRADECIMENTOS

Dedico este trabalho a minha mãe, dona Neiva Maria Ventura Alves e em memória ao meu pai, seu Eduardo Rocha Alves. Que não só me deram a vida e amor inesgotável, como me mostraram como vivê-la da maneira mais correta possível. De acordo com os valores e princípios que, com eles, aprendi. Pois educação, respeito, gentileza e simplicidade ainda abrem portas e trazem oportunidades, principalmente aos jovens, nesse mundo de valores muitas vezes esquecidos. Espero conseguir passar aos meus futuros filhos, ao menos um pouco do que vocês me ensinaram.

Nesse sentido, agradeço aos meus professores e colegas nas disciplinas do PPGOB, aos meus orientadores (Luís Gustavo e Manuel) pela oportunidade, amizade, paciência e por todo o conhecimento transmitido; aos colegas do Laboratório de Recursos Pesqueiros Demersais e Cefalópodes – IO - FURG (Marcio, Guilherme, Davi, Lucas, Amanda, Carine, Vinni, Eidi, Camila, Felipe, Sushi e outros tantos colegas que me auxiliaram nessa jornada). E aos amigos (Bruna, Bianca, Chuí, Paulo, Giu e Thais). Obrigado por terem dividido esse tempo de suas vidas comigo. E por terem me ajudado não só nas coletas, análises, resumos e projetos, mas também com conselhos, conversas e boas atitudes.

Agradeço também aos meus irmãos (Jaqueline, Aubert, Heber, Carolina) e aos meus cunhados (Marcio, Michele, Mateus) que como família me apoiaram nessa caminhada. Estendo esse agradecimento também a minha segunda família, Meg, Claudio, Iolanda, Clauber, Andreia, Milene e Tiago; e em especial a minha amada namorada Nathalia. Que teve paciência, carinho e afeto para me acolher e me amparar nos momentos difíceis. Obrigado por esse companheirismo e singelo amor.

Por final, agradeço aos pescadores, mestres e funcionários dos entrepostos de pesca da cidade de Rio Grande pelos dados e amostras. Aos membros da banca examinadora (Bruno Mourato e Gonzalo). As instituições, seus membros e funcionários da nossa querida Universidade Federal do Rio Grande – FURG, do Instituto de Oceanografia – IO, do nosso excelente Programa de Pós-graduação em Oceanografia Biológica – PPGOB; a CAPES e ao CNPq, por fomentarem a ciência brasileira, inclusive este trabalho. Levando jovens, como eu, a contribuírem com uma parcela nessa vasta e inesgotável busca pelo conhecimento. Agradeço a Deus! E para descontrair: “este trabalho foi desenvolvido segundo os padrões Marcio Chagas de qualidade”. Muito obrigado!

ÍNDICE

Resumo, Palavras-chave.....	5
Abstract, Keywords.....	6
Introdução.....	7
Material e Métodos.....	10
Resultados.....	20
Discussão.....	38
Conclusões.....	42
Referências Bibliográficas.....	43
Apêndice (manuscrito submetido)	51

RESUMO

O goete *C. jamaicensis* habita fundos areno-lodosos de 10 a 100 m no Atlântico do Caribe à Argentina. No sul do Brasil foram obtidas amostras em dois períodos (1977-80 e 2016-17) para estudar a dinâmica populacional, avaliar possíveis alterações no crescimento e maturação sexual, e o estado de exploração do estoque. Análises de incrementos marginais e tipo de borda demonstraram a formação anual de uma banda opaca (novembro a março) e uma banda translúcida (maio a agosto), validando a determinação de idades. O indivíduo mais velho foi um macho de 9 anos de idade com 325 mm de comprimento total amostrado em 2016. O crescimento em comprimento e em peso não diferiu entre os sexos, mas aumentou entre os períodos. Os comprimentos médios por idade foram significativamente maiores no período atual. O crescimento descrito pelo modelo de von Bertalanffy também aumentou, embora os coeficientes do modelo não tenham apresentado diferenças significativas entre os períodos (Sexos agrupados: 1977-80: L_{∞} : 308 mm, k : 0,5/ano, t_0 : -0,42; 2016-17: L_{∞} : 331,7 mm, k : 0,46/ano, t_0 : -0,59). Os aspectos analisados relativos ao crescimento em peso indicam um aumento na incorporação individual de biomassa entre os períodos. O fator de condição teve aumento significativo para todas as classes de comprimento ($p=0,043$), e, atualmente, indivíduos de mesmo comprimento têm, em média, 1,97g a mais do que no período anterior. O peso médio por idade aumentou, sendo estatisticamente significativo para machos e fêmeas de 3 a 6 anos. A frequência de estômagos cheios aumentou para o período atual. A reprodução ocorre de maneira sazonal (novembro a março). O comprimento de primeira maturação diminuiu de 230 mm para fêmeas e 234 mm para machos no período anterior, para 205 mm para ambos os sexos no período atual; a diferença foi significativa. A idade de primeira maturação também diminuiu de 2,3 para fêmeas e 2,5 anos para machos, para 1,9 e 1,82 anos, a diferença foi significativa apenas para machos. Com distribuições de comprimento obtidas em amostragem de desembarques nos anos de 2016 e 2017, avaliou-se a fração do potencial de desova remanescente no estoque, revelando perdas de, no mínimo, 60% no potencial reprodutivo. Sugerindo uma diminuição na abundância da espécie na região. As alterações no crescimento e na maturação sexual provavelmente são resultantes de processos denso-dependentes que aumentaram a disponibilidade de alimentos devido à diminuição da competição intra e interespecífica.

PALAVRAS-CHAVE: Alterações no crescimento, maturação sexual, potencial de desova, *Cynoscion jamaicensis*, sul do Brasil

ABSTRACT

The Jamaican weakfish *C. jamaicensis*, a small sciaenid fish under 350 mm total length and caught by the coastal trawl fishery off southern Brazil was sampled in two periods (1977-80 and 2016-17) to study its life cycle, changes in growth and sexual maturation, and its spawning potential ratio. The annual formation of one opaque band between late spring and summer on the otoliths validated the ageing. The oldest fish was 9 years old. Growth did not differ between sexes but total length and total weight-at-age were higher in the most recent period. The growth parameters of the von Bertalanffy for pooled sexes were L_{∞} : 308 mm, k : 0.5 year⁻¹, t_0 : -0.42 for 1977-80, and L_{∞} : 331.7 mm, k : 0.46 year⁻¹, t_0 : -0.59 for 2016-17. The body condition factors and the proportion of stomachs with preys in all seasons, except autumn, were significantly higher in the second period. Reproduction occurs seasonally from late spring to early autumn. The length and age at first maturity decreased from 230 mm and 2.3 yr for females and 234 mm and 2.5 yr for males in the first period, to 205 mm and 1.9 yr and 205 mm and 1.82 yr, respectively, in the second period. Based on length distributions obtained from sampling on commercial landings, the remaining spawning potential ratio were between 57 and 62%, suggesting a decrease in the abundance of the species in the region. Changes in growth and sexual maturation were interpreted as a result of density-dependent processes caused by the increase in the food availability due to a decrease of intra and interspecific competition caused by the intense fishing.

KEYWORDS: Changes in growth, sexual maturation, spawning potential, *Cynoscion jamaicensis*, Southern Brazil

INTRODUÇÃO

Entender a história de vida de populações comercialmente exploradas é imprescindível para avaliar o estado de exploração dos estoques e manejá-los de forma sustentável. A sobrepesca tem causado alterações na dinâmica populacional de peixes marinhos explorados comercialmente em todo o planeta (Trippel, 1995; Law, 2000; Audzijonyte et al., 2016). A maioria dos estudos sobre o assunto relata que os peixes estão se reproduzindo com idades e tamanhos menores, apresentando histórias de vida mais aceleradas (Jørgensen, 1990; Rijnsdorp, 1993), resultando em maiores tamanhos por idade quando adultos (Audzijonyte et al., 2016). A identificação das forças que impulsionam essas alterações é complexa e pode ser atribuída a efeitos denso-independentes, como variações de temperatura (Tresher et al., 2007), e a efeitos denso-dependentes, cujo principal fator causador é a pressão pesqueira (Trippel, 1995; Law, 2000).

A pesca, ao incrementar a mortalidade, pode influenciar na dinâmica da maturação sexual e do crescimento de duas maneiras: (1) pela redução da densidade populacional, o que aumenta a disponibilidade de alimentos e relaxa o efeito denso-dependente responsável pela redução do crescimento e aumento da idade de maturação; gerando um aumento no crescimento e diminuição da idade de primeira maturação (Barot et al., 2004); (2) pela pressão seletiva exercida pela pesca sobre os indivíduos que maturam a maiores idades e tamanhos; aumentando a longo prazo, a proporção de indivíduos que se reproduzem a menores idades e tamanhos e crescem mais lentamente (Jørgensen, 1990; Rijnsdorp, 1993, Dieckmann & Heino, 2007). Essas alterações nas histórias de vidas de recursos pesqueiros intensamente explorados têm, gradualmente, ganho atenção na ciência pesqueira, mas ainda não foram plena e explicitamente incluídas na política de gestão para a maioria das pescarias mundiais (Audzijonyte et al., 2016).

O goete (*Jamaican weakfish*), *Cynoscion jamaicensis* (Vaillant & Bocourt, 1883), é um peixe demersal da família Sciaenidae, que ocorre do Caribe até o sul da Argentina no oeste do oceano Atlântico e habita fundos areno-lodosos entre 10 e 100 metros de profundidade (Menezes & Figueiredo, 1980). No sul e sudeste do Brasil, o goete atinge tamanhos que raramente superam os 350 mm (Haimovici, 1987; Castro et al., 2002) e alimenta-se principalmente de crustáceos peneídeos e peixes (Martins, 2000; Rondineli

et al., 2007). O conhecimento sobre a dinâmica populacional da espécie está baseado em estudos realizados na região sudeste do Brasil onde a reprodução é sazonal entre novembro e fevereiro (Castro et al., 2002). O comprimento de primeira maturação foi estimado em 154 mm por Vazzoler & Braga (1983) e mais recentemente em 193 mm para ambos os sexos por Carneiro (2007). As idades foram determinadas examinando-se otólitos inteiros por Santos (1963) e seções de otólitos por David (1997), no entanto, a validação da periodicidade na formação dos anéis ainda não foi determinada para a espécie.

O goete é uma das três espécies alvo da pesca de arrasto de parelha na região sudeste (Valentini et al., 1991; Castro et al., 2002) sendo também capturado na região sul. Entre 1986 e 2006 a produção pesqueira anual média registrada da espécie na região sul e sudeste foi de 2.748 toneladas, com a maior parte das capturas desembarcadas em Santa Catarina, São Paulo e Rio de Janeiro (Carneiro, 2007). As capturas médias anuais desembarcadas no Rio Grande do Sul, foram de 168 toneladas entre 1976 e 2017 (CEPSUL/ICMBio-MMA, 2018; MPA-FURG, 2017) (Figura 1). Castro et al., (2002) estimaram os parâmetros de crescimento analisando progressões modais em composições de crescimento e a mortalidade total através de curvas de captura para períodos de tempo desiguais, além da mortalidade natural e da taxa de exploração. Neste trabalho os autores encontraram taxas de exploração variando entre 0,38 e 0,66 entre 1993 e 1998. Já Carneiro (2007) calculou uma taxa de exploração de 0,56 por meio de curva de captura baseada em frequência de comprimentos dos desembarques em São Paulo (Carneiro, 2007) e com isso, considerou que o estoque se encontrava sobreexplorado. Contudo, não há avaliações do estado de exploração da espécie ao sul de sua distribuição.

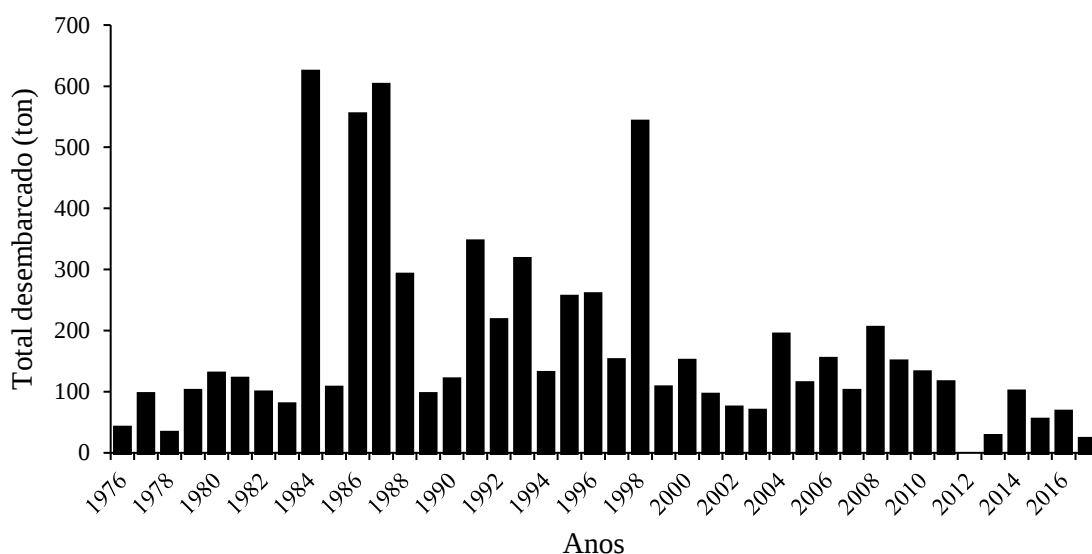


Figura 1: Desembarques anuais de goete *Cynoscion jamaicensis* na cidade de Rio Grande – RS.

Para a maioria das pescarias do mundo a disponibilidade de dados para a avaliação do estado de exploração dos estoques é limitada. No entanto, a limitação de dados não deve ser usada como impedimento para realizar avaliações do estado de exploração dos estoques, que é um passo fundamental para o desenvolvimento de qualquer estratégia de gestão pesqueira (Dowling et al., 2016). Atualmente, existem muitas opções de modelos para avaliar estoques limitados em termos de dados, com diversos níveis de requisitos do tipo e quantidade de dados (Dowling et al., 2014). O modelo recentemente desenvolvido por Hordyk et al., (2015a, b) parece apropriado para o tipo de dados gerados neste estudo para o goete. O modelo utiliza informações de história de vida para gerar uma composição de comprimentos hipotética sem a exploração pesqueira e a compara com a composição de comprimentos atualizada, obtida das capturas para estimar a fração de potencial de desova remanescente no estoque.

A intensa exploração pesqueira sobre os recursos demersais do sul do Brasil tem provocado a diminuição da abundância (Haimovici e Cardoso, 2016) e alterações na dinâmica populacional das principais espécies de peixes ceniídeos demersais capturados na região. Foram observados aumentos no crescimento e a perda das idades mais velhas para a pescada olhuda *Cynoscion guatucupa* (Miranda & Haimovici, 2007), a corvina *Micropogonias furnieri* (Haimovici e Ignácio, 2005), a castanha *Umbrina canosai* (Haimovici et al., 2006a) e a pescadinha amarela *Macrodon atricauda* (Cardoso &

Haimovici, 2011). Para a pescadinha amarela ainda foram observadas diminuições no comprimento e idade de primeira maturação sexual (Cardoso & Haimovici, 2014). Por ser parte das capturas da pesca demersal na região, espera-se que a pesca também tenha afetado a dinâmica populacional do goete.

Este trabalho teve como objetivo descrever a história de vida de *Cynoscion jamaicensis*, e avaliar possíveis mudanças no crescimento, maturação sexual e intensidade alimentar. Um segundo objetivo foi avaliar o estado de exploração do estoque no sul do Brasil por meio da estimação da fração do potencial de desova remanescente utilizando o método proposto por Hordyk et al., (2015a, b).

MATERIAL E MÉTODOS

1. Amostragem e coleta de dados

As amostras provieram de desembarques em Rio Grande da pesca industrial de arrasto, que atua no extremo sul do Brasil entre Chuí - RS e Torres- RS (29°21'–33°45'S) entre as profundidades de 9 a 120 metros (Haimovici, 1987) e de cruzeiros de prospecção pesqueira demersal à bordo do N/Pq Atlântico Sul com redes de arrasto de fundo realizados entre 1980 e 1983 na mesma região (Haimovici et al., 1996) (Figura 2). Entre 1977 e 1985 e novamente entre 2016 e 2017 foram coletadas amostras de composição de comprimentos e de maneira mais detalhada de dados biológicos de *Cynoscion jamaicensis*. As primeiras consistiram no registro dos comprimentos totais (Lt), entre o focinho e o extremo da nadadeira caudal medidos ao centímetro inferior, de um número relativamente elevado, entre 100 e 400 exemplares retirados ao acaso das capturas desembarcadas. As amostragens mais detalhadas de um menor número de indivíduos que tiveram registrado o comprimento total (Lt, mm), o peso total (Wt, g), peso das gônadas (GW, g) e os otólitos *sagittae* retirados e conservados secos. As gônadas foram pesadas e foi determinado o estágio de maturação macroscópico seguindo uma escala de sete estágios (I: virginal, II: início de maturação, III: em maturação, IV: maturação avançada, V: em desova, VI parcialmente desovadas e VII: em recuperação) para cieniídeos desovantes múltiplos proposta por Haimovici & Cousin (1989).

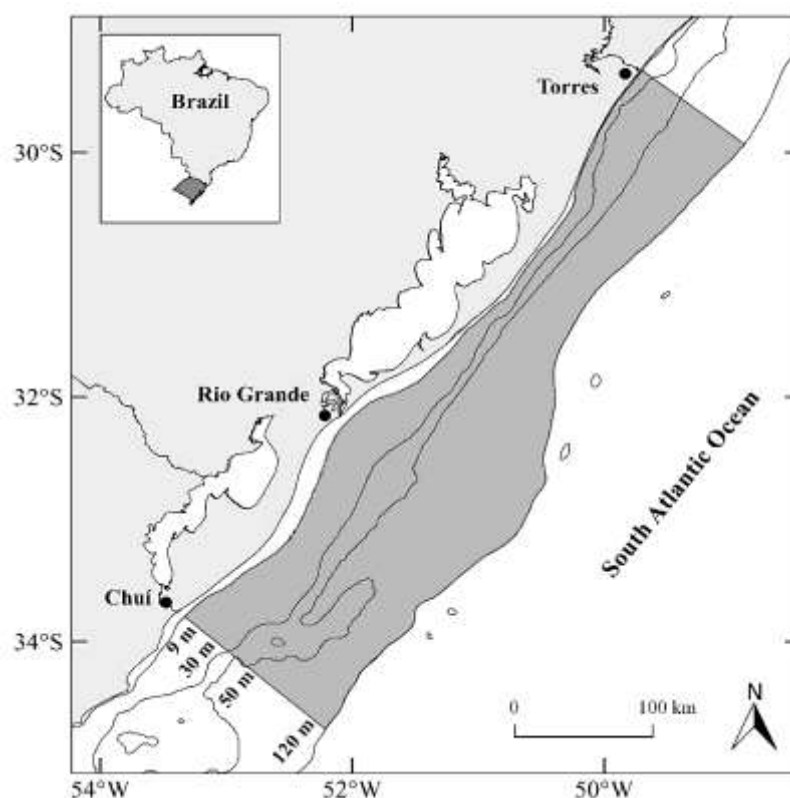


Figura 2: Área de pesca da frota de arrasto de fundo que captura *Cynoscion jamaicensis* no sul do Brasil.

2. Validação e determinação de idades

Para a validação e determinação de idades um dos otólitos *sagittae* foi emblocado em resina epóxi. Posteriormente foram realizados cortes de secções transversais de aproximadamente 0,2 mm de espessura passando pelo núcleo, considerado como o ponto de convergência entre as laterais do *sulcus acusticus*. Os cortes foram realizados com serra metalográfica de baixa rotação e um disco de pó de diamante (Isomet Buehler Ltd) e montados em lâminas histológicas, e examinados em microscópio binocular sobre um recipiente de fundo preto e fonte de luz incidente.

As imagens das secções transversais foram digitalizadas com o auxílio de uma câmera acoplada ao microscópio estereoscópico binocular com aumento de 1x, para registrar o número de bandas de densidades óticas contrastantes (opacas e translúcidas). Foram realizadas medidas das distâncias entre o núcleo e o final de cada banda opaca (R_i), e do núcleo até a margem do otólito (R_t) (Figura 3), e a natureza da banda depositada na margem foi registrada.

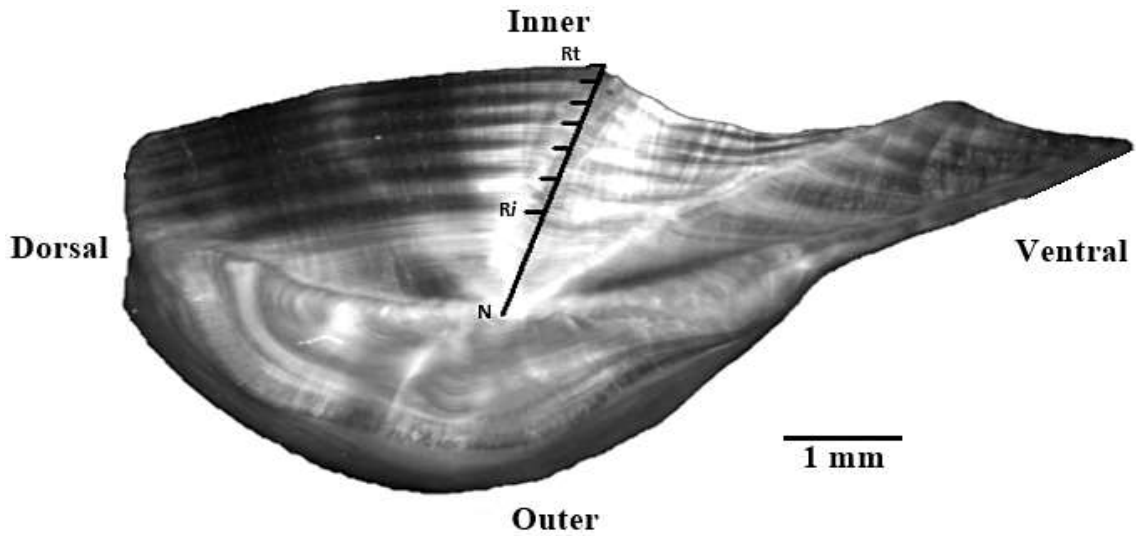


Figura 3: Seção fina de otólito examinada com luz refletida, de um indivíduo fêmea de *Cynoscion jamaicensis* com sete anos de idade (Lt: 333 mm) capturado na região sul do Brasil em 2016. Barras pretas indicam o final de cada banda opaca. N: núcleo, Ri: distância do núcleo ao final de cada banda opaca; Rt: distância do núcleo até a borda interna. Bandas opacas podem ser vistas como bandas brancas, enquanto bandas translúcidas podem ser vistas como bandas escuras.

A leitura dos otólitos foi realizada por dois leitores de maneira independente, e uma terceira leitura conjunta foi realizada para reavaliar as determinações do número de bandas opacas em desacordo. Otólitos que continuaram com sua leitura em desacordo foram descartados. Para avaliar a concordância na estimativa de idades entre as leituras independentes e após a leitura conjunta, foi utilizado o coeficiente médio de variação (C.V.) segundo Campana & Jones (1992):

$$CV_j = 100\% \times \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^N \frac{(X_{ij} - X_j)^2}{(N - 1)}}}{X_j}$$

onde CV_j é a precisão da idade estimada para j^{th} peixe; X_{ij} é a determinação da idade de j^{th} peixe por i leitor; X_j é a idade média de j^{th} peixe e N é o número de leitores.

A periodicidade de formação das bandas de crescimento foi determinada através da análise das mudanças nas frequências relativas mensais de bordas opacas e translúcidas e das médias mensais de incrementos marginais (IM) calculados segundo Campana (2001):

$$IM = (R - R_n) / R$$

onde R= distância do núcleo a borda interior do otólito; R_n= distância do núcleo até a última banda opaca. Esta fórmula é adequada para peixes com crescimento rápido (Campana, 2001). A terminologia utilizada para descrever as estruturas analisadas dos otólitos (Figura 3) seguiu Chilton & Beamish (1982).

3. Crescimento em comprimento

Para avaliar possíveis alterações no crescimento em comprimento foram realizadas comparações entre os dois períodos amostrados dos comprimentos médios observados por idade, dos comprimentos médios retrocalculados por idade e dos parâmetros de crescimento de von Bertalanffy. Os parâmetros de crescimento de von Bertalanffy foram calculados a partir dos comprimentos retrocalculados por idade.

Os comprimentos médios observados por idade foram comparados entre sexos e períodos por meio do teste não paramétrico de Kruskal-Wallis (Zar, 1984).

3.1. Retrocálculo

Os comprimentos retrocalculados por idade possuem algumas vantagens em relação aos comprimentos observados, visto que os primeiros são menos sensíveis à seletividade da arte de pesca e o descarte a bordo de indivíduos pequenos. Além disso, pode-se considerar que algumas idades, principalmente as menores, podem ter tido sua representatividade comprometida nas amostras, visto que o goete possui uma ampla distribuição geográfica e as amostras para este estudo provieram apenas do sul do Brasil.

Diversos experimentos que controlaram ou manipularam o crescimento individual de peixes demonstram que a maior variação entre indivíduos ocorre na inclinação da relação entre o comprimento do peixe (Lt) e o raio do otólito (R) e não no intercepto da mesma (Marshall & Parker, 1982; Rosenberg e Haugen, 1982; Rice et al., 1985; Secor & Dean, 1989a, b). Com isso, optou-se pelo procedimento do intercepto biológico (Campana, 1990), que fixa um intercepto para todos os indivíduos analisados e permite uma variação individual na inclinação da relação entre Lt e R, pressupondo uma relação linear a partir do intercepto utilizado. Para este procedimento, o intercepto é determinado biológica e não estatisticamente, assim, para este estudo as medidas de um exemplar

juvenil de 63 mm de L_t , e com 0,4 mm de R foram consideradas como intercepto biológico. Os comprimentos retrocalculados foram obtidos segundo a seguinte equação:

$$L_a = L_c + (O_a - O_c) (L_c - L_o) (O_c - O_o)^{-1}$$

onde L_a = é o comprimento retrocalculado na idade a ; L_c = é o comprimento total do peixe no momento da captura; O_a = é o raio do otólito a determinada idade a ; O_c = é o raio total do otólito no momento da captura; L_o = é o comprimento total do exemplar juvenil de menor tamanho disponível; O_o = é o raio total do otólito do exemplar juvenil de menor tamanho disponível.

3.2. Modelo de crescimento

O crescimento em comprimento foi descrito para ambos os períodos e sexos por meio da equação de von Bertalanffy a partir de comprimentos retrocalculados para a idade observada e para a idade anterior à observada:

$$L_t = L_\infty (1 - e^{-k(t-t_0)})$$

sendo, L_t o comprimento total do peixe; L_∞ o comprimento assintótico; k o coeficiente de crescimento, que representa a velocidade com a qual o comprimento do peixe se aproxima do L_∞ e t_0 a idade teórica na qual o peixe teria tido um comprimento nulo.

O ajuste do modelo aos dados foi realizado com uma abordagem bayesiana (Kinas & Andrade, 2010). Assumindo que os dados de idade-comprimento seguem uma distribuição log-normal como: $y_i = \log N(\mu_i, \sigma^2)$. Onde y_i é a distribuição de comprimentos, μ_i é o comprimento médio para cada idade i , e variância σ^2 . Uma versão logarítmica da equação de von Bertalanffy foi usada para conveniência computacional:

$$\mu_i = \log(L_\infty) + \log(1 - e^{-k(i-t_0)}).$$

Os valores de semente para cada parâmetro foram construídos a partir de *prioris* não informativas com intervalos largos de distribuição. A probabilidade de $\log k$ foi considerada seguindo uma distribuição normal com média igual a zero e variância igual a 0,001; restrita ao intervalo de (-5, 5). A probabilidade de $\log L_\infty$ foi considerada seguindo uma distribuição normal com média igual ao logaritmo do L_t máximo observado e variância igual a 0,001. A probabilidade de t_0 foi considerada seguindo uma distribuição uniforme com mínimo igual a -3 e máximo igual a zero, e a probabilidade de σ foi

considerada seguindo uma distribuição uniforme com mínimo igual a zero, e máximo igual a cinco.

As distribuições posteriores dos parâmetros foram obtidas através do processo estocástico das Cadeias de Monte Carlo Markov (MCMC) visto que permite a comparação dos parâmetros resultantes entre os dois períodos e sexos de forma fácil e clara por meio da análise dos graus de sobreposição entre a densidade dos valores. Numa única cadeia foram geradas 31.000 iterações com *burn-in* dos primeiros 10.000 valores e retirando 1 a cada 2 valores dos restantes, resultando em uma amostra final de 10.500 valores na distribuição posterior de cada parâmetro (Kinas & Andrade, 2010). Toda a análise estatística foi realizada no software R, versão 3.3.1. Usando o pacote OpenBUGS, com as bibliotecas R2WinBUGS (Sturtz et al., 2005) e BRugs (Thomas et al., 2006).

O peso assintótico (W_{∞}) foi estimado pela transformação dos dados de comprimento por idade, em peso por idade. Baseados nas equações potenciais de peso-comprimento.

4. Relações de peso-comprimento

A relação entre o peso e o comprimento foi descrita pelo modelo potencial ($W_t = a L_t^b$). Para comparação das relações peso-comprimento os dados foram transformados em logaritmos decimais, e os modelos de regressões lineares foram comparadas entre sexos e entre períodos através da análise de covariância ($\alpha = 0,05$) (Zar, 1984).

5. Crescimento em peso

Para avaliar possíveis alterações no crescimento em peso foram realizadas comparações entre os dois períodos amostrados dos fatores de condição por classes de comprimento e pesos médios observados por idade. Os pesos médios por idade foram comparados entre os períodos por meio do teste não paramétrico de Kruskal-Wallis (Zar, 1984).

5.1 Fatores de condição alométrico (K)

A partir da diferença das relações comprimento-peso, com a finalidade de verificar a condição fisiológica (Heincke, 1908) entre os períodos (1977-1980) e (2016-2017) o

fator de condição alométrico (K) foi calculado para cada período segundo a equação de Le-Cren (1951):

$$K = W_t / L_t^b$$

onde K é o fator de condição alométrico; W_t é o peso total (gramas); L_t é o comprimento total (cm), b é o coeficiente da equação potencial da relação peso comprimento para cada período.

Os valores médios do fator K, por classes de comprimento total de 3 cm de intervalo, foram comparadas entre períodos, sexos e classes de comprimento, pela análise de variância (ANOVA multifatorial, $p < 0,05$), considerando-se o fator K com variável dependente e os períodos, sexos e classes de comprimento como variáveis independentes.

Posteriormente, as médias do fator K para cada classe de comprimento foram comparadas entre os dois períodos por meio de análises de variância (ANOVA de um fator; $p < 0,05$).

6. Período reprodutivo

O período reprodutivo foi determinado analisando-se as mudanças nas médias mensais dos índices gonadosômáticos (IGS). O IGS foi calculado por meio da equação de Wootton (1998):

$$IGS = 100 \times (GW / TW)$$

onde GW é o peso da gônada (g); e TW é o peso total (g).

7. Comprimento e idade de primeira maturação sexual

O comprimento (L_{50}) e a idade (A_{50}) de primeira maturação foram calculados para ambos os sexos e períodos (1977-1980, 2016-2017) com uma abordagem bayesiana do modelo logístico (Cardoso & Haimovici, 2014; Kinas & Andrade, 2010). Para evitar erros de identificação entre estágios desovados e imaturos foram utilizados somente dados de espécimes coletados durante o pico do período reprodutivo. Este período foi estimado visualmente com base nos resultados da sazonalidade da maturação. Para determinar o estágio macroscópico a partir do qual os indivíduos seriam considerados maduros foram calculadas médias dos índices gonadosômáticos (IGS) de indivíduos

classificados em cada um dos sete estágios de maturação propostos por Haimovici & Cousin, (1989). Pôde-se observar um aumento abrupto no IGS entre os estágios macroscópicos 2 e 3 (Figura 4), com isso foram considerados sexualmente maduros os indivíduos classificados nos estágios 3 e maiores.

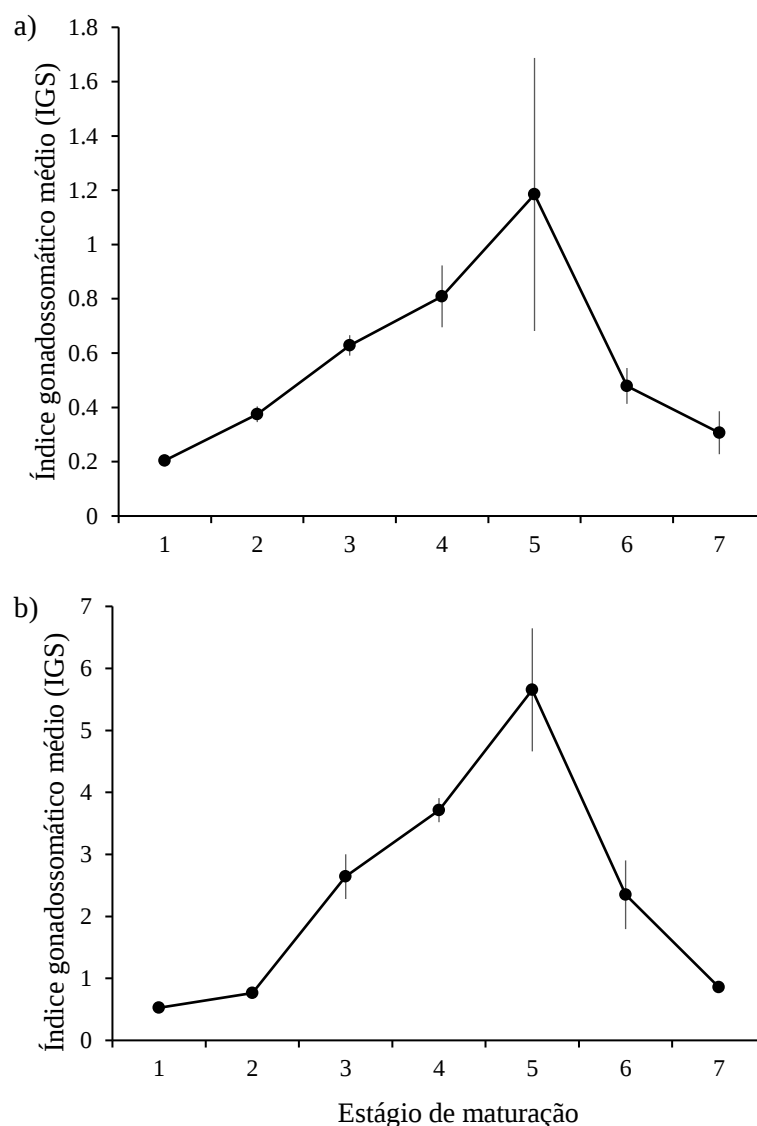


Figura 4: Média de índices gonadosomáticos por estágios macroscópicos de maturação para machos (a) e fêmeas (b) de *Cynoscion jamaicensis* amostrados no sul do Brasil. Barras verticais indicam o intervalo de confiança ($\alpha = 0,05$).

O número total (n_i) e o número total de indivíduos maduros (y_i), foi calculado para ambos os sexos para cada idade, e para cada classe de comprimento com intervalo de 10 mm para os dois períodos. Onde se θ_i expressa a probabilidade de um indivíduo de

determinada idade i e determinada classe de comprimento i estar sexualmente maturo y_i . Pode-se assumir que esta probabilidade segue uma distribuição binomial $Bin(n_i, \theta_i)$.

Os dados foram ajustados a um modelo logístico definido pela função de ligação *logit*, que transforma o parâmetro θ_i , restrito ao intervalo $[0,1]$ em uma distribuição binomial em m , definida entre $(-\infty, +\infty)$ (Kinas & Andrade, 2010). O modelo logístico foi definido como:

$$m_i = g(\theta_i) = \log(\theta_i / 1 - \theta_i)$$

$$m_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_i$$

onde m_i é a probabilidade para cada x_i , que são cada idade ou classe de comprimento.

A partir deste modelo, o comprimento e a idade de primeira maturação são definidos como:

$$L_{50} \text{ ou } A_{50} = -\beta_0 / \beta_1$$

A fim de comparar as estimativas de comprimento e idade de primeira maturação pra ambos os sexos entre os diferentes períodos, a distribuição posterior $p(\beta_0, \beta_1 | D)$, onde $D = \{(y_i, n_i, x_i); i=1, \dots, k\}$, foi obtida também via MCMC. Para obter a distribuição posterior de β_0 e β_1 , foram considerados independentes, e uma distribuição normal com médio zero e variância larga (1.000) foi usada como distribuição *priori*. O número de cadeias e iterações simuladas foram iguais aqueles utilizados para a simulação dos parâmetros do modelo de crescimento de Von Bertalanffy. A distribuição posterior dos parâmetros resulta em uma maneira simples e clara de comparar visualmente por meio da sobreposição ou não das distribuições, evitando a realização de testes estatísticos posteriores (Kinas & Andrade, 2010). Toda a análise estatística foi realizada no software R, versão 3.3.1 por meio do pacote OpenBUGS e as bibliotecas R2WinBUGS (Sturtz et al., 2005) e BRugs (Thomas et al., 2006).

8. Análise da alteração na intensidade alimentar

Devido à natureza denso-dependente das alterações na dinâmica populacional observadas em outras espécies de recursos pesqueiros demersais do sul do Brasil, como *M. atricauda* (Cardoso & Haimovici, 2011, 2014, 2016) e *C. guatucupa* (Miranda & Haimovici, 2007) foram analisadas possíveis alterações na intensidade alimentar de *C.*

jamaicensis entre os dois períodos com disponibilidade de dados de repleção estomacal, 1977-1985 (n= 949) e 2016-2017 (n=1669). Os estômagos foram classificados como vazios quando não havia itens alimentares em seu interior, como meio-cheios quando pelo menos um item identificável estava presente e cheios quando o estômago estava distendido e com diversos itens alimentares. Em cada período, os dados foram analisados por estação para evitar a influência da variação sazonal em qualquer tendência de longo prazo na intensidade da alimentação.

Devido à distribuição polinomial dos dados e para comparar visualmente as probabilidades de cada estado de repleção estomacal (vazio, meio-cheio e cheio) entre os períodos sem a necessidade de testes estatísticos (Kinas & Andrade, 2010), foi utilizada uma abordagem bayesiana (Gelman et al., 2003). Assumindo que y é o vetor de contagem do número de observações de cada um dos k resultados possíveis, então:

$$p(y|\theta) \propto \prod_{j=1}^k \theta_j^{y_j}$$

Onde θ descreve a probabilidade de cada resultado, e $\theta_j^{y_j}$ é o vetor de probabilidade relativo ao vetor de contagem do número de observações para cada década; a soma das probabilidades $\sum_{j=1}^k \theta_j$ é 1. A distribuição é geralmente considerada como implicitamente condicional ao número de observações: $\sum_{j=1}^k y_i = n$. A distribuição conjugada a priori é uma generalização multivariada da distribuição beta conhecida como Dirichlet: $p(y|\theta) \propto \prod_{j=1}^k \theta_j^{\alpha_j-1}$, onde θ é o vetor de probabilidade, e a distribuição é restrita a um vetor não negativo α_s com $\sum_{j=1}^k \theta_j = 1$ e $\alpha_1, \dots + \alpha_k = \alpha_0$. Em outras palavras, o tamanho da amostra é definido a priori como: $\theta \sim \text{Dirichlet}(\alpha_1, \dots + \alpha_k)$ e a probabilidade de cada resultado como: $p(\theta) = \text{Dirichlet}(\theta | \alpha_1, \dots + \alpha_k)$, onde $\alpha_j > 0 \equiv \sum_{j=1}^k \alpha_j$ (números reais positivos).

9. Fração do potencial de desova

A fração do potencial de desova remanescente na população foi estimada pelo método baseado na composição de comprimentos (Length-based Spawning Potential Ratio) elaborado por Hordyk et al., (2015a, b). Este método calcula a diferença entre a composição de comprimentos em uma situação virginal sem o efeito da pesca e a

composição de comprimentos atual observada nas capturas. A estrutura de comprimentos esperada na situação inicial é obtida através dos parâmetros da história de vida como os parâmetros de crescimento de von Bertalanffy (L_{∞} e k), a mortalidade natural (M), e o tamanho de 50 e 95% de maturidade (L_{50} e L_{95}). Os parâmetros L_{∞} , k , L_{50} e L_{95} foram obtidos deste trabalho para o período de 1977-1980, pois representam de maneira mais fidedigna a situação pristina da população. A mortalidade natural foi calculada como a média dos resultados de três estimadores empíricos baseados na idade máxima recalculados por Then et al., (2014) utilizando bases de dados mais abrangentes. Segundo Then et al., (2014) os estimadores baseados em idades máximas obtiveram uma melhor performance do que aqueles baseados em parâmetros de crescimento de Von Bertalanffy.

A mortalidade natural foi calculada para dois valores de idade máxima: aquela observada nas leituras de otólitos (9 anos), e um ano superior a esta (10 anos). Idades máximas maiores que as observadas neste estudo se justificam porque a remoção de classes de idades mais velhas pela pesca ocorre em níveis ainda moderados de exploração (Berkeley et al., 2004) e a pesca de arrasto de fundo opera por, pelo menos, 50 anos na região (Yesaki & Bager, 1975; Haimovici & Cardoso, 2016).

A estrutura atual de comprimentos da população foi estimada a partir de amostragens aleatórias de comprimentos em desembarques de arrasteiros de parelha, considerada uma arte de pesca pouco seletiva, realizadas entre 2016 e 2017. A fração do potencial de desova (FPD) foi estimada considerando-se a incerteza nos parâmetros de crescimento, e de maturidade. Para isso os valores de FPD foram calculados para cada um dos dois valores de mortalidade natural, considerando os intervalos de confiança inferiores e superiores dos parâmetros.

RESULTADOS

1. Validação e determinação de idades

Foram determinadas as idades de 282 indivíduos do período 1977-1980 (158 machos e 124 fêmeas) e 461 indivíduos do período 2016-2017 (239 machos e 222 fêmeas). Os indivíduos tiveram comprimentos totais com amplitude entre 152 a 348 mm. Os indivíduos mais velhos amostrados no período de 1977-1980 tiveram sete anos de

idade (duas fêmeas com 290 e 316 mm) e, no período 2016-2017 foi amostrado um indivíduo macho com 9 anos de idade e 325 mm de comprimento total.

As seções finas de otólitos apresentaram um padrão de alternância entre bandas opacas e translúcidas. Após a primeira leitura do número de bandas opacas (Figura 3) houve uma coincidência entre número de bandas lidas para 75,5 % dos otólitos entre os dois leitores independentes o que resultou em um coeficiente de variação médio (C.V.) de 6,33%. A coincidência aumentou para 96,6 % após a leitura conjunta, o que resultou em um C.V. médio de 1,93% e na exclusão de 24 otólitos examinados devido a persistência de discordância entre as leituras.

As bordas opacas ocorreram com maior frequência entre os meses de novembro e março e as bordas translúcidas (hialinas) ocorreram em maior frequência entre os meses de maio a agosto (Figura 5).

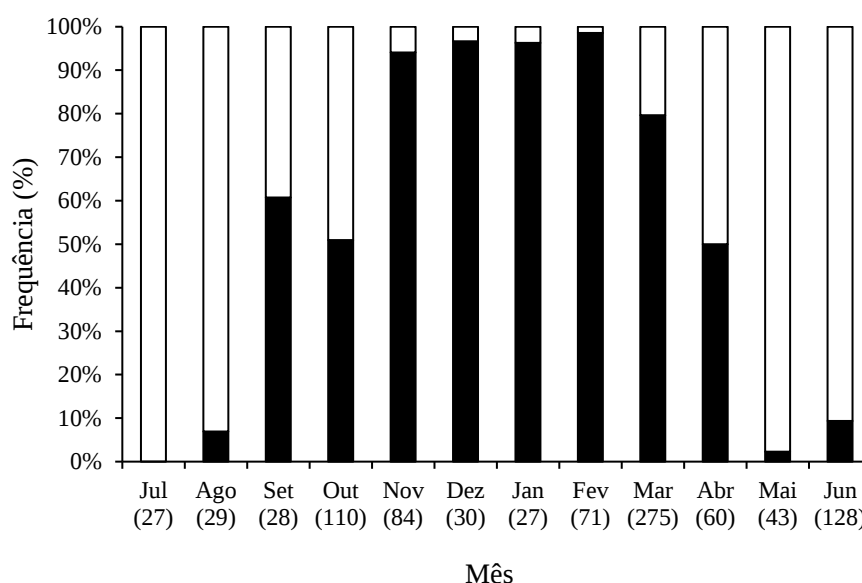


Figura 5: Padrão sazonal de bordas opacas (■) e translúcidas (□) de seções finas de otólitos de *Cynoscion jamaicensis* amostrados no sul do Brasil. Entre parênteses está o número de otólitos examinados a cada mês.

A média mensal dos incrementos marginais translúcidos foi maior entre maio e agosto e menor entre os meses de setembro e março (Figura 6a). O padrão anual da variação da espessura do incremento marginal translúcido foi igual para todas as idades (Figura 6b).

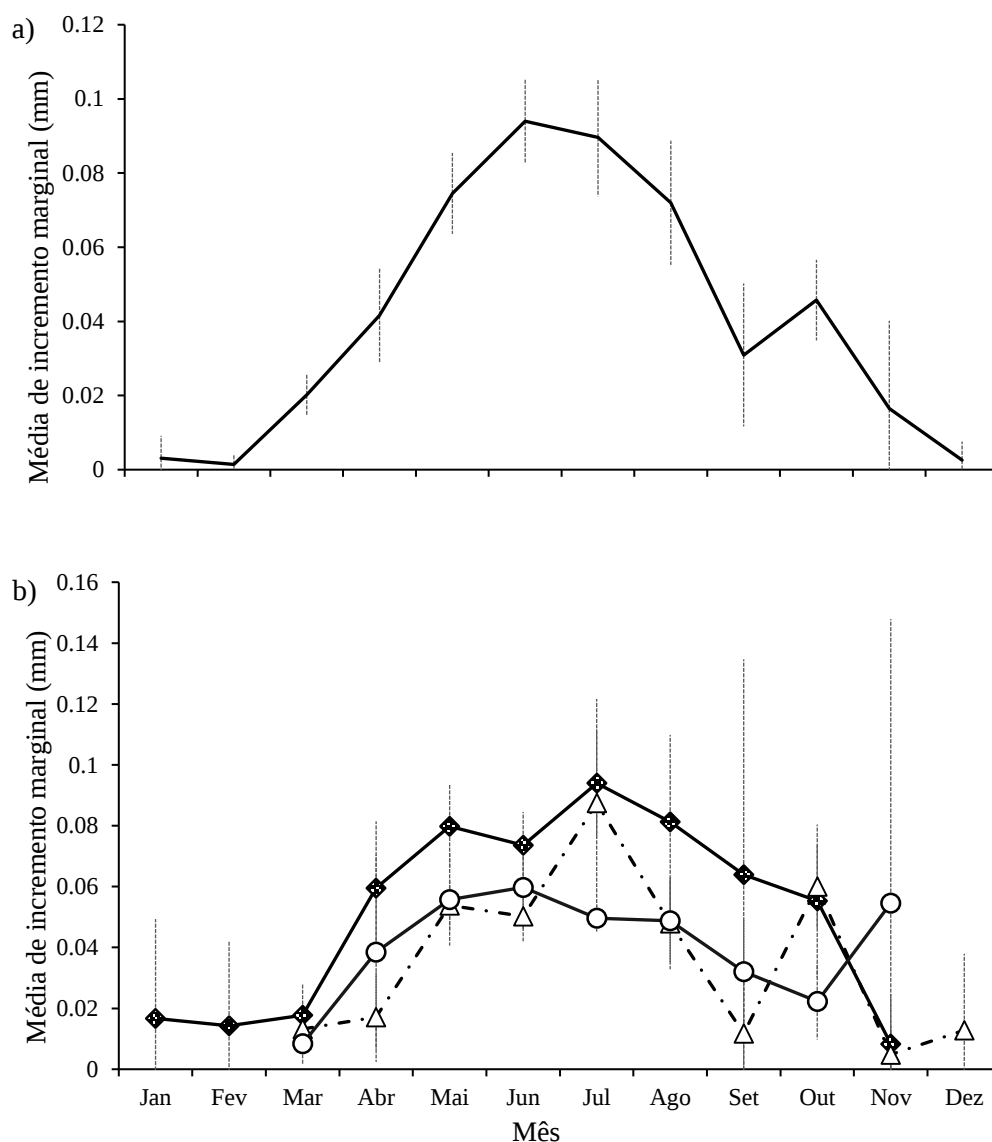


Figura 6: Médias mensais do incremento marginal translúcido (mm) em seções finas de otólitos de *Cynoscion jamaicensis* amostrados no sul do Brasil. (a) todas as idades agrupadas. (b) idades discriminadas: 2 (—◆—); 3 (---△---) e 4-9 (---○---). Barras verticais indicam o intervalo de confiança ($\alpha = 0,05$).

Tanto a análise do tipo de borda como a do incremento marginal demonstram de forma consistente a formação anual de uma banda opaca durante os meses de verão e primavera e uma banda translúcida durante os meses de outono e inverno nos otólitos dos peixes de diferentes idades. Estes resultados validam a leitura de idades em otólitos de goete do sul do Brasil.

A desova de *C. jamaicensis* e a formação das bordas opacas em seus otólitos ocorrem na primavera e no verão no sul do Brasil, portanto, o número de zonas opacas representa aproximadamente o número de anos de vida. Com isso, foi possível assumir a data de 1º de janeiro como a data de nascimento de todos os espécimes.

2. Crescimento em comprimento

Os comprimentos médios observados por idade não diferiram entre machos e fêmeas em ambos períodos amostrados (Tabela 1, Figura 7). Dada a falta de diferenças entre sexos a comparação entre períodos foi realizada com sexos agrupados e observou-se um aumento dos comprimentos médios a todas as idades consideradas entre os períodos amostrados, sendo significativo para as idades de 3 a 6 anos ($p < 0.05$) (Tabela 2).

Tabela 1: Comprimentos médios (Lt, mm) observados por idade dos diferentes períodos para os sexos separados, e os resultados da análise do teste de Kruskal-Wallis entre sexos para cada idade.

1977 - 1980										
Machos					Fêmeas					
Idade	Média Lt (mm)	n	D.P.	Média Lt (mm)	n	D.P.	χ^2	G.L.	p-valor	
1	213,1	28	14,7	214,5	26	21,4	0,03	1	0,863	
2	247,6	28	17,9	249,9	33	16,2	0,66	1	0,417	
3	272,0	63	12,1	267,0	40	24,3	0,79	1	0,373	
4	286,6	19	11,3	286,8	13	8,6	0,00	1	0,985	
5	293,6	11	9,0	298,5	4	7,0	0,91	1	0,341	
6	290,0	2	7,1	305,3	3	13,6	1,33	1	0,248	
2016 - 2017										
Machos					Fêmeas					
Idade	Média Lt (mm)	n	D.P.	Média Lt (mm)	n	D.P.	χ^2	G.L.	p-valor	
1	211,2	57	17,6	216,7	40	16,2	3,28	1	0,070	
2	252,4	58	20,3	251,5	62	20,2	0,10	1	0,747	
3	291,0	39	13,5	290,9	35	18,5	0,12	1	0,733	
4	305,8	50	11,0	309,4	59	9,7	2,21	1	0,137	
5	305,9	12	12,8	316,2	11	10,0	3,09	1	0,079	
6	319,7	10	6,9	329,1	8	12,4	4,38	1	0,053	
7	314,7	3	2,5	339,0	3	9,6				
8	331,5	2	9,2	321,0	1					

Tabela 2: Comprimentos médios (Lt, mm) observados por idade para os sexos agrupados, e os resultados da análise do teste de Kruskal-Wallis entre períodos para cada idade.

Sexos agrupados									
1977 - 1980				2016 - 2017					
Idade	Média Lt (mm)	n	D.P.	Média Lt (mm)	n	D.P.	χ^2	G.L.	p-valor
1	212,8	54	17,6	213,5	97	17,2	0,25	1	0,621
2	248,8	61	16,9	251,9	120	20,2	1,84	1	0,175
3	269,8	103	18,0	291,0	74	15,9	57,35	1	<0,001
4	286,7	32	10,1	307,7	109	10,5	52,26	1	<0,001
5	294,9	15	8,5	310,8	23	12,5	14,31	1	<0,001
6	299,2	5	13,3	324,2	18	10,4	8,31	1	0,004
7				326,8	6	14,7			
8				328,0	3	8,9			

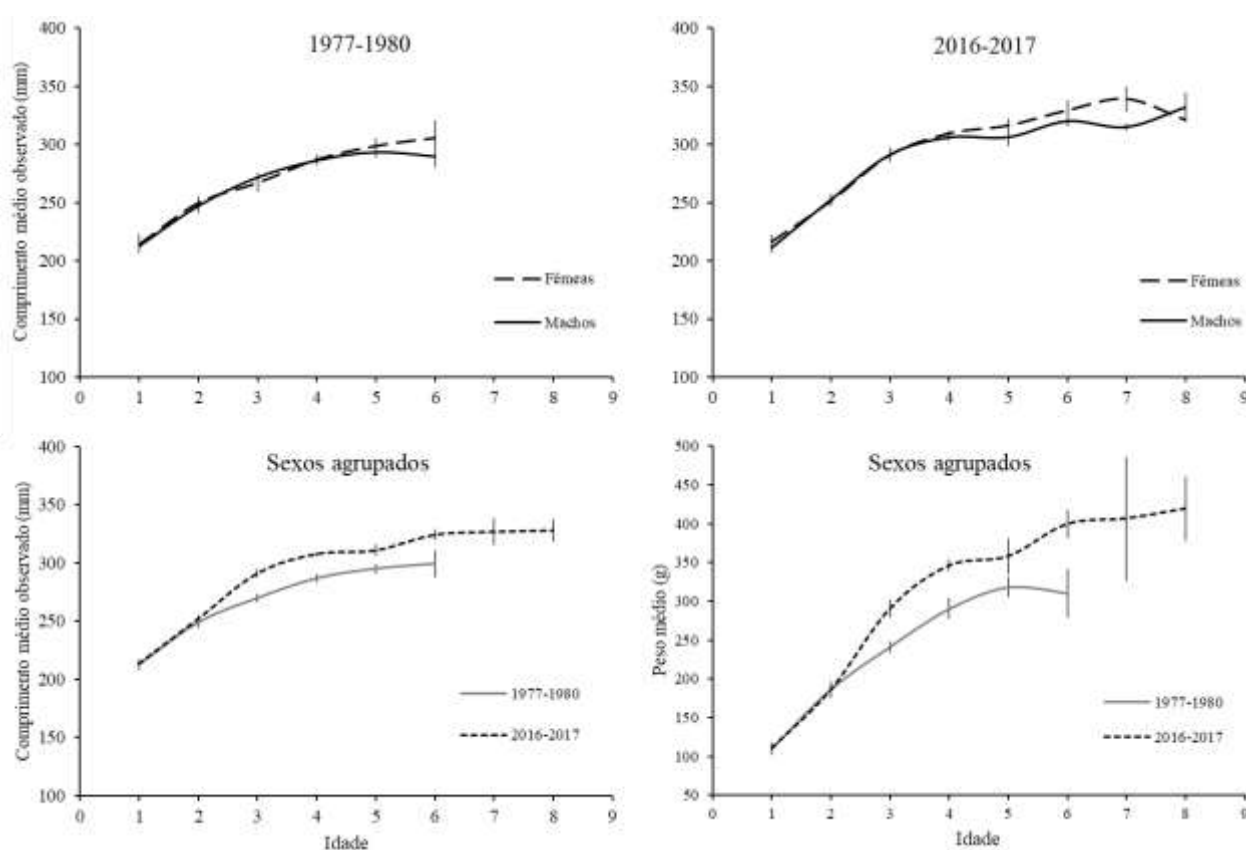


Figura 7: Comprimentos médios observados por idade para machos e fêmeas de *Cynoscion jamaicensis* amostrados no sul do Brasil em ambos os períodos (painel superior). Comprimentos médios observados para os sexos agrupados por períodos (painel inferior esquerdo). Pesos médios observados para os sexos agrupados por períodos (painel inferior direito). Barras verticais indicam os intervalos de confiança ($\alpha = 0,05$).

2.1 Retrocálculo

Os valores dos comprimentos médios retrocalculados em cada idade foram consistentes entre o comprimento médio observado na idade anterior e a idade seguinte, exceto para a idade 2 do período 1977-1980 e idades mais avançadas com amostras pequenas. A diferença marcante à idade 1 foi atribuída à seletividade das redes de arrasto (Tabelas 3 e 4).

Tabela 3: Comprimentos totais (Lt, mm) médios observados nos desembarques. Comprimentos totais médios retrocalculados por idades, para machos e fêmeas e sexos agrupados de *Cynoscion jamaicensis* capturado no sul do Brasil entre 1977 e 1980.

Machos - 1977-1980									
Idade (anos)	n	Lt médio observado (mm)	Número de <i>Annulus</i>						
			I	II	III	IV	V	VI	
1	17	213,1	172,2						
2	31	247,6	151,9	220,3					
3	58	272,0	150,6	213,5	257,4				
4	26	286,6	145,8	202,2	243,9	278,5			
5	16	293,6	128,9	183,2	225,7	260,2	289,6		
6	3	290,0	128,8	159,7	190,5	221,4	257,4	288,3	
7									
Total	151		151	134	103	45	19	3	
Lt médio retrocalculado (mm)			149,7	208,1	247,1	268,2	284,5	288,3	
Incremento de crescimento (mm)				58,3	39,0	21,1	16,3	3,7	
Fêmeas - 1977-1980									
Idade (anos)	n	Lt médio observado (mm)	Número de <i>Annulus</i>						
			I	II	III	IV	V	VI	VII
1	16	214,5	167,1						
2	30	249,9	155,8	224,3					
3	44	267,0	148,5	211,6	251,8				
4	20	286,8	143,5	198,6	245,9	276,0			
5	6	298,5	126,6	184,7	233,5	264,2	294,9		
6	1		135,6	164,7	208,2	251,8	280,9	305	
7	2	303,0	127,8	160,4	192,9	231,8	257,8	277,73	303
Total	119		119	103	73	29	9	3	2
Lt médio retrocalculado (mm)			150,4	209,7	246,5	269,7	285,1	288,0	303,0
Incremento de crescimento (mm)				59,3	36,7	23,1	15,4	2,9	14,9
Sexos agrupados - 1977-1980									
Idade (anos)	n	Lt médio observado (mm)	Número de <i>Annulus</i>						
			I	II	III	IV	V	VI	VII
1	33	212,8	169,7						
2	61	248,8	153,9	222,3					
3	102	269,8	149,7	212,7	255,0				
4	46	286,7	144,8	200,6	244,7	277,4			
5	22	294,9	128,2	183,6	227,8	261,3	291,1		
6	4	299,2	130,5	160,9	195,0	229,0	263,3	293,7	
7	2	303,0	127,8	160,4	192,9	231,8	257,8	277,0	303,0
Total	270		270	237	176	74	28	6	2
Lt médio retrocalculado (mm)			150,0	208,8	246,8	268,8	284,7	288,1	303,0
Incremento de crescimento (mm)				58,7	38,0	21,9	15,9	3,4	14,8

Tabela 4: Comprimentos totais (Lt, mm) médios observados nos desembarques. Comprimentos totais médios retrocalculados por idades, para machos e fêmeas e sexos agrupados de *Cynoscion jamaicensis* capturado no sul do Brasil entre 2016 e 2017.

Machos - 2016-2017											
Número de <i>Annulus</i>											
Idade (anos)	n	Lt médio observado (mm)	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX
1	43	211,2	194,6								
2	61	252,4	162,2	235,6							
3	39	291,0	156,4	226,6	274,9						
4	47	305,8	148,6	211,9	259,9	295,5					
5	24	305,9	142,1	198,1	242,1	279,0	305,3				
6	10	319,7	137,8	186,0	226,1	259,1	286,7	313,0			
7	4	314,7	127,9	167,8	211,1	239,2	264,2	289,2	311,0		
8	1		134,7	182,5	218,4	254,3	278,2	302,1	314,0	338,0	
9	1		134,4	158,2	205,9	229,7	241,6	265,4	289,2	313,0	325,0
Total	230		230	187	125	87	40	16	6	2	1
Lt médio retrocalculado (mm)			160,5	218,2	256,0	283,0	294,3	303,4	307,9	325,5	325,0
Incremento de crescimento (mm)				57,6	37,8	26,9	11,3	9,0	4,5	17,6	-0,55
Fêmeas - 2016-2017											
Número de <i>Annulus</i>											
Idade (anos)	n	Lt médio observado (mm)	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	
1	27	216,7	197,7								
2	68	251,5	164,3	235,8							
3	33	290,9	158,4	229,9	273,3						
4	48	309,4	149,5	216,0	263,1	298,6					
5	29	316,2	146,4	208,8	250,2	287,4	313,0				
6	6	329,1	142,5	190,2	233,3	262,1	292,9	316,1			
7	5	339,0	129,9	189,1	226,5	261,1	290,4	314,5	335,6		
8	3	321,0	123,8	172,5	209,0	241,3	265,7	298,0	318,4	330,6	
9											
Total	219		219	192	124	91	43	14	8	3	
Lt médio retrocalculado (mm)			160,0	222,1	258,6	288,7	304,3	311,6	329,1	330,6	
Incremento de crescimento (mm)				62,1	36,4	30,0	15,6	7,3	17,4	1,4	
Sexos agrupados - 2016-2017											
Número de <i>Annulus</i>											
Idade (anos)	n	Lt médio observado (mm)	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX
1	70	213,5	195,8								
2	129	251,9	163,3	235,7							
3	72	291,0	157,3	228,1	274,2						
4	95	307,7	149,1	214,0	261,5	297,1					
5	53	310,8	144,4	204,0	246,6	283,6	309,5				
6	16	324,2	139,6	187,6	228,8	260,2	289,0	314,1			
7	9	326,8	129,0	179,6	219,7	251,4	278,8	303,2	324,6		
8	4	328,0	126,5	175,0	211,4	244,6	268,8	299,0	317,3	332,5	
9	1		134,4	158,2	205,9	229,7	241,6	265,4	289,2	313,0	325,0
Total	449		449	379	250	178	83	30	14	5	1
Lt médio retrocalculado (mm)			160,2	220,2	257,3	285,9	299,5	307,2	320,0	328,6	325,0
Incremento de crescimento (mm)				59,9	37,1	28,5	13,5	7,7	12,7	8,5	-3,6

2.2 Modelo de crescimento

Os intervalos de credibilidade dos parâmetros de crescimento de von Bertalanffy de ambos sexos se superpõem indicando não haver diferenças significativas entre as curvas de crescimento de machos e fêmeas (Tabela 5). Em relação à comparação entre os períodos, observou-se um aumento significativo apenas no L_{∞} das fêmeas. No entanto os intervalos de credibilidade de 95% das curvas de crescimento para sexos agrupados estão sobrepostos (Figura 8).

O L_{∞} aumentou entre os períodos estudados para ambos os sexos e sexos agrupados, no entanto, a diferença não foi significativa para os machos, visto a sobreposição dos intervalos de credibilidade (Tabela 5). O k apresentou uma tendência de diminuição entre os períodos para fêmeas e os sexos agrupados e um leve aumento para machos, no entanto, houve sobreposição dos intervalos de credibilidade. O t_0 aumentou entre os períodos para ambos os sexos e sexos agrupados, no entanto sem diferenças significativas.

Tabela 5: Parâmetros de crescimento de Von Bertalanffy e seus respectivos intervalos de credibilidade ($\alpha = 0,05$) para fêmeas, machos e sexos agrupados por períodos de *Cynoscion jamaicensis* no sul do Brasil.

	Períodos	Fêmeas		Machos		Sexos agrupados	
		1977-1980	2016-2017	1977-1980	2016-2017	1977-1980	2016-2017
L_{∞}	I.C. inf.	294,42	330,12	297,22	311,87	297,98	323,49
	Média	308,02	343,24	311,89	322,97	308,21	331,66
	I.C. sup.	323,52	357,61	329,65	335,63	319,87	340,45
k	I.C. inf.	0,41	0,36	0,41	0,42	0,44	0,41
	Média	0,50	0,42	0,49	0,50	0,50	0,46
	I.C. sup.	0,58	0,49	0,58	0,57	0,56	0,51
t_0	I.C. inf.	-0,64	-0,82	-0,61	-0,75	-0,55	-0,72
	Média	-0,46	-0,65	-0,43	-0,56	-0,42	-0,59
	I.C. sup.	-0,29	-0,48	-0,27	-0,39	-0,30	-0,48
W_{∞}	I.C. inf.	-	-	-	-	316,82	385,39
	Média	-	-	-	-	353,31	416,15
	I.C. sup.	-	-	-	-	398,34	451,05

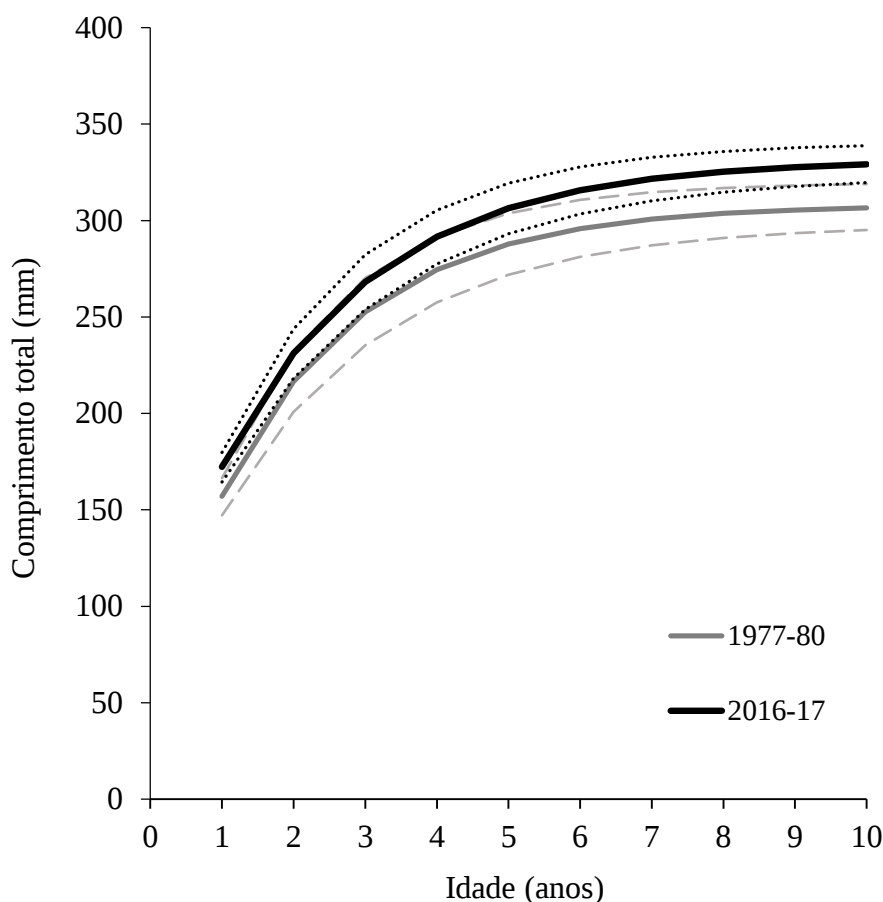


Figura 8: Curvas de crescimento de Von Bertalanffy de *Cynoscion jamaicensis* no sul do Brasil para sexos agrupados por períodos. 2016 – 2017: valores médios modelados (linha preta contínua) e intervalos de credibilidade (linhas pretas pontilhadas); 1977 – 1980: valores médios modelados (linha cinza contínua) e intervalos de credibilidade (linhas pontilhadas cinzas).

3. Relações peso-comprimento

A relação entre o peso e o comprimento não apresentou diferenças significativas entre os sexos (Figura 9), tanto no período de 1977-1980 ($p = 0,561$), quanto no período de 2016-2017 ($p = 0,269$). Com os sexos agrupados, foram encontradas diferenças significativas entre períodos ($p < 0,001$), resultando nas seguintes equações:

Período de 1977-1980: $W_{t_{\text{sexos agrupados}}} = 3,23 \times 10^{-6} \times L_t^{3,23}$ ($R^2 = 0,9521$, $n = 482$)

Período de 2016-2017: $W_{t_{\text{sexos agrupados}}} = 7,17 \times 10^{-6} \times L_t^{3,08}$ ($R^2 = 0,9574$, $n = 1405$).

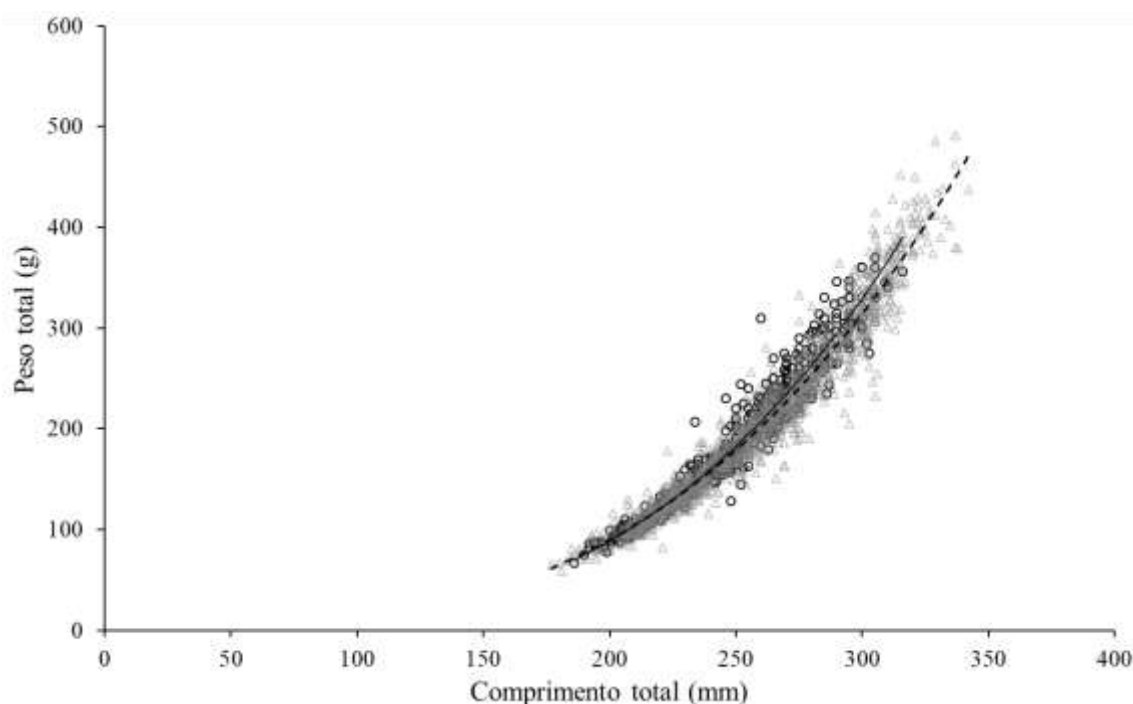


Figura 9: Relação peso-comprimento para os sexos agrupados de *Cynoscion jamaicensis* amostrados no sul do Brasil por períodos 1977-1980 (○) e 2016-2017 (△). Linha continua indica a curva de regressão de 1977-1980. Linha pontilhada indica a curva de regressão de 2016-2017.

4. Fator de Condição Alométrico (K)

Não foram observadas diferenças significativas entre os sexos para o fator de condição alométrico (K), conforme os resultados da ANOVA de duas vias ($p=0,353$) (Tabela 6). Considerando-se os sexos agrupados, foram observadas diferenças significativas entre períodos e classes de comprimento ($p<0,001$) (Tabela 6). As médias do fator K foram maiores em todas as classes de comprimento no período atual em relação ao período anterior (Figura 10, Tabela 7). Comparando-se o fator K de cada classe de comprimento entre os períodos, foram observadas diferenças significativas ($p<0,001$) (Tabela 7). Isto significa que, no período atual, indivíduos de *C. jamaicensis*, tiveram, em média, $1,97 (\pm 0,75)$ gramas a mais do que os indivíduos amostrados no período anterior. Porém, essa diferença em peso é variável de acordo com o tamanho do peixe. Sendo quase mínima nas classes de menor tamanho: 18, 21 e 24 cm (0,03; 0,17; 0,24 g), aumentando nas classes superiores 27 e 30 cm (1,64 e 7,80 g).

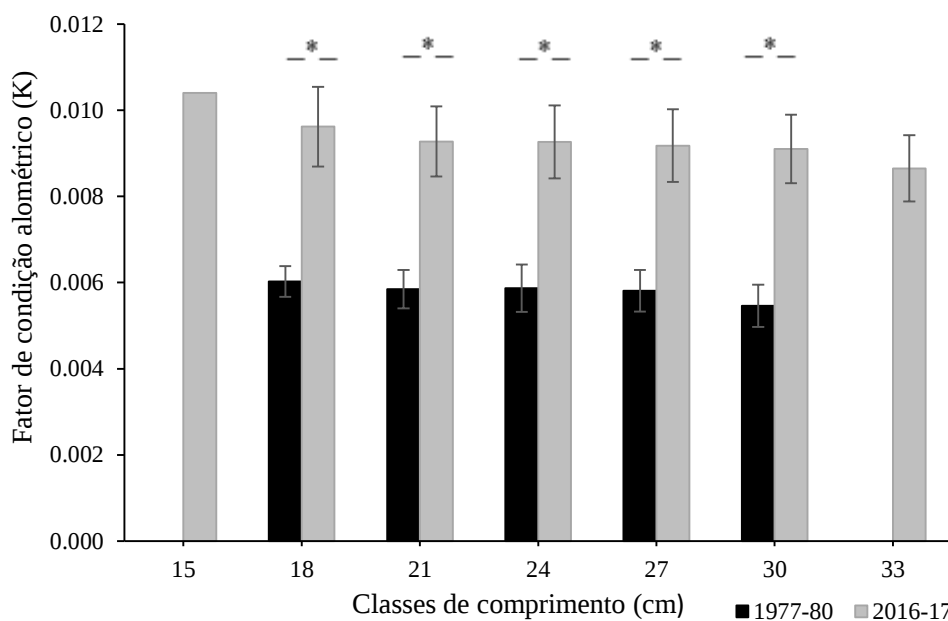


Figura 10: Média do fator de condição alométrico (K) de *Cynoscion jamaicensis* amostrados no sul do Brasil por períodos: 1977-1980 (barras pretas) e 2016-2017 (barras cinzas) por classes de comprimento com desvio padrão. Os —*— indicam diferenças significativas entre períodos ($p < 0,05$).

Tabela 6: Resultados da ANOVA de duas vias para comparação do fator K entre períodos, sexos e classes de comprimento.

Variáveis	G.L.	F-valor	p-valor
Períodos	1	7070,914	<0,001
Sexos	1	0,862	0,353
Classes de comprimento	5	7,919	<0,001
Períodos : Sexos	1	0,015	0,902
Períodos : Classes de comprimento	4	0,728	0,573
Sexos : Classes de comprimento	5	0,107	0,991
Períodos : Sexos : Classes de comprimento	4	0,149	0,963
Resíduos	1864		

Tabela 7: Média do fator de condição alométrico (K) por classes de comprimento (cm) de *Cynoscion jamaicensis* amostrados no sul do Brasil nos diferentes períodos, e resultados da ANOVA de uma via.

Classes de comprimento (cm)	1977-1980			2016-2017			F-valor	p-valor
	Média do Fator K	D. P.	n	Média do Fator K	D. P.	n		
15				0,0104		1		
18	0,0060	0,0004	35	0,0096	0,0009	84	489,928	<0,001
21	0,0058	0,0004	122	0,0093	0,0008	373	1963,2410	<0,001
24	0,0059	0,0005	198	0,0093	0,0008	395	2622,2500	<0,001
27	0,0058	0,0005	112	0,0092	0,0008	342	1614,4950	<0,001
30	0,0055	0,0005	15	0,0091	0,0008	200	302,0980	<0,001
33				0,0087	0,0008	10		
Total	0,0058	0,0005	482	0,0092	0,0008	1405		

5. Pesos médios por idade

Os pesos médios por idade foram maiores no período mais recente (2016-2017) para os sexos agrupados em todas as idades. (Tabela 8). As diferenças observadas foram estatisticamente significativas ($p < 0,05$) entre períodos nas idades de 3 a 6 anos.

Tabela 8: Pesos totais (Wt g) médios por idade para os sexos agrupados de *Cynoscion jamaicensis* amostrados no sul do Brasil, e os resultados do teste de Kruskal-Wallis entre períodos.

Idade	Sexos agrupados								
	1977 - 1980				2016 - 2017				χ^2
	Média Wt (g)	n	D.P.		Média Wt (g)	n	D.P.	G.L.	
1	109,7	54	31,0		111,4	97	27,7	0,57	1
2	186,3	61	44,3		186,6	120	46,6	0,05	1
3	241,2	103	39,0		290,9	74	50,4	41,04	1
4	290,2	32	39,6		346,0	109	43,2	31,91	1
5	318,2	15	28,8		358,0	23	59,6	5,93	1
6	310,4	5	35,4		399,4	18	39,6	10,28	1
7					406,5	6	99,6		
8					419,3	3	36,5		

6. Período reprodutivo

Os maiores valores de índice gonadossomático ocorreram entre os meses de novembro e março, com picos em dezembro e março para ambos os sexos (Figura 11). Portanto, pode-se concluir que o período reprodutivo da espécie na região Sul do Brasil,

ocorre entre os meses de novembro a março, podendo apresentar alguns indivíduos ainda desovando no mês de abril.

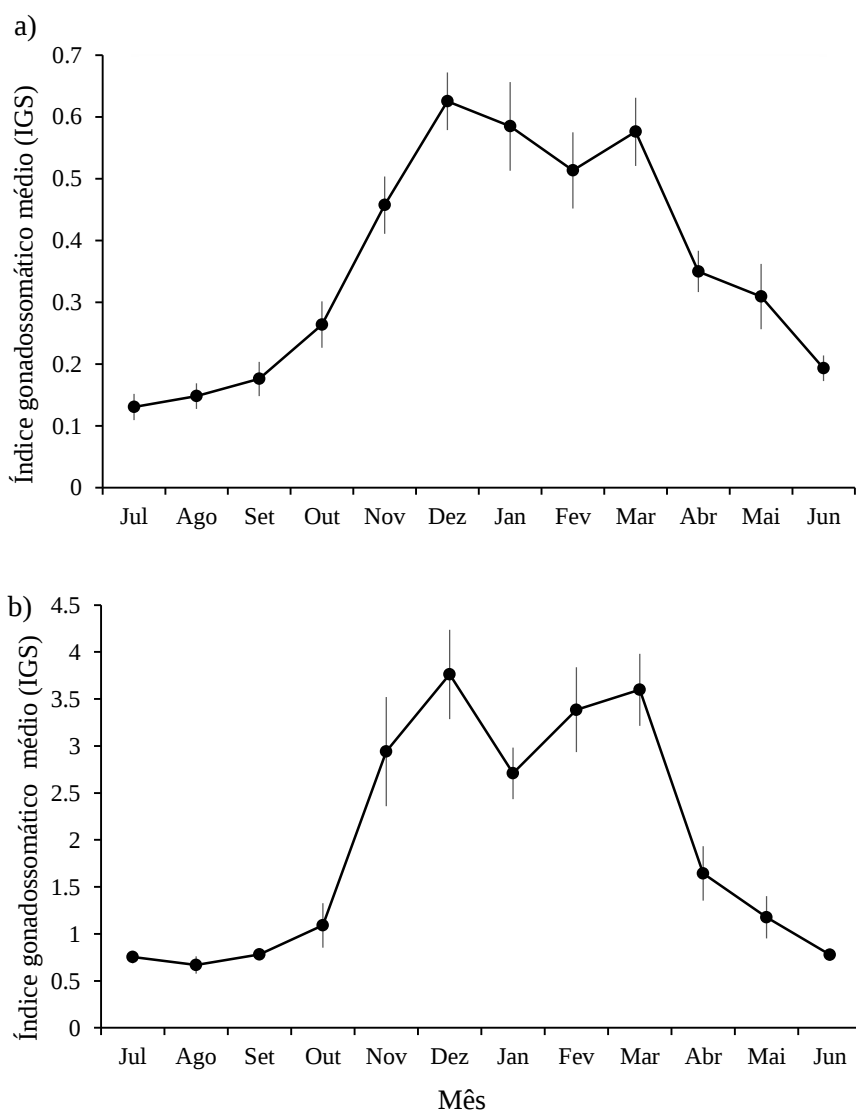


Figura 11: Média mensal de índices gonadosomáticos para machos (a) e fêmeas (b) de *Cynoscion jamaicensis* amostrados no sul do Brasil. Barras verticais indicam o intervalo de confiança ($\alpha = 0,05$).

7. Comprimento e idade de primeira maturação sexual

Para as análises de alterações nos parâmetros de maturação sexual foram utilizados dados de 887 indivíduos distribuídos entre os dois períodos de estudo (1977-1980: n= 93 fêmeas e 97 machos) e (2016-2017: n= 319 fêmeas e 378 machos).

Para ambos os sexos e períodos a distribuição posterior dos intervalos de credibilidade do parâmetro β_1 não incluem o zero, o que prova uma relação significativa entre comprimento, idade e a maturação sexual (Tabela 9).

Para ambos os períodos analisados não houveram diferenças significativas entre sexos nos comprimentos de primeira maturação (L_{50} , mm) de machos e fêmeas, como pode ser observado pela sobreposição dos intervalos de credibilidade (Tabela 9).

Tabela 9: Parâmetros do modelo (β_0 e β_1) e índices de maturação estimados (L_{50} e A_{50}) por períodos para fêmeas e machos de *Cynoscion jamaicensis* amostrados no sul do Brasil. $L_{50} \beta_0$ e $L_{50} \beta_1$ são parâmetros estimados do modelo logístico para o cálculo do comprimento de primeira maturação (L_{50}). $A_{50} \beta_0$ e $A_{50} \beta_1$ são parâmetros estimados do modelo logístico para o cálculo da idade de primeira maturação (A_{50}). Todos os parâmetros e índices são apresentados como média de suas distribuições posteriores obtidas por processos estocásticos. Os intervalos de credibilidade (Cr. I.) de 2,5 e 97,5% são apresentados para todos os parâmetros e índices.

Períodos	Parâmetros	Fêmeas			Machos		
		Cr.I.2.5%	Média	Cr.I.97.5%	Cr.I.2.5%	Média	Cr.I.97.5%
1977-1980	$L_{50} \beta_1$	0,07	0,109	0,159	0,062	0,102	0,142
	$L_{50} \beta_0$	-36,851	-25,132	-15,997	-33,558	-23,946	-13,272
	L_{50} (mm)	223,14	230,09	236,34	225,01	233,99	241,54
	$A_{50} \beta_1$	0,705	1,169	1,709	1,252	1,794	2,416
	$A_{50} \beta_0$	-4,148	-2,694	-1,403	-6,296	-4,591	-3,054
	A_{50} (anos)	1,85	2,29	2,69	2,29	2,55	2,79
2016-2017	$L_{50} \beta_1$	0,058	0,085	0,108	0,046	0,058	0,072
	$L_{50} \beta_0$	-22,486	-17,419	-11,417	-14,982	-11,916	-9,134
	L_{50} (mm)	196,71	205,56	211,75	198,45	205,69	211,73
	$A_{50} \beta_1$	0,97	1,366	1,812	1,519	2,046	2,686
	$A_{50} \beta_0$	-3,648	-2,607	-1,658	-5,034	-3,731	-2,648
	A_{50} (anos)	1,57	1,9	2,17	1,61	1,82	2,01

O comprimento de primeira maturação sexual (L_{50}) diminuiu entre os períodos analisados para ambos os sexos e a não sobreposição dos intervalos de credibilidade indica uma diminuição estatisticamente significativa. Para as fêmeas o L_{50} médio diminuiu de 230 mm para 205 mm entre os períodos e para os machos diminuiu de 234 mm para 205 mm (Tabela 9, Figura 12).

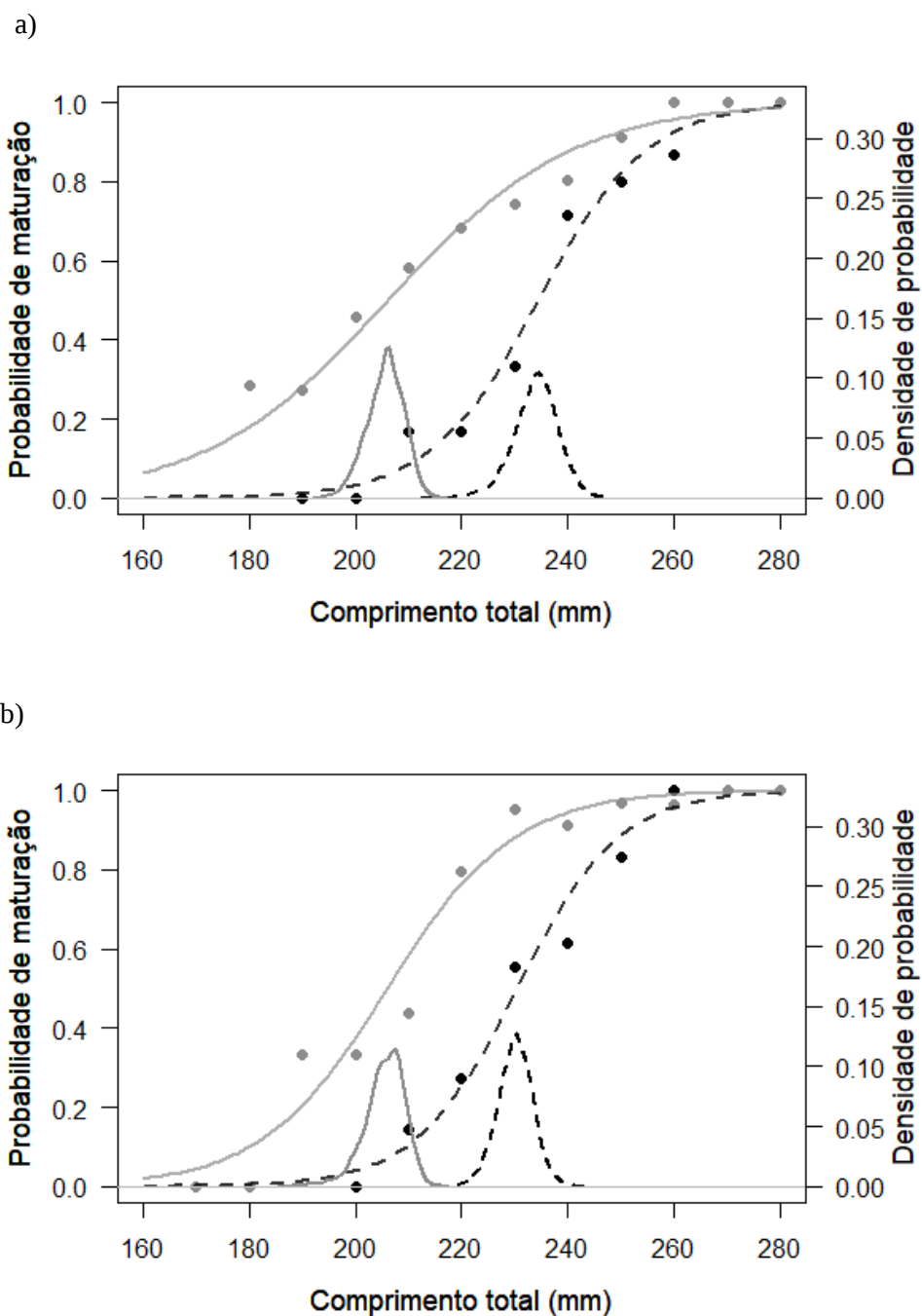
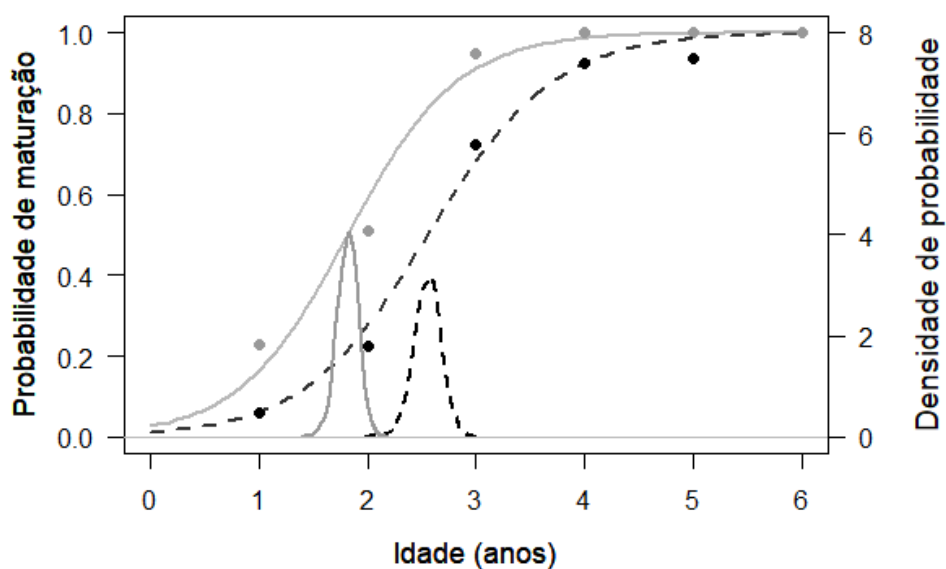


Figura 12: Ogivas de comprimento de maturação e suas respectivas distribuições posteriores do comprimento de primeira maturação estimado por períodos para machos (a) e fêmeas (b) de *Cynoscion jamaicensis* capturados no sul do Brasil. Linhas pontilhadas pretas (1977-1980). Linhas contínuas cinzas (2016-2017).

A idade média de primeira maturação (A_{50}) também diminuiu entre os períodos analisados para ambos os sexos, sem sobreposição das distribuições posteriores para os

machos e com pouca sobreposição para as fêmeas. Para as fêmeas o A_{50} médio diminuiu de 2,29 anos para 1,9 anos entre os períodos e para os machos de 2,55 anos para 1,82 anos (Tabela 9, Figura 13).

a)



b)

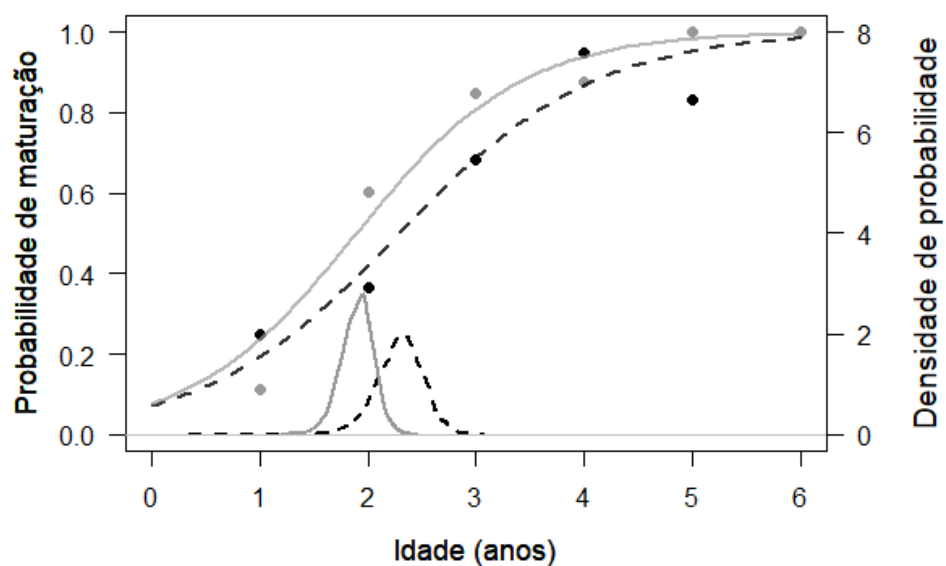


Figura 13: Ogivas de idade de maturação e suas respectivas distribuições posteriores da idade de primeira maturação estimadas por períodos para machos (a) e fêmeas (b) de *Cynoscion jamaicensis* amostrados no sul do Brasil. Linhas pontilhadas pretas (1977-1980). Linhas contínuas cinzas (2016-2017).

8. Análise da alteração na intensidade alimentar

A análise da repleção estomacal de *C. jamaicensis* mostrou que a frequência de estômagos vazios no período anterior (1977-1985) foi, em média, 72% no verão, 88% no outono, 97% no inverno e 76% na primavera. Diminuindo no período atual (2016-2017) para 57%, 77%, 83% e 70% respectivamente, sendo significativa em todas as estações. Exceto na primavera devido a sobreposição dos intervalos de credibilidade (Tabela 10).

Tabela 10: Média e intervalos de credibilidade (*CrI*) de 90% da distribuição posterior das frequências de cada tipo de estômago por estações e períodos de indivíduos de *Cynoscion jamaicensis* amostrados no sul do Brasil.

Verão				Outono				Inverno				Primavera			
Vazio															
Período	CrI 5%	Média	CrI 95%	CrI 5%	Média	CrI 95%	CrI 5%	Média	CrI 95%	CrI 5%	Média	CrI 95%			
1977-1985	68%	72%	76%	85%	88%	91%	92%	97%	100%	70%	76%	80%			
2016-2017	54%	57%	61%	74%	77%	80%	80%	83%	87%	67%	70%	72%			
Meio-cheio															
1977-1985	23%	27%	31%	9%	12%	14%	0%	3%	8%	16%	21%	26%			
2016-2017	22%	24%	28%	15%	18%	21%	7%	10%	12%	24%	26%	28%			
Cheio															
1977-1985	0%	1%	3%	0%	0,5%	1%	0%	0%	0%	2%	4%	7%			
2016-2017	16%	18%	21%	4%	5%	7%	5%	7%	10%	3%	4%	5%			

A frequência de estômagos meio-cheios do período anterior variou de 27% no verão, 12% no outono, 3% no inverno e 21% na primavera. Para 24%, 18%, 10% e 26%, respectivamente no período atual. Apresentando diferença significativa apenas no outono.

Já a frequência de estômagos cheios do período anterior foi de 1% no verão, menor que 1% no outono, 0% no inverno e 4% na primavera. Variando no período atual para 18%, 5%, 7% e 4%, respectivamente. Com um significativo aumento para todas as estações, exceto na primavera.

9. Fração do Potencial de Desova (FPD)

A mortalidade natural (*M*) foi estimada em 0,61 considerando a idade máxima de 9 anos. Para este valor de mortalidade natural a fração do potencial de desova remanescente na população de *C. jamaicensis* no sul do Brasil foi de 43%, variando de 37 a 71%,

considerando-se a incerteza na estimativa dos parâmetros de história de vida. Para uma idade máxima de 10 anos, M foi estimado em 0,55, com isso a FPD foi estimada em 38%, variando de 33 a 65% (Tabela 11). Estes resultados podem ser interpretados como perdas médias de 57 e 62% do potencial de desova em relação à condição virginal da população, com uma variação significativa quando se considera a incerteza nos parâmetros de história de vida.

Tabela 11: Valores de entrada dos parâmetros de história de vida de *Cynoscion jamaicensis* usados para ajustar o modelo baseado em comprimento da fração do potencial reprodutivo (FPD) (Hordyk et al., 2015a, b) e os valores de saída de FPD para cada combinação de parâmetros.

M	K	$M k^{-1}$	L_{∞}	L_{50}	L_{95}	$FPD_{(C.I.)}$
Valores médios estimados						
0,61	0,50	1,22	308,2	232,0	261,3	43%
0,55	0,50	1,09	308,2	232,0	261,3	38%
Intervalo de confiança inferior						
0,61	0,44	1,38	298,0	224,1	250,5	71%
0,55	0,44	1,25	298,0	224,1	250,5	65%
Intervalo de confiança superior						
0,61	0,56	1,09	319,9	238,9	275,8	37%
0,55	0,56	0,98	319,9	238,9	275,8	33%

DISCUSSÃO

Este estudo validou as determinações de idades em cortes finos de otólitos *sagittae* de *C. jamaicensis*. A precisão de leituras do número de bandas entre leitores independentes encontrada neste artigo (C.V.= 6,3%) esteve de acordo com a precisão média (C.V. = 7,6%) de estudos de determinação de idades analisados por Campana (2001). Foram encontrados padrões bem definidos de deposição anual de uma banda opaca e uma hialina, formados nos meses quentes e frios, respectivamente. O mesmo padrão de formação de uma banda opaca nos meses quentes do ano foi observado também para outras espécies de cieniídeos demersais na mesma área de estudo: *Macrodon atricauda* (Günther 1880) (Cardoso & Haimovici, 2011), *Cynoscion guatucupa* (Cuvier 1830) (Vieira & Haimovici, 1993), *Umbrina canosai* (Berg 1895) (Haimovici & Reis, 1984) e *Micropogonias furnieri* (Schwingel & Castello, 1990).

A deposição de carbonato de cálcio com diferentes opacidades ao longo do ano pode ocorrer pela combinação de fatores endógenos e exógenos, como a temperatura da água, reprodução e regime alimentar. A alternância de bandas opacas e translúcidas pode ser observada de forma mais frequente em otólitos de peixes de regiões temperadas, onde ocorrem variações sazonais mais acentuadas nos parâmetros ambientais, em comparação com as regiões tropicais (Morales-Nin, 2000; Green et al., 2009). A plataforma e o talude continental da região sul do Brasil (29° - 34°S) encontram-se sob a influência da Convergência Subtropical (CST), com seus marcados deslocamentos latitudinais, que resultam em variações sazonais de temperatura de aproximadamente 10° C (Cardoso & Haimovici, 2011). Esta dinâmica oceanográfica caracteriza a região como uma zona de transição biogeográfica (Sharp, 1988) entre as grandes áreas neríticas da Patagônia e Brasil tropical (Castello et al., 1998). Estas características facilitam a discriminação das deposições marcantes de bandas opacas e translúcidas, nos otólitos *sagittae* das espécies de cieniídeos da região.

Os resultados apresentados indicam que houve uma mudança no crescimento de *Cynoscion jamaicensis* entre os períodos amostrados. Apesar de não haver diferenças significativas nos parâmetros de crescimento de von Bertalanffy, foram observados aumentos nos comprimentos e pesos médios por idade entre os períodos amostrados. O aumento em comprimento por idade para ambos os sexos promoveu o aumento de L_{∞} e a diminuição de k , exceto para machos. O que não significa uma diminuição na taxa de crescimento, mas reflete uma restrição do modelo de von Bertalanffy para a descrição do crescimento quando há um forte aumento em L_{∞} . Pauly (1979) associa uma diminuição em L_{∞} e um aumento em k como um resultado do aumento de fatores causadores de estresse como temperatura, densidade de peixes e disponibilidade de alimentos. Nesta perspectiva, aumentos em L_{∞} e decréscimos em k podem sugerir uma diminuição em alguns fatores de estresse. Adicionalmente, observou-se um aumento nos fatores de condição por classe de comprimento (Figura 10) e da intensidade de alimentação representada pelo aumento nas porcentagens de estômagos com conteúdo (Tabela 10). Este aumento de tamanho, condição e a intensidade de alimentação sugerem que as alterações no crescimento sejam resultantes de processos denso-dependentes devido à diminuição da densidade de goete e de outras espécies com o mesmo espectro trófico que resultaram num aumento na disponibilidade individual de alimentos.

O goete compartilha diversas presas com a pescadinha amarela *Macrodon atricauda* na plataforma interna do sul do Brasil (Martins, 2000, Martins & Haimovici, 2016), principalmente o camarão *Artemesia longinaris*. Recentemente, Cardoso & Haimovici (2016), reportaram um aumento na intensidade alimentar de *Macrodon atricauda* ao longo dos últimos 40 anos, quando os crustáceos, principalmente o camarão *Artemesia longinaris* aumentaram em importância nos estômagos analisados, em relação aos peixes teleósteos. Segundo os autores, a principal causa para o aumento da intensidade alimentar foi a diminuição de abundância da espécie *Macrodon atricauda* e de sua competidora a pescada olhuda *Cynoscion guatucupa*, causada pela intensa exploração pesqueira sofrida ao longo de décadas (Cardoso & Haimovici, 2016). O crescimento de ambas as espécies, *M. atricauda* (Cardoso & Haimovici, 2011) e *C. guatucupa* (Miranda & Haimovici, 2007) também aumentou ao longo dos últimos anos. Portanto, as mudanças de crescimento observadas para o goete e as outras espécies podem ser consideradas resultantes da diminuição da abundância do conjunto de espécies das comunidades bentônicas afetadas pela pesca demersal resultando numa maior disponibilidade de presas.

A diminuição da densidade de um estoque pode resultar também em alterações nos parâmetros reprodutivos como a idade de primeira maturação (Saborido-Rey & Kjesbu, 2005, Audzijonyte et al., 2016). A redução da densidade populacional aumenta a disponibilidade de alimentos e relaxa o efeito denso-dependente responsável pelo aumento da idade de primeira maturação (Barot et al., 2004). Para *C. jamaicensis* observou-se uma diminuição na idade de primeira maturação para ambos os sexos ao longo do tempo. Para ambos os sexos, a primeira maturação ocorreu entre o segundo e terceiro ano de vida no período mais antigo e entre o primeiro e o segundo no período mais recente. Os comprimentos de primeira maturação (L_{50}) também diminuíram ao longo do tempo para ambos os sexos. O mesmo padrão de diminuição nos comprimentos e idades de primeira maturação foram observados para *M. atricauda* entre a década de 1970 e 2010 (Cardoso & Haimovici, 2014). As alterações observadas na idade de primeira maturação de *M. atricauda* foram interpretadas pelos autores como resultantes de fatores denso-dependentes, ou seja, aumento da disponibilidade de alimento devido à diminuição da competição intra (diminuição da densidade da população) e interespecífica (diminuição da densidade de uma espécie competidora *C. guatucupa*). Assim,

considerando-se as interpretações para as mudanças de crescimento, pode-se inferir que as alterações observadas na maturação sexual do goete também podem ser resultantes de processos denso-dependentes. Já as alterações observadas no comprimento de primeira maturação podem ser resultantes da pressão seletiva exercida pela pesca sobre os indivíduos que maturam a maiores tamanhos, o que aumenta a longo prazo, a proporção de indivíduos com genótipos para reprodução a menores tamanhos (Dieckmann & Heino, 2007).

No sudeste do Brasil, entre 23°S e 26° S, o crescimento de *C. jamaicensis* foi estudado inicialmente por Santos (1963) e posteriormente por David (1997). Santos (1963, 1968) assumiu uma periodicidade anual na formação de bandas hialinas com base na relação linear entre o comprimento total e o comprimento do otólito, sem detalhar como o otólito foi observado, se inteiro ou cortado. David (1997) examinou cortes transversais semelhantes aos realizados neste trabalho, no entanto, não realizou a validação das determinações de idades porque os otólitos examinados não foram representativos de todas as épocas do ano e em sua maior parte foram de exemplares menores do que 200 mm de comprimento total, assim, optou por assumir os resultados de Santos (1963) como validação. Por esta razão não foi possível realizar comparações do crescimento da espécie entre as regiões. Os comprimentos de primeira maturação diferem pouco, no Rio Grande do Sul as fêmeas maturam com 205,5 mm e os machos com 205,6 mm (Lt), e em São Paulo com 195,1 mm e 191,6 mm (Lt), respectivamente (Carneiro, 2007). Isto sugere que o crescimento também não seja muito diferente. Os períodos reprodutivos também foram coincidentes, entre o final da primavera e o final do verão (Castro, 2000 e Carneiro, 2007). No entanto, no sul do Brasil encontram-se indivíduos maiores, como demonstrado nas distribuições de comprimentos obtidas com a mesma arte de pesca nas duas regiões (Figura 14). Com isso, apesar da coincidência na dinâmica reprodutiva, não foi possível realizar suposições sobre a existência de um ou dois estoques explorados no sudeste e sul do Brasil.

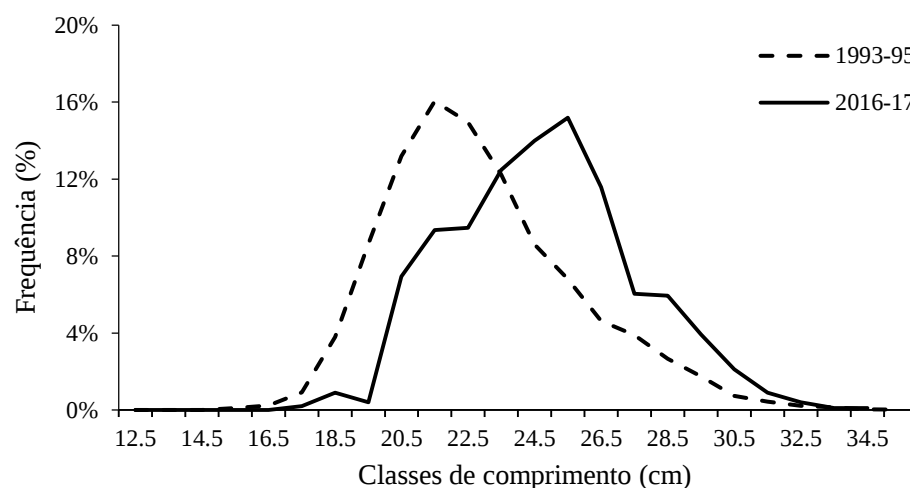


Figura 14: Frequência de comprimento de *Cynoscion jamaicensis* amostrado entre 1993 e 1995 na região sudeste em desembarques da frota de arrasto de parelhas por Castro et al., 2002 (linha tracejada), e amostrados na região sul do Brasil em desembarques da frota de arrasto de parelha entre 2016 e 2017 (linha contínua).

Em relação a avaliação do estado de exploração, por tratar-se de uma espécie que embora apareça com certa frequência, e que raramente é alvo das pescarias industriais, a disponibilidade de dados é considerada insuficiente para a aplicação de modelos tradicionais que dependem de estatísticas pesqueiras de captura e esforço ou estimativas fidedignas de mortalidade por pesca. No entanto, os conhecimentos obtidos sobre a sua história de vida (idade máxima e de primeira maturação sexual, parâmetros de crescimento e estimativas de mortalidade natural) combinado com uma composição de comprimentos representativa da fração adulta da população na região sul do Brasil permitiram a realização de uma avaliação preliminar do estado de exploração por meio do modelo desenvolvido por Hordyk et al., (2015a, b). Este modelo estima a fração do potencial de desova (FPD) remanescente na população e tem como pressupostos, condições de equilíbrio de recrutamento, dados de comprimento representativos do estoque explorado, seletividade unilateral assintótica, distribuição normal da composição de comprimentos virginal modelada, k fixo e a produção de ovos é assumida como sendo proporcional à massa e ao cubo do comprimento. Em relação ao goete no sul de Brasil, foram utilizadas as frequências de comprimento da pesca de arrasto de fundo, que pode ser considerada uma arte de pesca com uma seletividade unilateral assintótica. O valor de k foi assumido como fixo já que não variou significativamente entre períodos (Tabela 5).

Além disso, na plataforma do Rio Grande do Sul, ocorrem os maiores indivíduos da população como pode ser constatado na comparação entre distribuições de comprimentos provindas de capturas de arrasto de parelha no sudeste e sul do Brasil (Figura 14), o que justifica o modelo para analisar a fração dos indivíduos reprodutivos remanescente na população.

Os valores da fração de potencial de desova (FPD) estimados para a população de *C. jamaicensis* do sul do Brasil foram sensíveis à idade máxima utilizada para calcular M . Dependendo da longevidade assumida (9 ou 10 anos) a remoção por pesca pode ter resultado em perdas de aproximadamente 57% ou 62% do potencial de desova, respectivamente. É plausível supor que a idade máxima do goete seja maior do que a idade máxima observada neste estudo, pois a pesca de arrasto de fundo operou na região por pelo menos 30 anos antes da obtenção das amostras mais antigas (Haimovici, 1998; Haimovici & Cardoso, 2016) e a remoção de classes de idade mais avançada é um dos primeiros efeitos de exploração da população (Berkeley et al., 2004). Assim, é seguro assumir que a pesca removeu pelo menos 60% do potencial de desova da população de *C. jamaicensis* do sul do Brasil. Considerando a incerteza nos parâmetros estimados da história de vida e o fato do modelo não levar em consideração uma provável diminuição da abundância ao longo do tempo, no entanto, essa remoção pode ter sido ainda maior, o que poderia ser considerado preocupante para a população. Esta incerteza nos valores estimados de FPD mostra a importância da continuidade do monitoramento e realização de novas avaliações de estoque, com uma maior quantidade de dados e de maior qualidade, como, por exemplo, dos levantamentos científicos de arrasto pelo fundo.

CONCLUSÕES

Os resultados aqui apresentados destacam a importância do monitoramento de longo prazo que podem evidenciar mudanças na dinâmica populacional das espécies intensamente exploradas. Embora *C. jamaicensis* possa ser considerada uma espécie resiliente devido às características de sua história de vida tais como maturidade precoce e em tamanhos pequenos, elevada fecundidade, longo período de desova, e rápido crescimento, a intensa pesca multiespecífica demersal dos últimos 50 anos no sul do Brasil alterou os parâmetros populacionais e reduziu o potencial reprodutivo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Audzijonyte, A., Fulton, E., Haddon, M., 2016. Trends and management implications of human-induced life-history changes in marine ectotherms. *Fish Fish* (published online: 9 Mar 2016|doi: 10.1111/faf.12156).
- Barot, S., Heino, M., O'brien, L., Dieckmann U., 2004. Long-term trend in the maturation reaction norm of two cod stocks. *Ecolog. Applic.* 14(4):1257–1271.
- Berkeley, S.A., Hixon, M.A., Larson, R.J., Love, M.S., 2004. Fisheries sustainability via protection of age structure and spatial distribution of fish populations. *Fisheries* 29, 23-32. [https://doi.org/10.1577/15488446\(2004\)29\[23:FSVPOA\]2.0.CO;2](https://doi.org/10.1577/15488446(2004)29[23:FSVPOA]2.0.CO;2).
- Campana, S.E., 1990. How Reliable are Growth Back-Calculations Based on Otoliths? *Canadian J. of Fish. and Aquatic Sciences*. 47. 2219-2227. DOI: 10.1139/f90-246.
- Campana, S.E., 2001. Accuracy, precision and quality control in age determination, including a review of the use and abuse of age validation methods. *Journal of Fish Biology*, 59: 197-242.
- Campana, S.E., Jones, C.M., 1992. Analysis of otolith microstructure data, *In* Stevenson, D.K., Campana, S.E. (ed). *Otolith microstructure examination and analysis*. Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci. 117, pp. 73-100.
- Cardoso, L.G., Haimovici, M., 2011. Age and changes in growth of the king weakfish *Macrodon atricauda* (Günther, 1880) between 1977 and 2009 in southern Brazil. *Fisheries Research*, 111(3):177-187.
- Cardoso, L.G., Haimovici, M., 2014. Long term changes in the sexual maturity and in the reproductive biomass of the southern king weakfish *Macrodon atricauda* (Günther, 1880) in southern Brazil. *Fisheries Research*, 160: 120–128.
- Cardoso, L.G., Haimovici, M., 2016. Density-dependent changes in the feeding behavior of *Macrodon atricauda* of the southern Brazil. *J. of Fish Biology*, 1-7. doi:10.1111/jfb.12974.

- Carneiro, M.H., 2007. Diagnóstico dos recursos pesqueiros marinhos, *Cynoscion jamaicensis*, *Macrodon ancylodon* e *Micropogonias furnieri* (perciformes: sciaenidae), da região sudeste-sul do Brasil entre as latitudes 23° e 28°40'S. Tese de Doutorado. Universidade Federal de São Carlos. 110pp.
- Castello, J.P., Haimovici, M., Odebrecht, C., Vooren, C.M., 1998. A plataforma e o talude continental. In: Seelinger, U., Odebrecht, C., Castello, J.P., (Eds). Os ecossistemas costeiros e marinhos do extremo sul do Brasil. Ecoscientia, Rio Grande. 7:189-197.
- Castro, P.M.G., 2000. Estrutura e dinâmica da frota de pares de São Paulo e aspectos biológicos dos principais recursos pesqueiros demersais costeiros da região Sudeste/Sul do Brasil (23°-29°S). Teses de doutorado. Instituto Oceanográfico da Universidade de São Paulo. 122pp.
- Castro, P.M.G., Cergole, M.C., Carneiro, M.H., Mucinhato, C.M.D., Servo, G.J.M., 2002. Crescimento, mortalidade e taxa de exploração do goete *Cynoscion jamaicensis* (Perciformes: Sciaenidae), na região sudeste/sul do Brasil. Boletim do Instituto de Pesca, São Paulo, 28(2): 141-153.
- CEPSUL/ICMBio-MMA., 2018. Estatística de produção pesqueira por região. <http://www.icmbio.gov.br/cepsul/acervo-digital/37-download/estatistica/111-estatistica.html>. Data de acesso: 14 de agosto de 2018.
- Chilton, D.E., Beamish, R.J., 1982. Age determination methods for fishes studied by the Groundfish Program at the Pacific Biological Station. Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci. 60, 102 pp.
- Chugunova, N.I., 1963. Age and Growth Studies in Fish. National Science Foundation and the Israel Program for Scientific Translations, Washington, 132 pp.
- David, G.S., 1997. Idade e crescimento de *Cynoscion guatucupa* e *Cynoscion jamaicensis* na plataforma de Ubatuba, São Paulo, Brasil. São Paulo, SP. Dissertação de Mestrado Instituto Oceanográfico, Universidade de São Paulo. 158pp.
- Dieckmann, U., Heino, M., 2007. Probabilistic maturation reaction norms: their history, strengths, and limitations. Mar. Ecol. Progr. Ser. 335: 253-269.

- Dowling, N.A., Dichmont, C., Haddon, M., Smith, D., Smith, T., Sainsbury, K., 2014. Empirical harvest strategies for data-poor fisheries. A review of the literature. *Fisheries Research* 171, 141–153.
- Dowling, N.A., Wilson, J.R., Rudd, M.B., Babcock, E.A., Caillaux, M., Cope, J., Dougherty, D., Fujita, R., Gedamke, T., Gleason, M., Gutierrez, N., Hordyk, A., Maina, G.W., Mous, P.J., Ovando, D., Parma, A.M., Prince, J., Revenga, C., Rude, J., Szuwalski, C., Valencia, S., Victor, S., 2016. Fish Path: a decision support system for assessing and managing data and capacity limited fisheries. In *Assessing and Managing Data-Limited Fish Stocks* (Quinn, T.J., Armstrong, J.L., Baker, M. R., Heifetz, J., Witherell, D., eds). Alaska Sea Grant Program. Fairbanks, AL: University of Alaska. Available at <http://doi.org/10.4027/amdlfs.2016.03/>.
- Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S. & Rubin, D.B., 2003. *Bayesian Data Analysis*, 2nd edn. Boca Raton, FL: Chapman & Hall.
- Green, B.S., Mapstone, B.D., Carlos, G., Begg, G.A., 2009. Tropical Fish Otoliths: Information for Assessment, Management and Ecology. *Reviews: Methods and Technologies in Fish Biology and Fisheries*, first ed. Springer.
- Haimovici, M., 1987. Estratégia de amostragens de comprimentos de teleósteos demersais nos desembarques da pesca de arrasto no litoral sul do Brasil. *Atlântica* 9: 65-82.
- Haimovici, M., 1998. Present state and perspectives for the southern Brazil shelf demersal fisheries. *Fisheries Management and Ecology* 5(4), 277–289.
- Haimovici, M., Absalonsen, L., Velasco, G., Miranda, L.V., 2006a. Diagnóstico do estoque e orientações para o ordenamento da pesca de *Umbrina canosai* (Berg, 1895). In: Rossi-Wongtschowski, C.L.D.B., Ávila-da-Silva, A.O., Cergole, M.C. (Eds.), *Análise das Principais Pescarias Comerciais da Região Sudeste-Sul do Brasil: Dinâmica Populacional das Espécies em Exploração – II*. São Paulo. 77–85,

- Haimovici, M., Cardoso, L.G., 2016. Long-term changes in the fisheries in the Patos Lagoon estuary and adjacent coastal waters in Southern Brazil, Marine Biology Research, DOI: 10.1080/17451000.2016.1228978.
- Haimovici, M., Cousin, J.C.B., 1989. Reproductive biology of the castanha *Umbrina canosai* (Pisces, Scianidae) in southern Brazil. R. Bras Biol, 49:523-537.
- Haimovici, M., Ignácio, J.M., 2005. *Micropogonias furnieri* (Desmarest, 1823). In: Cergole, M.C., Ávila-da-Silva, A.O., Wongtschowski, C.L.D.B.R., (Eds.), Análise das Principais Pescarias Comerciais da Região Sudeste-Sul do Brasil: Dinâmica Populacional das Espécies em Exploração. Série Documentos Revizee-Score Sul, São Paulo. 101–107.
- Haimovici, M., Reis, E.G., 1984. Determinação de idade e crescimento da castanha *Umbrina canosai*, (Pisces, Sciaenidae) do Sul do Brasil. Atlântica 7, 25-46.
- Haimovici, M., Martins, A.S., Vieira, P.C., 1996. Distribuição e abundância de teleósteos demersais sobre a plataforma continental do sul do Brasil. Rev. Bras. Biol. 56 (1), 27–50.
- Heincke, F., 1908. Bericht über die Untersuchungen der Biologischen Anstalt auf Helgoland zur Naturgeschichte der Nutzfische. Die Beteiligung Deutschlands an der Internationalen Meeresforschung 1908:4/5:67-155.
- Hordyk, A.R., Ono, K., Sainsbury, K.J., Lonergan, N., Prince, J.D., 2015a. Some explorations of the life history ratios to describe length composition, spawning-per-recruit and the spawning potential ratio. *ICES Journal of Marine Science* 72, 204–216. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fst235>.
- Hordyk, A.R., Ono, K., Valencia, S.R., Lonergan, N.R., Prince, J.D., 2015b. A novel length-based empirical estimation method of spawning potential ratio (SPR) and tests of its performance, for small-scale, data-poor fisheries. *ICES Journal of Marine Science* 72(1), 217–231. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsu004>.
- Jørgensen, T., 1990. Long-term changes in age at sexual maturity of Northeast Arctic cod (*Gadus morhua*). L. Jour. Du Cons. Int. pour l'Expl. de la Mer. 46:235-248.

- Kinas, P.G., Andrade, H.A., 2010. Introdução à Análise Bayesiana (com R). Mais Que Nada, Porto Alegre, 240pp.
- Law, R., 2000. Fishing, Selection and Phenotypic Evolution. ICES. Journal of Marine Sciences 57:659-668.
- Le-Cren E.D., 1951. The length-weight relationship and seasonal cycle in gonadal weight and condition in the perch (*Perca fluviatilis*). J. Anim. Ecol. 1951; 20:201-19.
- Marshall, S.L., Parker, S.S., 1982. Pattern identification in the microstructure of sockeye salmon (*Oncorhynchus nerka*) otoliths. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 39: 542-547.
- Martins, A.S., 2000. As assembleias e as guildas tróficas de peixes ósseos e cefalópodes demersais da plataforma continental e talude superior do extremo sul do Brasil. Tese de doutorado. Universidade Federal do Rio Grande. 169pp.
- Martins, A.S., Haimovici, M., 2016. Seasonal mesoscale shifts of demersal nekton assemblages in the subtropical South-western Atlantic. Marine Biology Research. (1): 1-10.
- Menezes, N.A., Figueiredo, J.L., 1980. Manual de peixes marinhos do sudeste do Brasil, IV. Teleostei (3). Museu de Zoologia, Universidade de São Paulo, SP. 96pp.
- Miranda, L.V., Haimovici, M., 2007. Changes in the population structure, growth and mortality of striped weakfish *Cynoscion guatucupa* (Sciaenidae, Teleostei) of southern Brazil between 1976 and 2002. Hydrobiologia. 589: 69-78.
- Morales-Nin, B., 2000. Review of the growth regulation processes of otolith daily increment formation. Fish. Res. 46, 53–67.
- MPA-FURG., 2017. Boletim Estatístico da Pesca Marinha e Estuarina do Sul do Rio Grande do Sul – 2012 - 2017. <http://www.imef.furg.br/o-que-e-o-projeto-estatistica-pesqueira>. Data de acesso: 15 de agosto de 2018.

- Pauly, D., 1979. Gill size and temperature as governing factors in fish growth: a generalization of von Bertalanffy's growth formula. Ber. Inst. Meereskd. Christian-Albrechts-Univ. Kiel 63, 156 pp.
- Rice, J.A., Crowder, L.B., Binkowski, F.P., 1985. Evaluating otolith analysis for bloater *Coregonus hoyi*: do otoliths ring true? Trans. Am. Fish. Soc. 114: 532-539.
- Rijnsdorp, A.D., 1993. Fisheries as a large-scale experiment in life-history evolution: disentangling phenotypic and genetic effects in changes in maturation and reproduction of North Sea Plaice, *Pleuronectes platessa*. L. Oecolog. 96:391-401.
- Rondineli, G.R., Braga, F.M.S., Tutui, S.L.S., Bastos, G.C.C., 2007. Dieta de *Menticirrhus americanus* (Linnaeus, 1758) e *Cynoscion jamaicensis* (Vaillant & Bocourt, 1883) (*Pisces*, *Sciaenidae*) no sudeste do Brasil, estado de São Paulo. B. Inst. Pesca, São Paulo, 33(2): 221-228.
- Rosenberg, A.A., Haugen, A.S., 1982. Individual growth and size-selective mortality of larval turbot (*Scophthalmus maximus*) reared in enclosures. Mar Biol. 72: 73-77.
- Saborido-Rey, F., Kjesbu, O.S., 2005. Growth and Maturation Dynamics, 26pp. <http://hdl.handle.net/10261/47150>.
- Santos, E.P., 1963. Growth of goete: Quantitative aspects. Boletim do Instituto Oceanográfico, São Paulo, 13 (1): 185-190.
- Santos, E.P., 1968. Estudo populacional do goete *Cynoscion petranus* (Ribeiro, 1915). Boletim do Instituto Oceanográfico, São Paulo. 17(1): 17-31.
- Schwingel, P.R., Castello, J.P., 1990. Validacion de La Edad Y Crecimiento de La Corvina (*Micropogonias furnieri*) En El Sur de Brasil. Frente Marítimo, 7: 19-24.
- Secor, D.H., Dean, J.M., 1989a. Somatic growth effects on the otolith-fish size relationship in young pond-reared striped bass, *Morone saxatilis*. Can. Fish. Aquat. Sci. 46: 113-121.

- Secor, D.H., Dean, J.M.; Baldevarona, R.B., 1989b. Comparison of otoliths growth and somatic growth in larval and juvenile fishes based on otolith length/fish length relationships. *Rapp. P.-v. Réun. Cons. Int. Explor. Mer.* 191: 431-438.
- Sharp, G.D., 1988. Fish populations and fisheries. In: Postma, H; Zijlstra, J.J. (Eds). *Continental shelves. Ecosystems of the world*, vol 27. Elsevier, Amsterdam, 155-202.
- Sturtz, S., Ligges, U., Gelman, A., 2005. R2WinBUGS: A Package for Running WinBUGS from R. *J. Stat. Softw.* 12: 1-16. Doi: 10.18637/jss.v012.i03.
- Then, A.Y., Hoenig, J.M., Hall, N.G., Hewitt, D.A., 2014. Evaluating the predictive performance of empirical estimators of natural mortality rate using information on over 200 fish species. *ICES Journal of Marine Science* 72, 82–92. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsu136>.
- Thomas, A., O'Hara, B., Ligges, U., Sturtz, S., 2006. Making BUGS Open. *R News* 6, 12–17.
- Tresher, R.E., Koslow, J.A., Morison, A.K., Smith, D.C., 2007. Depth mediated reversal of the effects of climate on long-term growth rates of exploited marine fish. *Proc. Natl. Acad. Sci. U.S.A.* 104 (18): 7461-7465.
- Trippel, E.A., 1995. Age at maturity as a stress indicator in fisheries. *Bioscience* 45:759-771.
- Vaillant, L.L., Bocourt, F., 1883. Études sur les poissons. In: *Mission scientifique au Mexique et dans l'Amérique centrale. Recherches zoologiques. Quatrième partie.* Paris. Part 4: 121-200.
- Valentini, H., Castro, P.M.G., Servo, G.J.M., Castro, L.A.B., 1991. Evolução da pesca das principais espécies demersais da costa sudeste do Brasil, pela frota de arrasteiros de parelha baseada em São Paulo, de 1968 a 1987. *Atlântica*, Rio Grande, 13 (1): 87-95.

- Vazzoler, A.E.A.M., Braga, F.M.S., 1983. Contribuição para o conhecimento da biologia de *Cynoscion jamaicensis* (Vaillant & Bocourt, 1883), na área entre Cabo de São Tomé (22°04'S) e Torres (29°21'S), Brasil. Boletim do Instituto Oceanográfico, São Paulo, 32 (2): 125-136.
- Vieira, P.C., Haimovici, M., 1993. Idade e crescimento da pescada olhuda *Cynoscion striatus* (Pisces, Sciaenidae) no sul do Brasil. Atlântica 15, 73-91.
- Wootton, R.J., 1998. Ecology of Teleost Fishes, 2nd edn. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Yesaki, M., Bager, K.J., 1975. Histórico da evolução da pesca industrial em Rio Grande, Série Documentos Técnicos SUDEPE/PDP (11).
- Zar, J.H., 1984. Biostatistical analysis. 2nd edition. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.

APÊNDICE

Manuscrito submetido à Fisheries Research

Long-term changes in the population dynamics and stock assessment of the Jamaican weakfish *Cynoscion jamaicensis* (Vaillant and Bocourt, 1883) from southern Brazil

Abner Ventura Alves, Manuel Haimovici and Luís Gustavo Cardoso*

Federal University of Rio Grande

Laboratório de Recursos Pesqueiros Demersais e Cefalópodes, Instituto de Oceanografia,
Caixa Postal 474, Avenida Itália Km 8, CEP 96201-900, Rio Grande, RS, Brazil.

E-mail addresses: abneralves_sf@hotmail.com (A.V. Alves),
manuelhaimovici@gmail.com (M. Haimovici), cardosolg15@gmail.com (L.G. Cardoso)

* Corresponding author. Luís Gustavo Cardoso, cardosolg15@gmail.com, Tel: +55 53 32336532

Abstract

The Jamaican weakfish *C. jamaicensis*, a small sciaenid fish under 350 mm total length and caught by the coastal trawl fishery off southern Brazil was sampled in two periods (1977-80 and 2016-17) to study its life cycle, changes in growth and sexual maturation, and its spawning potential ratio. The annual formation of one opaque band between late spring and summer on the otoliths validated the ageing. The older fish was 9 years old. Growth did not differ between sexes but total length and total weight-at-age were higher in the most recent period. The growth parameters of the von Bertalanffy for pooled sexes were L_{∞} : 308 mm, k : 0.5 year⁻¹, t_0 : -0.42 for 1977-80, and L_{∞} : 331.7 mm, k : 0.46 year⁻¹, t_0 : -0.59 for 2016-17. The body condition factors and the proportion of stomachs with preys in all seasons, except autumn, were significantly higher in the second period. Reproduction occurs seasonally from late spring to early autumn. The length and age at first maturity decreased from 230 mm and 2.3 yr for females and 234 mm and 2.5 yr for males in the first period, to 205 mm and 1.9 yr and 205 mm and 1.82 yr, respectively, in the second period. Based on length distributions obtained from sampling on commercial landings, the remaining spawning potential ratio were between 57 and 62%, suggesting a decrease in the abundance of the species in the region. Changes in growth and sexual maturation were interpreted as a result of density-dependent processes caused by the increase in the food availability due to a decrease of intra and interspecific competition caused by the intense fishing.

Keywords: Changes in growth, sexual maturation, spawning potential, *Cynoscion jamaicensis*, Southern Brazil

1. Introduction

The Jamaican weakfish *Cynoscion jamaicensis* (Vaillant and Bocourt, 1883), is a coastal marine sciaenid that inhabits sand-muddy bottoms from the Caribbean Sea to Argentinian waters at the Southwestern Atlantic (Menezes and Figueiredo, 1980). It is a component of the coastal bottom trawl and gillnet fisheries along southern and southeastern Brazil, where intense fishing since the 1950's has reduced the abundance of the demersal and benthic fish resources, that are currently overfished (Haimovici et al. 2006; Haimovici and Cardoso, 2016; Valentini et al. 1991; Yesaki and Bager, 1975).

Overfishing has caused changes in the population dynamics of commercially exploited marine fish worldwide (Audzijonyte et al. 2016; Law 2000; Trippel, 1995). Most studies report that fish are reproducing at younger ages and sizes (Jørgensen, 1990; Rijnsdorp, 1993) and presenting increased growth (Audzijonyte et al. 2016). These changes can be caused by both density-independent factors such as temperature (Tresher et al. 2007), and density-dependent factors such as biomass removal by fishing (Law, 2000; Trippel, 1995). Fishing, by increasing mortality, can influence the dynamics of sexual maturation and growth in two ways. (1) By reducing population density, which increases food availability and relaxes the density dependent effects responsible for the reduction of growth and the increase of age at maturity; leading to an increase in growth and a decrease of age at maturity (Barot et al. 2004). And (2), through a biased removal towards individuals who mature at larger sizes which in the long term increases the proportion of genotypes associated to reproduction at smaller sizes and slower growth (Dieckmann and Heino, 2007; Jørgensen, 1990; Rijnsdorp, 1993). Despite its importance in the assessment of the fisheries, life histories changes have not yet been fully and explicitly included in the management policy for fisheries (Audzijonyte et al. 2016).

The Jamaican weakfish is one of the three main species in the landings of the bottom trawl fishery along southeastern Brazil (Castro et al. 2002; Valentini et al. 1991) and is also captured along southern Brazil. It is a relatively small species that rarely exceed 350 mm of total length (Castro et al. 2002; Haimovici, 1987) and feed mainly on crustaceans and fishes (Martins, 2000; Rondineli et al. 2007). Former studies on its life history including the seasonality of its reproduction (Castro et al. 2002), length of first maturation (Carneiro, 2007; Vazzoler and Braga, 1983), ageing (David, 1997; Santos, 1963) and growth and mortality (Carneiro, 2007; Castro et al. 2002) were performed along southeastern Brazil. Based in length composition analysis Carneiro (2007) concluded that the stock was overexploited. No former studies on its life history and population dynamics were performed for the stock fished along southern Brazil.

The evaluation of the state of exploitation of stocks is a fundamental step in the development of any fisheries management strategy and it depends on the data availability. For the Jamaican weakfish along southern Brazil, as for most fisheries across the globe the availability of data is limited (Dowling et al. 2014). However, there are many model options for assessing data-constrained stocks with varying levels of data type and quantity requirements (Newman et al. 2015). Among the available models, the one developed by Hordyk et al. (2015a, 2015b) seems appropriate for the type of data generated in this study for the Jamaican weakfish.

Data on the biology and size composition of the stocks of demersal fishes landed in Rio Grande were collected along four decades a part of a long-term study on their population dynamics and fishery (Haimovici, 1987; Haimovici and Cardoso, 2016). The intense fisheries exploitation of demersal resources in southern Brazil have caused the decrease in abundance and changes in the population dynamics of the main species of demersal

sciaenid fishes caught in the region (Cardoso and Haimovici, 2011, 2014; Haimovici and Ignacio, 2005; Haimovici et al. 2006; Miranda and Haimovici, 2007).

As part of the demersal catch in the region, it is expected that fishing also have affected the population dynamics of the Jamaican weakfish. In this work, we studied several aspects of the life history of *Cynoscion jamaicensis*, including the validation of its ageing and the evaluation of possible changes in growth, sexual maturation and food intensity between two periods (1977-1985, 2016-2017) in which it was sampled. We also evaluated the state of exploitation of the stock in southern Brazil by estimating the remaining spawning potential ratio using the method proposed by Hordyk et al. (2015a, 2015b).

2. Material and methods

2.1. Sampling and data collection

Length composition and biological data of *Cynoscion jamaicensis* were collected from landings in Rio Grande of the industrial trawl fishery between 1977 and 1985 and again between 2016 and 2017 (Haimovici, 1987) and from bottom trawls surveys in the same region (Haimovici et al. 1996) between 1981 to 1983 (Figure 1). For length composition samples between 100 to 400 specimens were taken randomly from the catches. The individuals had their total lengths (L_t), between the snout and the end of the caudal fin, measured at the lower centimeter. For a smaller number of individuals the total length (L_t , mm), total weight (W_t , g), gonads weight (GW , g) were recorded and the *sagittae* otoliths removed and preserved dry. Macroscopic maturation was recorded following a seven stages scale for multiple-spawning sciaenid fishes proposed by Haimovici and Cousin (1989) and the stomachs were classified as “empty”, “half-full” when it contained preys but was not distended and “full” when the stomach was distended.

2.2. Ages determinations

For ageing, approximately 0.2 mm transverse sections of the *sagittae* otoliths passing through the nucleus were examined over a black background and incident light with low magnification (x 1) under a binocular microscope. The number of opaque bands were counted and the nature of the band at the inner margin of the otoliths was recorded. The distances between the nucleus and the end of each opaque band (R_i), and from the nucleus to the otolith margin (R_t) were measured on digitalized images of the sections (Figure 2). Two readers examined independently the otolith sections. To evaluate the precision between readings the mean coefficient of variation (C.V.) (Campana and Jones, 1992) was calculated as follows:

$$CV_j = 100\% \times \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^N \frac{(X_{ij} - X_j)^2}{(N - 1)}}}{X_j}$$

where CV_j is the estimated age accuracy for j^{th} fish; X_{ij} is the age determination of the j^{th} fish by i reader; X_j is the mean age of j^{th} fish and N is the number of readings.

The coincidence between the number of opaque bands counted by two independent readers was 75.5% corresponding to a C.V. of 6.33%, a value considered acceptable by Campana (2001). A joint reading of otoliths that differed in one band in the independent readings, increased the percent of aged specimens to 96.6%.

The periodicity of formation of the growth bands was determined by the analysis of the changes in the monthly relative frequencies of opaque and translucent bands along inner margins of the otoliths, and of the monthly averages of marginal increment (MI) according to Campana (2001):

$$MI = (R - R_n) / R$$

where R = distance from the nucleus to the inner margin of the otolith; R_n = distance from the core to the end of the last opaque band. This formula is suitable for fast growing fish (Campana, 2001).

2.3. Growth

The observed mean length and weight at age class, the mean back-calculated length at age and the von Bertalanffy growth parameters were compared between sexes and the sampled periods. The von Bertalanffy growth parameters were calculated from the back-calculated lengths by age.

2.3.1. Back-calculation of length at age

Total length at the end of the formation of the opaque bands on the otoliths were back-calculated following the procedure proposed by Campana (1990) which assumes a linear relationship between L_t and R and a fixed intercept (biological intercept) for all the analyzed individuals. Several experiments that have controlled or manipulated individual fish growth showed that the greatest variation among individuals occurs in the slope of the relationship between fish length and otolith radius and not in the intercept (Marshall and Parker, 1982; Rosenberg and Haugen, 1982; Rice et al. 1985; Secor and Dean 1989a, 1989b). For *Cynoscion jamaicensis*, a radius of 0.4 mm (O_o) measured on a sectioned otolith of a 63 mm total length (L_o) juvenile was considered as “biological intercept”. The back-calculated lengths were obtained according to the following equation:

$$L_a = L_c + (O_a - O_c) (L_c - L_o) (O_c - O_o)^{-1}$$

where L_a = is the back-calculated length at age a ; L_c = is the total length of the fish at the time of capture; O_a is the radius of the otolith at a given age a ; O_c is the total radius inner of the otolith at the time of capture.

2.3.2. Growth modelling

Growth in length was described for both periods and sexes by means of the von Bertalanffy equation from back-calculated lengths for the observed age and for the age previous to the observed:

$$L_t = L_{\infty} (1 - e^{-k(t-t_0)})$$

where, L_t the total length of the fish; L_{∞} the asymptotic length; k is the growth coefficient, which represents the rate at which fish length approaches L_{∞} and t_0 at the theoretical age at which the fish would have a zero length.

The fit of the model to the data was performed with a Bayesian approach (Kinas and Andrade, 2010). Assuming that the age-length data follow a log-normal distribution: $y_i = \log N(\mu_i, \sigma^2)$, Where y_i is the length distribution, μ_i is the mean length for each age class i , and variance σ^2 . A logarithmic version of the von Bertalanffy equation was used for computational convenience:

$$\mu_i = \log(L_{\infty}) + \log(1 - e^{-k(i-t_0)}).$$

The seed values for each parameter were constructed from non-informative priori with wide intervals of distribution. The probability of $\log k$ was considered following a normal distribution with mean zero and variance equal to 0.001; restricted to the interval of (-5, 5). The probability of $\log L_{\infty}$ was considered following a normal distribution with a mean equal to the logarithm of the observed maximum L_t and a variance of 0.001. The probability of t_0 was considered following a uniform distribution with a minimum equal to -3 and a maximum equal to zero, and the probability of σ was considered following a uniform distribution with minimum equal to zero, and maximum equal to five.

The posterior distributions of the parameters were obtained through the stochastic process of the Monte Carlo Markov Chains (MCMC) which allows the comparison of the resulting parameters between the two periods and sexes in an easy and clear way by analyzing the degrees of overlap between the density of the values. In a single chain 31000 iterations were generated with burn-in of the first 10000 values and taking out one of each two values of the remaining, resulting in a final sample with 10500 values in the posterior distribution of each parameter (Kinas and Andrade, 2010). All statistical analysis was performed in software R, version 3.3.1. Using the OpenBUGS package, with the libraries R2WinBUGS (Sturtz et al. 2005) and BRugs (Thomas et al. 2006).

The asymptotic weight (W_{∞}) was estimated by the transformation of length-by-age data, in weight-by-age. Based on the potential weight-length equations.

2.4. Weight-length relationships

The relationship between weight and length was described by the potential model ($W_t = a L t^b$). For comparison between the weight-length relationships the data were transformed into decimal logarithms, and the linear regression models were compared between sexes and between periods through covariance analysis ($\alpha = 0.05$) (Zar, 1984).

2.5 Allometric condition factor (K)

Allometric condition factors (K) (Heincke, 1908, Le-Cren, 1951) were calculated as:

$$K = W_t / L t^b$$

where b is the coefficient of the potential equation of the weight-length relationship corresponding for each period.

Mean K -factors by length classes (3 cm interval) were compared between periods and sexes with analysis of variance (ANOVA, $p < 0.05$).

2.6. Reproductive cycle

The reproductive cycle was determined by analyzing the changes in the monthly averages of the gonadosomatic indexes (GSI) was calculated as $GSI = 100 \times (Wg / Wt)$ (Wootton 1998) where Wg is the gonad weight in grams.

2.7. Length and age at first maturity

The length (L_{50}) and age (A_{50}) at first maturity were calculated with a Bayesian approach to the logistic model (Cardoso and Haimovici, 2014; Kinas and Andrade, 2010). To avoid errors of identification between spawned and immature stages, only data from specimens collected during the peak of the reproductive period were used. This period was estimated visually based on the results of the maturation seasonality. To determine the macroscopic stage from which the individuals would be considered mature, averages of the gonadosomatic indexes (GSI) of individuals classified at each of the seven stages of maturation proposed by Haimovici and Cousin, (1989) were calculated. An abrupt increase in GSI between macroscopic stages 2 and 3 (Figure 3) was observed, with the individuals classified in stages 3 and larger being considered sexually mature.

The total number (n_i) and the total number of mature individuals (y_i) was calculated for both sexes for each age class, and for each class of length with a 10 mm interval for both periods. Where θ_i expresses the probability that an individual of a certain age i and determined length class i be sexually mature y_i . It can be assumed that this probability follows a binomial distribution $Bin(n_i, \theta_i)$.

The data were adjusted to a logistic model defined by the logit-link function, which transforms the parameter θ_i , restricted to the interval $[0,1]$ into a binomial distribution in

m , defined between $(-\infty, +\infty)$ (Kinas and Andrade, 2010). The logistic model was defined as:

$$m_i = g(\theta_i) = \log (\theta_i / 1 - \theta_i)$$

$$m_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_i$$

where m_i is the probability for each x_i , which are each age or length class.

From this model, the length and age of first maturation are defined as:

$$L_{50} \text{ or } A_{50} = -\beta_0 / \beta_1$$

In order to compare the estimates of length and age of first maturation for both sexes between the different periods, the posterior distribution $p(\beta_0, \beta_1|D)$, where $D = \{(y_i, n_i, x_i); i=1, \dots, k\}$, was also obtained via MCMC. To obtain the posterior distribution of β_0 and β_1 , they were considered independent, and a normal distribution with zero mean and wide variance (1000) was used as *priori* distribution. The number of chains and simulated iterations were the same as those used for the simulation of the von Bertalanffy growth model parameters. The posterior distribution of the parameters results in a simple and clear way of comparing visually through the overlapping or not of the distributions, avoiding subsequent statistical tests (Kinas and Andrade, 2010). All statistical analysis was performed in software R, version 3.3.1. by means of the OpenBUGS package and the libraries R2WinBUGS (Sturtz et al. 2005) and BRugs (Thomas et al. 2006).

2.8. Food intensity changes analysis

Possible changes in food intensity of *C. jamaicensis* were analyzed between the two periods 1977-1985 ($n = 949$) and 2016 to 2017 ($n = 1669$). In each period, the data were analyzed by season to avoid the influence of the seasonal variation in any long-term trend in the feeding intensity.

Due to the polynomial distribution of the data and to visually compare the probabilities of each stomach state (empty, half-full and full) among periods without the need for statistical tests (Kinas and Andrade, 2010), a Bayesian approach (Gelman et al. 2003) was used. Assuming that y is the counting vector of the number of observations of each of the possible k results, then

$$p(y|\theta) \propto \prod_{j=1}^k \theta_j^{y_j}$$

Where θ describes the probability of each result, and $\theta_j^{y_j}$ is the probability vector relative to the counting vector of the number of observations for each decade; the sum of the probabilities $\sum_{j=1}^k \theta_j$ is 1. The distribution is generally regarded as implicitly conditional on the number of observations: $\sum_{j=1}^k y_j = n$. The conjugate a priori distribution is a multivariate generalization of the beta distribution known as Dirichlet: $p(y|\theta) \propto \prod_{j=1}^k \theta_j^{\alpha_j - 1}$, where θ is the probability vector, and the distribution is restricted to a non-negative α_s with $\sum_{j=1}^k \theta_j = 1$ and $\alpha_1, \dots + \alpha_k = \alpha_0$. In other words, the sample size is defined a priori as: $\theta \sim \text{Dirichlet}(\alpha_1, \dots + \alpha_k)$ and the probability of each result as: $p(\theta) = \text{Dirichlet}(\theta | \alpha_1, \dots + \alpha_k)$, where $\alpha_j > 0 \equiv \sum_{j=1}^k \alpha_j$ (positive real numbers).

2.9. Spawning potential ratio (SPR)

The fraction of the remaining spawning potential in the stock was estimated by the Length-based Spawning Potential Ratio method developed by Hordyk et al. (2015a, 2015b). This method calculates the difference between the composition of lengths in a virginial situation without the effect of fishing and the current length composition observed in the catches. The expected length structure in the initial situation is obtained through life history parameters such as von Bertalanffy growth parameters (L_∞ and k),

natural mortality (M), and size of 50 and 95% maturity (L_{50} and L_{95}). The parameters L_{∞} , k , L_{50} and L_{95} were obtained from this work for the initial period (1977-1980), since they represent in a more reliable way the pristine situation of the population. Natural mortality was calculated as the mean of the results of three empirical estimators based on maximal age recalculated by Then et al. (2014) using more comprehensive databases. According to Then et al. (2014) the estimators based on maximum ages obtained a better performance than those based on von Bertalanffy growth parameters.

Natural mortality was calculated for two values of maximum age: that observed in the otolith readings (9 years old), and a year higher than this (10 years old). Maximum ages greater than those observed in this study are justified because the removal of older age classes by fishing occurs at still moderate levels (Berkeley et al. 2004), And the bottom trawl fishery operates for at least 50 years in the region (Cardoso and Haimovici, 2016; Yesaki and Bager, 1975).

The current length structure of the stock was obtained by random samplings of lengths in bottom pair-trawler commercial landings in Rio Grande, considered a non-selective fishing gear, carried out between 2016 and 2017. The spawning potential ratio (SPR) was estimated considering the uncertainty in the parameters of growth, and maturity. For this, the SPR values were calculated for each of the two natural mortality values, considering the lower and upper confidence intervals of the parameters.

3. Results

3.1. Validation of the age determinations

Ages were determined for 282 individuals from the period 1977-1980 (158 males and 124 females) ranging from 152 mm to 316 mm of total length and for 461 individuals from

the period 2016-2017 (239 males and 222 females) ranging from 180 mm to 346 mm. The older observed specimen was a male aged 9 years old.

The thin sections of otoliths showed a pattern of alternate opaque and translucent bands (Figure 2). The monthly percentage of otoliths with opaque margins was higher than 80 % between November and March and lower than 10 % between May and August (Figure 4). The monthly variation pattern of the marginal increments was similar with the higher means of the marginal increments been observed from May to August and the lower ones from September to March (Figure 5a). The pattern was the same for all ages (Figure 5b). The seasonal changes in the proportion of edge type and of the marginal increments indicate an annual pattern in the formation of one opaque band during the summer and spring and one translucent band during the fall and winter. These results validate the reading of ages in Jamaican weakfish otoliths from southern Brazil.

The spawning of *C. jamaicensis* in southern Brazil and the formation of opaque bands occur mostly from November to March, therefore, January 1 was assumed as the nominal date of birth of all specimens for the classification in age classes.

3.2. Growth

The mean total length in each age class did not differed between males and females in both sampled periods (Table 1, Figure 6). As no differences were observed between males and females, the comparison between periods was performed with pooled sexes. The average lengths were higher in all age classes in the second period but the difference was significant only for the ages of 3 to 6 years ($p < 0.05$), better represented in the samples of both periods (Table 2).

3.2.1. Back-calculation

The values of mean back-calculated lengths-at-age were between the mean length in the previous age class and the following age class in most ages in both periods and for both sexes. The total back-calculated length by age decreased with increasing ages (Rosa Lee's phenomenon) (Chugunova, 1963). The striking difference at age 1 was attributed to the selectivity of trawl nets (Tables 3 and 4). The mean back calculated length at each age class was higher in the second period (Tables 3 and 4).

3.2.2. Growth model

The credibility intervals of all three von Bertalanffy growth parameters of both sexes overlap indicating no significant differences between the growth curves of males and females (Table 5). Regarding the comparison between the periods, a significant increase was observed only in L_{∞} for females. The 95% credibility intervals for the pooled sex growth curves overlapped (Figure 7).

3.3. Weight-length relationships

The relationship between weight and length did not show significant differences between the sexes (Figure 8), both in the period 1977-1980 ($p = 0.561$) and in the period 2016-2017 ($p = 0.269$). For pooled sexes significant differences were observed between periods ($p < 0.001$), resulting in the following equations:

$$\text{Period (1977-1980): } W_{t_{\text{pooled sexes}}} = 3.23 \times 10^{-6} \times L_t^{3.23} \quad (R^2 = 0.9521, n = 482)$$

$$\text{Period (2016-2017): } W_{t_{\text{pooled sexes}}} = 7.17 \times 10^{-6} \times L_t^{3.08} \quad (R^2 = 0.9574, n = 1405).$$

3.4. Allometric condition factor (K)

No significant differences were observed between sexes for the allometric condition factor (K) according to the two-way ANOVA ($p = 0.353$) (Table 6). For pooled sexes, significant differences were observed between periods and length classes (two-way ANOVA, $p < 0.001$) (Table 6). The mean K in different total length classes were higher in the second period (Table 7, Figure 9). Significant differences of K in different length class were observed between periods (one-way ANOVA, $p < 0.001$) (Table 7). Percentual increases of the total weight by length classes were: 0.03% at 180 mm, 0.13% at 210mm, 0.12% at 240 mm, 0.63% at 270 mm and 2.29% at 300 mm.

3.4.1. Mean weight at age

The average weights at age were higher in the most recent period (2016-2017) for the pooled sexes at all ages (Table 8). The differences observed were statistically significant ($p < 0.05$) between periods at ages 3 to 6 years.

3.5. Reproductive cycle

The highest values of the gonadosomatic index were observed between November and March for both sexes; however, some specimens had high GSI in April (Figure 10). Therefore, it can be concluded that the reproductive season of the species in the southern region of Brazil, is from late spring to early autumn.

3.6. Length and age at first maturity

The length and age at first maturity were calculated using data of 887 individuals sampled in the peak of the reproductive season from November to March (93 females and 97 males (1977 to 1980) and 319 females and 378 males (2016-2017)).

A significant relationship between length, age and sexual maturity was observed for both sexes and periods as in all cases the posterior distribution of the β_1 credibility intervals do not include zero (Table 9).

For both analyzed periods, there were no significant differences between sexes at the maturity lengths (L_{50} , mm), as can be observed by the overlapping of the credibility intervals (Table 9).

Between periods, the mean L_{50} for females decreased from 230 mm to 205 mm and for males from 234 mm to 205 mm as shown by the non-overlapping of the credibility intervals (Table 9, Figure 11). The mean age at first maturity (A_{50}) for females decreased from 2.29 years to 1.9 years and for males from 2.55 years to 1.82 years (Table 9, Figure 12).

3.7. Food intensity changes analysis

The analysis of the stomach repletion of *C. jamaicensis* showed that the relative frequency of empty stomachs in 1977-1985 was 72% in summer, 88% in autumn, 97% in winter and 76% in spring and in 2016-2017 decreased to 57%, 77%, 83% and 70%, respectively. The differences were significant in all seasons except for spring (Table 10).

For the stomachs classified as half-full, the relative frequency in the first period was 27% in summer, 12% in autumn, 3% in winter and 21% in spring and in the second period was 24%, 18%, 10% and 26%, respectively (Table 10).

For the full stomachs, the relative frequency in the first period was 1% in summer, less than 1% in autumn, 0% in winter and 4% in spring and increased, in the second period,

to 18%, 5%, 7% and 4%, respectively. The increase was statistically significant for all seasons, except in the spring (Table 10).

3.8. Spawning potential ratio (SPR)

Based in the total length frequency distribution for 2016-2017 and in an instantaneous coefficient of natural mortality of 0.61, corresponding to a maximum age of 9 years, the remaining spawning potential ratio (*SPR*) ranged from 37 to 71% (mean 43%). For a maximum age of 10 years, *M* was estimated at 0.55, and the *SPR* ranged from 33 to 65%, (mean 38%) (Table 11). These scenarios suggest that the most likely losses were between 57 and 62% of the spawning potential in relation to the virginal condition of the stock. However, this estimate has a large confidence interval due to the low precision of the life history parameters estimates.

4. Discussion

This study validated the reading of ages in thin sections of *C. jamaicensis sagittae* otoliths. Well defined patterns of annual deposition of an opaque band and a hyaline formed in the hot and cold months, respectively, were found. The same formation pattern was observed for other species of demersal sciaenids in the same study area: *Macrodon atricauda* (Günther 1880) (Cardoso and Haimovici, 2011), *Cynoscion guatucupa* (Cuvier 1830) (Vieira and Haimovici, 1993), *Umbrina canosai* Berg 1895) (Haimovici and Reis, 1984) and *Micropogonias furnieri* (Schwingel and Castello, 1990).

The deposition of calcium carbonate with different opacities throughout the year occurs by the combination of endogenous and exogenous factors, such as reproduction, diet and water temperature. The alternation of opaque and translucent bands can be observed more frequently in fish otoliths from temperate regions, where occur more marked seasonal

variations in environmental parameters compared to tropical regions (Green et al. 2009; Morales-Nin, 2000). The continental shelf and slope of southern Brazil (29° - 34°S) are under the influence of the Subtropical Convergence (CST), with its marked latitudinal displacements, which result in seasonal variations of temperature of approximately 10° C (Cardoso and Haimovici, 2011). This oceanographic dynamic characterizes the region as a biogeographic transition zone (Sharp, 1988) between the great neritic areas of Patagonia and tropical Brazil (Castello et al. 1998). These characteristics facilitate the discrimination of the marked depositions of opaque and translucent bands in the *sagittae* otoliths of the species of the region.

Although there were no significant differences in the von Bertalanffy growth parameters between periods, differences in means lengths and weights by age classes and in back-calculated length-at-age support the conclusion that the growth was higher in recent years (2016-2017) than in a former period (1977-1980) in which fishing pressure was lower (Haimovici and Cardoso, 2016). The increase in length by age for both sexes promoted the increase of L_{∞} and the decrease of k , except for males, which does not mean a decrease in the growth rate. The decrease of k reflects a restriction of the von Bertalanffy model for the description of the growth when there is a strong increase in L_{∞} . Pauly (1979) associates a decrease in L_{∞} and an increase in k as a result of the increase of stress factors such as temperature, fish density and food availability. In this perspective the increases in L_{∞} and decreases in k can be associated to food availability as there was an increase in the condition factors by length class (Figure 9) and in the feeding intensity represented by the increase in percentages of stomachs with content (Table 10). This increase in size, condition and feeding intensity suggests that growth changes are due to density-dependent processes. This process was due to the decrease of the demersal fish density in

the region that includes the Jamaican weakfish density and other species with similar trophic spectrum targeted by the bottom trawl and bottom gillnet fisheries that have resulted in an increase in individual food availability.

The Jamaican weakfish shares several preys with *Macrodon atricauda* on the inner continental shelf of southern Brazil (Martins, 2000, Martins and Haimovici, 2016), mainly the shrimp *Artemesia longinaris*. Cardoso and Haimovici (2016) reported an increase in the feeding intensity of *M. atricauda* over the last 40 years, when crustaceans, especially the shrimp *A. longinaris*, increased in importance in the analyzed stomachs. According to the authors, the main cause for the increase in the feeding intensity was the decrease in the abundance of *M. atricauda* and of its competitor the striped weakfish *Cynoscion guatucupa*, caused by the long-term biomass removal by fishing (Cardoso and Haimovici, 2016). The growth of both species, *M. atricauda* (Cardoso and Haimovici, 2011) and *C. guatucupa* (Miranda and Haimovici, 2007) also increased over the last years. Therefore, the observed changes in the growth of Jamaican weakfish and of other species can be considered a result of the decrease in the abundance of neritic and macrobenthonic species affected by demersal fishing, resulting in a greater availability of prey.

The decrease in stock density may also result in changes of reproductive parameters such as age at first maturity (A_{50}) (Audzijonyte et al. 2016; Saborido-Rey and Kjesbu, 2005). The reduction of the population density increases food availability and relaxes the dense-dependent effect responsible for increasing the A_{50} (Barot et al. 2004). For *C. jamaicensis*, a decrease in the A_{50} was observed for both sexes over time, it occurred between the second and third year of life in the first period and between the first and second year in the most recent period. The lengths at first maturity also decreased over time for both

sexes. The same pattern of decrease in lengths and ages at first maturity was observed for *M. atricauda* between the 1970s and 2010 (Cardoso and Haimovici, 2014). The changes observed in the A_{50} for *M. atricauda* were interpreted by the authors as resulting from density-dependent factors, that is, increased food availability due to decreased intra-specific (decrease in population density) and inter-specific (decrease in density of a competing species *C. guatucupa*) competition. Thus, considering the interpretations for growth changes, it can be inferred that the observed changes in the A_{50} of the Jamaican weakfish may also be resulting from a density-dependent processes. In the other hand, the observed changes in length at first maturity may be due to a biased removal towards individuals who mature at larger sizes, which, in the long term, increases the proportion of genotypes associated to reproduction at smaller sizes and slower growth (Dieckmann and Heino, 2007).

A relevant question for management purposes is if the stocks along southern and southeastern Brazil belong to the same population unit. Along São Paulo estate (23°S - 26°S), *C. jamaicensis* landed by pair trawlers are smaller than those recorded by the same gear in Southern Brazil (Figure 13). The reproductive period in São Paulo was the same then in southern Brazil, between late spring and late summer (Carneiro, 2007; Castro, 2000) but the lengths at first maturity observed in 1997 (195.1 mm for females and 191.6 mm for males (Carneiro, 2007) were smaller than those observed in this study in both periods (Table 9). The differences in the total length composition and at first maturity could be a consequence of slower growth in Southeastern Brazil, suggesting limited exchange between both regions. However, this differences in growth should be tested with new comparable ageing and growth studies as Santos (1963) aged whole otoliths and David (1997) examined transversal sections of mostly young fishes under 200 mm and in

neither studies ageing was validated. Thus, despite the coincidence in the reproductive dynamics, other studies are necessary to investigate the existence of one or two stocks exploited along southern and southeastern Brazil.

Regarding the assessment of the state of exploitation in southern Brazil, despite *C. jamaicensis* appears frequently in the landings, it is not a target of the industrial fisheries. Therefore, sufficiently accurate data to use traditional assessment models, which rely on fisheries statistics of catch and effort or reliable estimates of fishing mortality, are not available. However, knowledge about their life history (maximum age and sexual maturity, growth parameters and estimates of natural mortality) combined with representative length compositions allowed a preliminary assessment of the stock status using the model developed by Hordyk et al. (2015a, 2015b). This model estimates the spawning potential ratio with assumptions as recruitment equilibrium conditions, length data as representative of the stock, unilateral asymptotic selectivity, normal distribution of the modeled virginal length composition, fixed k and a positive proportionality between the egg production and fish length. For Jamaican weakfish in southern Brazil, it was used a representative length composition obtained from the bottom trawl fishery, a fishing gear with unilateral asymptotic selectivity. The value of k was assumed to be fixed since it did not vary significantly between periods (Table 5).

The estimated spawning potential ratio values for the *C. jamaicensis* population in southern Brazil were sensitive to the maximum age used to calculate natural mortality. Depending on the assumed longevity (9 or 10 years old), fishery removal may have resulted in losses of approximately 57% or 62% of the spawning potential, respectively. It is plausible to suppose that the maximum age be greater than the observed in this study, since bottom trawl fishery occurs in the region for at least 40 years (Haimovici and

Cardoso, 2016), and the removal of the older age classes is one of the observed effects in exploited populations (Berkeley et al. 2004). Thus, it is safe to assume that fishery removed at least 60% of the spawning potential of the *C. jamaicensis* population of southern Brazil. Considering the uncertainty in the estimated life history parameters and the fact that the model does not consider a probable decrease in the stock abundance over time this removal may have been even greater. This uncertainty in the estimated spawning potential ratio shows the importance of the landings monitoring programs and periodical scientific bottom trawl surveys to support stock assessments of the coastal demersal fish resources, including *C. jamaicensis*.

5. Conclusion

The Jamaican weakfish *Cynoscion jamaicensis* of southern Brazil are growing faster and maturing at smaller sizes and ages than forty years ago. These changes are likely to be due to higher food availability because of the intense fishing that decreased the abundance of the species and of its main competitors. The spawning potential ratio of the stock decreased to between 57% and 62% of the virginal situation. Although *C. jamaicensis* can be considered a resilient species due to its life history characteristics such as early maturity at small size, high fecundity, long spawning period, and fast growth, the intense biomass removals by fishing in southern Brazil changed its population dynamics and reduced its spawning potential.

Acknowledgements

The authors thank all students and technicians that participated in the data collection and processing and the Federal University of Rio Grande for their continuous logistic support

along 35 years. We acknowledge the “Coordination for the Improvement of Higher Education Personnel (CAPES)” for the scholarship granted to A.V.A and the “Brazilian National Scientific and Technological Research Council (CNPq) by the fellowship granted to M.H.

6. References

- Audzijonyte, A., Fulton, E., Haddon, M., Helidoniotis, F., Hobday, A. J., Kuparinen, A., Morrongiello, J., Smith, A., Upston, J., Waples, R. 2016. Trends and management implications of human-influenced life-history changes in marine ectotherms. *Fish Fish.* 17, 1005–1028. <https://doi.org/10.1111/faf.12156>.
- Barot, S., Heino, M., O’Brien, L., Dieckmann U., 2004. Long-term trend in the maturation reaction norm of two cod stocks. *Ecological Applications.* 14(4),1257–1271. <https://doi.org/10.1890/03-5066>.
- Berkeley, S.A., Hixon, M.A., Larson, R.J., Love, M.S., 2004. Fisheries sustainability via protection of age structure and spatial distribution of fish populations. *Fish.* 29, 23–32. [https://doi.org/10.1577/1548-8446\(2004\)29\[23:FSVPOA\]2.0.CO;2](https://doi.org/10.1577/1548-8446(2004)29[23:FSVPOA]2.0.CO;2).
- Campana, S.E., 1990. How Reliable are Growth Back-Calculations Based on Otoliths? *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 47(11), 2219–2227. <https://doi.org/10.1139/f90-246>.
- Campana, S.E., 2001. Accuracy, precision and quality control in age determination, including a review of the use and abuse of age validation methods. *J. Fish Biol.* 59, 197–242. <https://doi.org/10.1111/j.1095-8649.2001.tb00127.x>.

- Campana, S.E., Jones, C.M., 1992. Analysis of otolith microstructure data, In: Stevenson, D.K., Campana, S.E. (Eds.), Otolith microstructure examination and analysis. Canadian Spec. Publ. of Fisheries and Aquatic Sciences, Canada, pp. 73–100.
- Cardoso, L.G., Haimovici, M., 2011. Age and changes in growth of the king weakfish *Macrodon atricauda* (Günther, 1880) between 1977 and 2009 in southern Brazil. Fish. Res. 111(3), 177–187. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2011.06.017>.
- Cardoso, L.G., Haimovici, M., 2014. Long term changes in the sexual maturity and in the reproductive biomass of the southern king weakfish *Macrodon atricauda* (Günther, 1880) in southern Brazil. Fish. Res. 160, 120–128. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2014.05.012>.
- Cardoso, L.G., Haimovici, M., 2016. Density-dependent changes in the feeding behavior of *Macrodon atricauda* of the southern Brazil. J. Fish Biol. 89(1), 1002–1008. <https://doi.org/10.1111/jfb.12974>.
- Carneiro, M.H., 2007. Diagnóstico dos recursos pesqueiros marinhos, *Cynoscion jamaicensis*, *Macrodon ancylodon* e *Micropogonias furnieri* (perciformes: sciaenidae), da região sudeste-sul do Brasil entre as latitudes 23° e 28°40'S. Tese de Doutorado. Universidade Federal de São Carlos. 110pp.
- Castello, J.P., Haimovici, M., Odebrecht, C., Vooren, C.M., 1998. A plataforma e o talude continental. In: Seelinger, U., Odebrecht, C., Castello, J.P. (Eds.), Os ecossistemas costeiros e marinhos do extremo sul do Brasil. Ecoscientia, Rio Grande, pp. 189–197.

- Castro, P.M.G., 2000. Estrutura e dinâmica da frota de pares de peixes do Estado de São Paulo e aspectos biológicos dos principais recursos pesqueiros demersais costeiros da região Sudeste/Sul do Brasil (23°-29°S). Tese de doutorado. Instituto Oceanográfico da Universidade de São Paulo. 122pp.
- Castro, P.M.G., Cergole, M.C., Carneiro, M.H., Mucinhato, C.M.D., Servo, G.J.M., 2002. Crescimento, mortalidade e taxa de exploração do goete *Cynoscion jamaicensis* (Perciformes: Sciaenidae), na região sudeste/sul do Brasil. Bol. Inst. Pesca. 28(2), 141–153.
- David, G.S., 1997. Idade e crescimento de *Cynoscion guatucupa* e *Cynoscion jamaicensis* na plataforma de Ubatuba, São Paulo, Brasil. São Paulo, SP. Dissertação de Mestrado Instituto Oceanográfico, Universidade de São Paulo. 158pp.
- Dieckmann, U., Heino, M., 2007. Probabilistic maturation reaction norms: their history, strengths, and limitations. Mar. Ecol. Progr. Ser. 335, 253-269.
- Dowling, N.A., Dichmont, C., Haddon, M., Smith, D., Smith, T., Sainsbury, K., 2014. Empirical harvest strategies for data-poor fisheries. A review of the literature. Fisheries Res. 171, 141–153. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2014.11.005>.
- Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S., Rubin, D.B., 2003. Bayesian Data Analysis, second ed. Chapman and Hall, New York.
- Green, B.S., Mapstone, B.D., Carlos, G., Begg, G.A., 2009. Tropical Fish Otoliths: Information for Assessment, Management and Ecology, first ed. Springer, Netherlands.

- Haimovici, M., 1987. Estratégia de amostragens de comprimentos de teleósteos demersais nos desembarques da pesca de arrasto no litoral sul do Brasil. *Atlântica* 9, 65–82.
- Haimovici, M., Absalonsen, L., Velasco, G., Miranda, L.V., 2006. Diagnóstico do estoque e orientações para o ordenamento da pesca de *Umbrina canosai* (Berg, 1895). In: Rossi-Wongtschowski, C.L.D.B., Ávila-da-Silva, A.O., Cergole, M.C. (Eds.), *Análise das Principais Pescarias Comerciais da Região Sudeste-Sul do Brasil: Dinâmica Populacional das Espécies em Exploração – II*. São Paulo, pp. 77–85.
- Haimovici, M., Cardoso, L.G., 2016. Long-term changes in the fisheries in the Patos Lagoon estuary and adjacent coastal waters in Southern Brazil, *Marine Biology Research*. 13, 135–150. <https://doi.org/10.1080/17451000.2016.1228978>.
- Haimovici, M., Cousin, J.C.B., 1989. Reproductive biology of the castanha *Umbrina canosai* (Pisces, Scianidae) in southern Brazil. *R. Bras Biol.* 49, 523–537.
- Haimovici, M., Ignácio, J.M., 2005. *Micropogonias furnieri* (Desmarest, 1823). In: Cergole, M.C., Ávila-da-Silva, A.O., Wongtschowski, C.L.D.B.R., (Eds.), *Análise das Principais Pescarias Comerciais da Região Sudeste-Sul do Brasil: Dinâmica Populacional das Espécies em Exploração. Série Documentos Revizee-Score Sul*, São Paulo, pp. 101–107.
- Haimovici, M., Reis, E.G., 1984. Determinação de idade e crescimento da castanha *Umbrina canosai*, (Pisces, Sciaenidae) do Sul do Brasil. *Atlântica*. 7, 25–46.

- Haimovici, M., Martins, A.S., Vieira, P.C., 1996. Distribuição e abundância de teleósteos demersais sobre a plataforma continental do sul do Brasil. *Rev. Bras. Biol.* 56 (1), 27–50.
- Heincke, F., 1908. Bericht über die Untersuchungen der Biologischen Anstalt auf Helgoland zur Naturgeschichte der Nutzfische. Die Beteiligung Deutschlands an der Internationalen Meeresforschung 1908:4/5:67–155.
- Hordyk, A.R., Ono, K., Sainsbury, K.J., Lonerger, N., Prince, J.D., 2015a. Some explorations of the life history ratios to describe length composition, spawning-per-recruit and the spawning potential ratio. *ICES J. Mar. Sci.* 72, 204–216. <http://dx.doi.org/10.1093/icesjms/fst235>.
- Hordyk, A.R., Ono, K., Valencia, S.R., Lonergan, N.R., Prince, J.D., 2015b. A novel length-based empirical estimation method of spawning potential ratio (SPR) and tests of its performance, for small-scale, data-poor fisheries. *ICES J. Mar. Sci.* 72(1), 217–231. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsu004>.
- Jørgensen, T., 1990. Long-term changes in age at sexual maturity of Northeast Arctic cod (*Gadus morhua*). *L. Jour. Du Cons. Int. pour l'Expl. de la Mer.* 46, 235–248.
- Kinas, P.G., Andrade, H.A., 2010. Introdução à Análise Bayesiana (com R), first ed. Mais Que Nada, Porto Alegre.
- Law, R., 2000. Fishing, Selection and Phenotypic Evolution. *ICES. J. Mar. Sci.* 57, 659–668. <https://doi.org/10.1006/jmsc.2000.0731>.

- Le-Cren E.D., 1951. The length-weight relationship and seasonal cycle in gonadal weight and condition in the perch (*Perca fluviatilis*). J. Anim. Ecol. 20, 201–19.
- Marshall, S.L., Parker, S.S., 1982. Pattern identification in the microstructure of sockeye salmon (*Oncorhynchus nerka*) otoliths. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 39, 542–547. <https://doi.org/10.1139/f82-077>.
- Martins, A.S., 2000. As assembleias e as guildas tróficas de peixes ósseos e cefalópodes demersais da plataforma continental e talude superior do extremo sul do Brasil. Tese de doutorado. Universidade Federal do Rio Grande. 169pp.
- Martins, A.S., Haimovici, M., 2016. Seasonal mesoscale shifts of demersal nekton assemblages in the subtropical South-western Atlantic. Mar. Biol. Res. 13, 88–97. <https://doi.org/10.1080/17451000.2016.1217025>.
- Menezes, N.A., Figueiredo, J.L., 1980. Manual de peixes marinhos do sudeste do Brasil, IV. Teleostei (3). Museu de Zoologia, Universidade de São Paulo, SP.
- Miranda, L.V., Haimovici, M., 2007. Changes in the population structure, growth and mortality of striped weakfish *Cynoscion guatucupa* (Sciaenidae, Teleostei) of southern Brazil between 1976 and 2002. Hydrobiologia. 589, 69–78.
- Morales-Nin, B., 2000. Review of the growth regulation processes of otolith daily increment formation. Fish. Res. 46, 53–67.
- Newman, D., Berkson, J., Suatoni, L., 2015. Current methods for setting catch limits for data-limited fish stocks in the United States. Fish. Res. 164, 86–93.

- Pauly, D., 1979. Gill size and temperature as governing factors in fish growth: a generalization of von Bertalanffy's growth formula. Ber. Inst. Meereskd. Christian-Albrechts-Univ. Kiel 63, 156 pp.
- Rice, J.A., Crowder, L.B., Binkowski, F.P., 1985. Evaluating otolith analysis for bloater *Coregonus hoyi*: do otoliths ring true? Trans. Am. Fish. Soc. 114, 532–539.
- Rijnsdorp, A.D., 1993. Fisheries as a large-scale experiment in life-history evolution: disentangling phenotypic and genetic effects in changes in maturation and reproduction of North Sea Plaice, *Pleuronectes platessa*. L. Oecolog. 96, 391–401.
- Rondineli, G.R., Braga, F.M.S., Tutui, S.L.S., Bastos, G.C.C., 2007. Dieta de *Menticirrhus americanus* (Linnaeus, 1758) e *Cynoscion jamaicensis* (Vaillant and Bocourt, 1883) (*Pisces*, *Sciaenidae*) no sudeste do Brasil, estado de São Paulo. B. Inst. Pesca. 33(2), 221–228.
- Rosenberg, A.A., Haugen, A.S., 1982. Individual growth and size-selective mortality of larval turbot (*Scophthalmus maximus*) reared in enclosures. Mar. Biol. 72, 73–77.
- Saborido-Rey, F., Kjesbu, O.S., 2005. Growth and Maturation Dynamics, 26pp.
- Santos, E.P., 1963. Growth of goete: Quantitative aspects. Bol. Inst. Oceanogr. S. Paulo, 13 (1), 185–190.
- Schwingel, P.R., Castello, J.P., 1990. Validacion de La Edad Y Crecimiento de La Corvina (*Micropogonias furnieri*) En El Sur de Brasil. Frente Marítimo. 7, 19–24.

- Secor, D.H., Dean, J.M., 1989a. Somatic growth effects on the otolith-fish size relationship in young pond-reared striped bass, *Morone saxatilis*. Can. Fish. Aquat. Sci. 46, 113–121.
- Secor, D.H., Dean, J.M.; Baldevarona, R.B., 1989b. Comparison of otoliths growth and somatic growth in larval and juvenile fishes based on otolith length/fish length relationships. Rapp. P.-v. Réun. Cons. Int. Explor. Mer. 191, 431–438.
- Sharp, G.D., 1988. Fish populations and fisheries. In: Postma, H; Zijlstra, J.J. (Eds). Continental shelves. Ecosystems of the world. Elsevier. Amsterdam, pp. 155–202.
- Sturtz, S., Ligges, U., Gelman, A., 2005. R2WinBUGS: A Package for Running WinBUGS from R. J. Stat. Softw. 12, 1–16.
- Then, A.Y., Hoenig, J.M., Hall, N.G., Hewitt, D.A., 2014. Evaluating the predictive performance of empirical estimators of natural mortality rate using information on over 200 fish species. ICES J. Mar. Sci. 72, 82–92.
- Thomas, A., O'Hara, B., Ligges, U., Sturtz, S., 2006. Making BUGS Open. R News. 6 (1), 12–17.
- Tresher, R.E., Koslow, J.A., Morison, A.K., Smith, D.C., 2007. Depth mediated reversal of the effects of climate on long-term growth rates of exploited marine fish. Proc. Natl. Acad. Sci. U.S.A. 104 (18), 7461–7465.
- Trippel, E.A., 1995. Age at maturity as a stress indicator in fisheries. Bioscience 45, 759–771.

- Vaillant, L.L., Bocourt, F., 1883. Études sur les poissons. In: Mission scientifique au Mexique et dans l'Amérique centrale. R. Zoolog. Paris. Part 4, 121–200.
- Valentini, H., Castro, P.M.G., Servo, G.J.M., Castro, L.A.B., 1991. Evolução da pesca das principais espécies demersais da costa sudeste do Brasil, pela frota de arrasteiros de parelha baseada em São Paulo, de 1968 a 1987. *Atlântica*. 13, 87–95.
- Vazzoler, A.E.A.M., Braga, F.M.S., 1983. Contribuição para o conhecimento da biologia de *Cynoscion jamaicensis* (Vaillant and Bocourt, 1883), na área entre Cabo de São Tomé (22°04'S) e Torres (29°21'S), Brasil. *Bol. Inst. Oceanogr. S. Paulo*. 32, 125–136.
- Vieira, P.C., Haimovici, M., 1993. Idade e crescimento da pescada olhuda *Cynoscion striatus* (Pisces, Sciaenidae) no sul do Brasil. *Atlântica*. 15, 73–91.
- Wootton, R.J., 1998. *Ecology of Teleost Fishes*, second ed. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Yesaki, M., Bager, K.J., 1975. Histórico da evolução da pesca industrial em Rio Grande. Série Documentos Técnicos SUDEPE/PDP. 11.
- Zar, J.H., 1984. *Biostatistical analysis*, second ed. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.

TABLES

Table 1: Observed mean length (L_t , mm) by ages of *C. jamaicensis* fished in Southern Brazil. At the right column are the results of the Kruskal-Wallis test between sexes by age. S.D.= Standard deviation; n = Number of sampled individuals.

1977 - 1980									
Males				Females					
Age	Mean L_t (mm)	n	S.D.	Mean L_t (mm)	n	S.D.	χ^2	df	p-value
1	213.1	28	14.7	214.5	26	21.4	0.03	1	0.863
2	247.6	28	17.9	249.9	33	16.2	0.66	1	0.417
3	272.0	63	12.1	267.0	40	24.3	0.79	1	0.373
4	286.6	19	11.3	286.8	13	8.6	0.00	1	0.985
5	293.6	11	9.0	298.5	4	7.0	0.91	1	0.341
6	290.0	2	7.1	305.3	3	13.6	1.33	1	0.248
2016 - 2017									
Males				Females					
Age	Mean L_t (mm)	n	S.D.	Mean L_t (mm)	n	S.D.	χ^2	df	p-value
1	211.2	57	17.6	216.7	40	16.2	3.28	1	0.070
2	252.4	58	20.3	251.5	62	20.2	0.10	1	0.747
3	291.0	39	13.5	290.9	35	18.5	0.12	1	0.733
4	305.8	50	11.0	309.4	59	9.7	2.21	1	0.137
5	305.9	12	12.8	316.2	11	10.0	3.09	1	0.079
6	319.7	10	6.9	329.1	8	12.4	4.38	1	0.053
7	314.7	3	2.5	339.0	3	9.6			
8	331.5	2	9.2	321.0	1				

Table 2: Observed mean length (L_t , mm) by age of *C. jamaicensis* fished in southern Brazil for pooled sexes. At the right column are the results of the Kruskal-Wallis test between periods by age. S.D.= Standard deviation; n = Number of sampled individuals.

Pooled sexes									
1977 - 1980				2016 - 2017					
Age	Mean L_t (mm)	n	S.D.	Mean L_t (mm)	n	S.D.	χ^2	df	p-value
1	212.8	54	17.6	213.5	97	17.2	0.25	1	0.621
2	248.8	61	16.9	251.9	120	20.2	1.84	1	0.175
3	269.8	103	18.0	291.0	74	15.9	57.35	1	<0.001
4	286.7	32	10.1	307.7	109	10.5	52.26	1	<0.001
5	294.9	15	8.5	310.8	23	12.5	14.31	1	<0.001
6	299.2	5	13.3	324.2	18	10.4	8.31	1	0.004
7				326.8	6	14.7			
8				328.0	3	8.9			

Table 3: Observed mean length (L_t , mm) in the landings and back-calculated mean lengths by age to males, females and pooled sexes of *C. jamaicensis* fished in southern Brazil between 1977 and 1980. n = Number of sampled individuals.

Males - 1977-1980									
Age (years)	n	Observed mean L_t (mm)	Annulus number						
			I	II	III	IV	V	VI	
1	17	213.1	172.2						
2	31	247.6	151.9	220.3					
3	58	272.0	150.6	213.5	257.4				
4	26	286.6	145.8	202.2	243.9	278.5			
5	16	293.6	128.9	183.2	225.7	260.2	289.6		
6	3	290.0	128.8	159.7	190.5	221.4	257.4	288.3	
7									
Total	151		151	134	103	45	19	3	
Back-calculated mean L_t (mm)			149.7	208.1	247.1	268.2	284.5	288.3	
Growth increment (mm)				58.3	39.0	21.1	16.3	3.7	
Females - 1977-1980									
Age (years)	n	Observed mean L_t (mm)	Annulus number						
			I	II	III	IV	V	VI	VII
1	16	214.5	167.1						
2	30	249.9	155.8	224.3					
3	44	267.0	148.5	211.6	251.8				
4	20	286.8	143.5	198.6	245.9	276.0			
5	6	298.5	126.6	184.7	233.5	264.2	294.9		
6	1		135.6	164.7	208.2	251.8	280.9	305	
7	2	303.0	127.8	160.4	192.9	231.8	257.8	277.73	303
Total	119		119	103	73	29	9	3	2
Back-calculated mean L_t (mm)			150.4	209.7	246.5	269.7	285.1	288.0	303.0
Growth increment (mm)				59.3	36.7	23.1	15.4	2.9	14.9
Pooled sexes - 1977-1980									
Age (years)	n	Observed mean L_t (mm)	Annulus number						
			I	II	III	IV	V	VI	VII
1	33	212.8	169.7						
2	61	248.8	153.9	222.3					
3	102	269.8	149.7	212.7	255.0				
4	46	286.7	144.8	200.6	244.7	277.4			
5	22	294.9	128.2	183.6	227.8	261.3	291.1		
6	4	299.2	130.5	160.9	195.0	229.0	263.3	293.7	
7	2	303.0	127.8	160.4	192.9	231.8	257.8	277.0	303.0
Total	270		270	237	176	74	28	6	2
Back-calculated mean L_t (mm)			150.0	208.8	246.8	268.8	284.7	288.1	303.0
Growth increment (mm)				58.7	38.0	21.9	15.9	3.4	14.8

Table 4: Observed mean length (L_t , mm) in landings and back-calculated mean lengths by age to males, females and pooled sexes of *C. jamaicensis* fished in southern Brazil between 2016 and 2017. n = Number of sampled individuals.

Males - 2016-2017											
Age (years)	n	Observed mean L_t (mm)	Annulus number								
			I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX
1	43	211.2	194.6								
2	61	252.4	162.2	235.6							
3	39	291.0	156.4	226.6	274.9						
4	47	305.8	148.6	211.9	259.9	295.5					
5	24	305.9	142.1	198.1	242.1	279.0	305.3				
6	10	319.7	137.8	186.0	226.1	259.1	286.7	313.0			
7	4	314.7	127.9	167.8	211.1	239.2	264.2	289.2	311.0		
8	1		134.7	182.5	218.4	254.3	278.2	302.1	314.0	338.0	
9	1		134.4	1582	205.9	229.7	241.6	265.4	289.2	313.0	325.0
Total	230		230	187	125	87	40	16	6	2	1
Back-calculated mean L_t (mm)			160.5	218.2	256.0	283.0	294.3	303.4	307.9	325.5	325.0
Growth increment (mm)				57.6	37.8	26.9	11.3	9.0	4.5	17.6	-0.55
Females - 2016-2017											
Age (years)	n	Observed mean L_t (mm)	Annulus number								
			I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	
1	27	216.7	197.7								
2	68	251.5	164.3	235.8							
3	33	290.9	158.4	229.9	273.3						
4	48	309.4	149.5	216.0	263.1	298.6					
5	29	316.2	146.4	208.8	250.2	287.4	313.0				
6	6	329.1	142.5	190.2	233.3	262.1	292.9	316.1			
7	5	339.0	129.9	189.1	226.5	261.1	290.4	314.5	335.6		
8	3	321.0	123.8	172.5	209.0	241.3	265.7	298.0	318.4	330.6	
9											
Total	219		219	192	124	91	43	14	8	3	
Back-calculated mean L_t (mm)			160.0	222.1	258.6	288.7	304.3	311.6	329.1	330.6	
Growth increment (mm)				62.1	36.4	30.0	15.6	7.3	17.4	1.4	
Pooled sexes - 2016-2017											
Age (years)	n	Observed mean L_t (mm)	Annulus number								
			I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX
1	70	213.5	195.8								
2	129	251.9	163.3	235.7							
3	72	291.0	157.3	228.1	274.2						
4	95	307.7	149.1	214.0	261.5	297.1					
5	53	310.8	144.4	204.0	246.6	283.6	309.5				
6	16	324.2	139.6	187.6	228.8	260.2	289.0	314.1			
7	9	326.8	129.0	179.6	219.7	251.4	278.8	303.2	324.6		
8	4	328.0	126.5	175.0	211.4	244.6	268.8	299.0	317.3	332.5	
9	1		134.4	158.2	205.9	229.7	241.6	265.4	289.2	313.0	325.0
Total	449		449	379	250	178	83	30	14	5	1
Back-calculated mean L_t (mm)			160.2	220.2	257.3	285.9	299.5	307.2	320.0	328.6	325.0
Growth increment (mm)				59.9	37.1	28.5	13.5	7.7	12.7	8.5	-3.6

Table 5: Von Bertalanffy's growth parameters and their respective credibility intervals ($Cr.I$, $\alpha = 0.05$) of *C. jamaicensis* fished in southern Brazil to females, males and pooled sexes by periods.

		Females		Males		Pooled sexes	
	Periods	1977-1980	2016-2017	1977-1980	2016-2017	1977-1980	2016-2017
L_{∞}	Lower $Cr.I$.	294.42	330.12	297.22	311.87	297.98	323.49
	Mean	308.02	343.24	311.89	322.97	308.21	331.66
	Upper $Cr.I$.	323.52	357.61	329.65	335.63	319.87	340.45
k	Lower $Cr.I$.	0.41	0.36	0.41	0.42	0.44	0.41
	Mean	0.50	0.42	0.49	0.50	0.50	0.46
	Upper $Cr.I$.	0.58	0.49	0.58	0.57	0.56	0.51
t_0	Lower $Cr.I$.	-0.64	-0.82	-0.61	-0.75	-0.55	-0.72
	Mean	-0.46	-0.65	-0.43	-0.56	-0.42	-0.59
	Upper $Cr.I$.	-0.29	-0.48	-0.27	-0.39	-0.30	-0.48
W_{∞}	Lower $Cr.I$.	-	-	-	-	316.82	385.39
	Mean	-	-	-	-	353.31	416.15
	Upper $Cr.I$.	-	-	-	-	398.34	451.05

Table 6: Results of the two-way ANOVA for comparison of the allometric condition factor K of *C. jamaicensis* fished in southern Brazil between periods, sexes and length classes.

Variables	D.f..	F-value	p-value
Periods	1	7070.914	<0.001
Sexes	1	0.862	0.353
Length classes	5	7.919	<0.001
Periods : Sexes	1	0.015	0.902
Periods : Length classes	4	0.728	0.573
Sexes : Length classes	5	0.107	0.991
Periods : Sexes : Length classes	4	0.149	0.963
Residuals	1864		

Table 7: Mean allometric condition factor (K) by length classes (3 cm) of *C. jamaicensis* fished in southern Brazil from different periods. At the right column are the one-way ANOVA results. S.D. = Standard deviation; n = Number of sampled individuals.

Length classes (cm)	1977-1980			2016-2017			F-value	p-value
	Mean K Factor	S.D.	n	Mean K Factor	S.D.	n		
15				0.0104		1		
18	0.0060	0.0004	35	0.0096	0.0009	84	489.928	<0.001
21	0.0058	0.0004	122	0.0093	0.0008	373	1963.2410	<0.001
24	0.0059	0.0005	198	0.0093	0.0008	395	2622.2500	<0.001
27	0.0058	0.0005	112	0.0092	0.0008	342	1614.4950	<0.001
30	0.0055	0.0005	15	0.0091	0.0008	200	302.0980	<0.001
33				0.0087	0.0008	10		
Total	0.0058	0.0005	482	0.0092	0.0008	1405		

Table 8: Mean weight (Wt , g) by ages to pooled sexes of *C. jamaicensis* fished in southern Brazil. At the right column are the of Kruskal-Wallis test between periods. S.D.= Standard deviation; n = Number of sampled individuals.

Pooled sexes									
1977 - 1980				2016 - 2017				χ^2	p-value
Age	Mean Wt (g)	n	S.D.	Mean Wt (g)	n	S.D.			
1	109.7	54	31.0	111.4	97	27.7	0.57	1	0.450
2	186.3	61	44.3	186.6	120	46.6	0.05	1	0.823
3	241.2	103	39.0	290.9	74	50.4	41.04	1	<0.001
4	290.2	32	39.6	346.0	109	43.2	31.91	1	<0.001
5	318.2	15	28.8	358.0	23	59.6	5.93	1	0.015
6	310.4	5	35.4	399.4	18	39.6	10.28	1	0.001
7				406.5	6	99.6			
8				419.3	3	36.5			

Table 9: Mean and credibility intervals ($Cr.I.$, $\alpha = 0.05$) for model parameters (β_0 and β_1) and estimated length (L_{50}) and age at maturity (A_{50}) from each period for *C. jamaicensis* sampled in southern Brazil.

Periods	Parameters	Females				Males	
		$Cr.I_{2.5\%}$	Mean	$Cr.I_{97.5\%}$	$Cr.I_{2.5\%}$	Mean	$Cr.I_{97.5\%}$
1977-1980	$L_{50} \beta_1$	0.07	0.109	0.159	0.062	0.102	0.142
	$L_{50} \beta_0$	-36.851	-25.132	-15.997	-33.558	-23.946	-13.272
	L_{50} (mm)	223.14	230.09	236.34	225.01	233.99	241.54
	$A_{50} \beta_1$	0.705	1.169	1.709	1.252	1.794	2.416
	$A_{50} \beta_0$	-4.148	-2.694	-1.403	-6.296	-4.591	-3.054
	A_{50} (years)	1.85	2.29	2.69	2.29	2.55	2.79
2016-2017	$L_{50} \beta_1$	0.058	0.085	0.108	0.046	0.058	0.072
	$L_{50} \beta_0$	-22.486	-17.419	-11.417	-14.982	-11.916	-9.134
	L_{50} (mm)	196.71	205.56	211.75	198.45	205.69	211.73
	$A_{50} \beta_1$	0.97	1.366	1.812	1.519	2.046	2.686
	$A_{50} \beta_0$	-3.648	-2.607	-1.658	-5.034	-3.731	-2.648
	A_{50} (years)	1.57	1.9	2.17	1.61	1.82	2.01

Table 10: Mean and 90% credibility intervals ($Cr.I.$, $\alpha = 0.05$) of the posterior distributions of relative frequencies of each type of stomach by seasons and periods for *C. jamaicensis* sampled in southern Brazil.

Periods	Summer			Autumn			Winter			Spring		
	$CrI\ 5\%$	Mean	$CrI\ 95\%$	$CrI\ 5\%$	Mean	$CrI\ 95\%$	$CrI\ 5\%$	Mean	$CrI\ 95\%$	$CrI\ 5\%$	Mean	$CrI\ 95\%$
Empty												
1977-1985	0.68	0.72	0.76	0.85	0.88	0.91	0.92	0.97	1.00	0.70	0.76	0.80
2016-2017	0.54	0.57	0.61	0.74	0.77	0.80	0.80	0.83	0.87	0.67	0.70	0.72
Half-full												
1977-1985	0.23	0.27	0.31	0.09	0.12	0.14	0.00	0.03	0.08	0.16	0.21	0.26
2016-2017	0.22	0.24	0.28	0.15	0.18	0.21	0.07	0.10	0.12	0.24	0.26	0.28
Full												
1977-1985	0.00	0.01	0.03	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.02	0.04	0.07
2016-2017	0.16	0.18	0.21	0.04	0.05	0.07	0.05	0.07	0.10	0.03	0.04	0.05

Table 11: Input values of *C. jamaicensis* life-history parameters used to fit the length-based spawning potential ratio (LBSPR) model (Hordyk et al., 2015, b) and the output of Spawning Potential Ratio (SPR) for each parameter combination. M = Natural Mortality; k and L_{∞} = Von Bertalanffy growth coefficients; L_{50} = Length at first maturity; L_{95} = Length at 95% of maturation.

M	K	$M k^{-1}$	L_{∞}	L_{50}	L_{95}	SPR (C.I.)
Estimated average values						
0.61	0.50	1.22	308.2	232.0	261.3	43%
0.55	0.50	1.09	308.2	232.0	261.3	38%
Lower confidence interval						
0.61	0.44	1.38	298.0	224.1	250.5	71%
0.55	0.44	1.25	298.0	224.1	250.5	65%
Upper confidence interval						
0.61	0.56	1.09	319.9	238.9	275.8	37%
0.55	0.56	0.98	319.9	238.9	275.8	33%

FIGURE CAPTIONS

Figure 1: Bottom trawl fishing area where *C. jamaicensis* is caught in southern Brazil.

Figure 2: Thin section of *sagittae* otolith examined with reflected light, of a seven years old female of *C. jamaicensis* (L_t : 333 mm) caught in southern Brazil in 2016. The black scale side bars indicate the end of each opaque band. N : nucleus; R_i : the distance from the nucleus to the end of each opaque band; R_t : the distance from the nucleus to the inner edge. Opaque bands appear as white bands whereas translucent ones appear as dark bands.

Figure 3: Mean gonadosomatic indexes by macroscopic maturation stages to males (a) and females (b) of *C. jamaicensis* sampled in southern Brazil. Vertical bars indicate the confidence interval ($\alpha = 0.05$).

Figure 4: Frequency by month of opaque (■) and translucent (□) edges of thin sections of *C. jamaicensis sagittae* otoliths sampled in southern Brazil. The sample sizes are in parentheses.

Figure 5: Mean translucent marginal increment (mm) of otoliths thin sections of *C. jamaicensis* sampled in southern Brazil, (a) all pooled ages, (b) discriminated by ages: 2 (◆); 3 (△) and 4-9 (○). Vertical bars indicate the confidence interval ($\alpha = 0.05$).

Figure 6: Observed mean length by age to males and females of *C. jamaicensis* sampled in southern Brazil in both periods (upper panel). Observed mean length by age to pooled sexes by periods (lower left panel). Observed mean weight by age to pooled sexes by periods (lower right panel). Vertical bars indicate the confidence interval ($\alpha = 0.05$).

Figure 7: Von Bertalanffy's growth curves of *C. jamaicensis* in southern Brazil by periods. 2016-2017: average values modeled (continuous black line) and their credibility intervals (dotted black lines); 1977-1980: average values modeled (continuous grey line) and their credibility intervals (dashed grey lines).

Figure 8: Weight-length relationship for pooled sexes of *C. jamaicensis* sampled in southern Brazil by periods 1977-1980 (○) and 2016-2017 (△). Continuous line indicates the regression line of 1977-1980. Dashed line indicates the regression line of 2016-17.

Figure 9: Mean of the allometric condition factor (K) of *C. jamaicensis* sampled in southern Brazil for periods: 1977-1980 (black bars) and 2016-2017 (grey bars) at length classes with standard deviation. The —*— indicate significant differences between periods ($p < 0.05$).

Figure 10: Monthly mean gonadosomatic indexes to males (a) and females (b) of *C. jamaicensis* sampled in southern Brazil. Vertical bars indicate the confidence interval ($\alpha = 0.05$).

Figure 11: Length maturity ogives and their respective posterior distributions of the estimated L_{50} by periods for males (a) and females (b) of *C. jamaicensis* caught in southern Brazil. Dashed black lines (1977-1980). Continuous grey lines (2016-2017).

Figure 12: Age maturity ogives and their respective posterior distributions of the estimated A_{50} by periods for males (a) and females (b) of *C. jamaicensis* caught in southern Brazil. Dashed black lines (1977-1980). Continuous grey lines (2016-2017).

Figure 13: Length frequencies of *C. jamaicensis* sampled between 1993 and 1998 in southeastern Brazil from bottom pair-trawl landings by Castro et al., 2002 (dashed line), and in southern Brazil from the same fleet between 2016 and 2017 (continuous line).