



UNIVERSIDADE ESTADUAL DE MARINGÁ
CENTRO DE CIÊNCIAS BIOLÓGICAS
DEPARTAMENTO DE BIOLOGIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECOLOGIA DE
AMBIENTES AQUÁTICOS CONTINENTAIS

WILLIAN EDUARDO FERREIRA DA SILVA

**Parâmetros populacionais de peixes oportunistas da planície de
inundação do alto rio Paraná: influências do *El Niño-Southern Oscillation* – ENSO**

Maringá
2022

WILLIAN EDUARDO FERREIRA DA SILVA

Parâmetros populacionais de peixes oportunistas da planície de inundação do alto rio Paraná: influências do *El Niño-Southern Oscillation* – ENSO

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ecologia de Ambientes Aquáticos Continentais do Departamento de Biologia, Centro de Ciências Biológicas da Universidade Estadual de Maringá, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Ecologia e Limnologia.

Área de concentração: Ecologia e Limnologia.

Orientador: Prof. Dr. Diego Corrêa Alves

Maringá
2022

"Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)"
(Biblioteca Setorial - UEM. Nupélia, Maringá, PR, Brasil)

S586p Silva, Willian Eduardo Ferreira da, 1996-
Parâmetros populacionais de peixes oportunistas da planície de inundação do alto rio Paraná : influências do *El Niño Southern Oscillation* - ENSO / Willian Eduardo Ferreira da Silva. -- Maringá, 2022.
74 f. : il. (algumas color.).
Dissertação (mestrado em Ecologia de Ambientes Aquáticos Continentais)--
Universidade Estadual de Maringá, Dep. de Biologia, 2022.
Orientador: Prof. Dr. Diego Corrêa Alves.
1. Peixes de água doce - População, Ecologia de - Espécies oportunistas - Eventos climáticos - Planície de inundação - Alto rio Paraná. 2. *El Niño Southern Oscillation* (ENSO). I. Universidade Estadual de Maringá. Departamento de Biologia. Programa de Pós-Graduação em Ecologia de Ambientes Aquáticos Continentais.

CDD 23. ed. -597.17882209816

WILLIAN EDUARDO FERREIRA DA SILVA

Parâmetros populacionais de peixes oportunistas da planície de inundação do alto rio Paraná: influências do *El Niño-Southern Oscillation* – ENSO

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ecologia de Ambientes Aquáticos Continentais do Departamento de Biologia, Centro de Ciências Biológicas da Universidade Estadual de Maringá, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Ecologia e Limnologia pela Comissão Julgadora composta pelos membros:

COMISSÃO JULGADORA

Prof. Dr. Diego Corrêa Alves
PEA/Universidade Estadual de Maringá (UEM) (Presidente)

Prof.^a Dr.^a Natália Carneiro Lacerda dos Santos
Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ)

Dr.^a Anielly Galego de Oliveira
Universidade Estadual de Maringá (Pós-doutoranda PEA/UEM)

Aprovada em: 26 de agosto de 2022.

Local de defesa: Auditório do Bloco H-90, *campus* da Universidade Estadual de Maringá.

AGRADECIMENTOS

Nesta página, gostaria de agradecer a algumas pessoas que de alguma forma se fizeram presentes nesta etapa e que contribuíram de alguma forma para o meu crescimento pessoal e profissional.

Em especial à minha vó, Maria Pereira Ferreira, por tudo o que tem me proporcionado e me proporciona até hoje. E, à minha família, Walber, Maria do Carmo, Sirlene, Luiz, Tatiane, Wagner, Beatriz, Elton, Jucelene, Luana, Keyla, Milena, José, Maria Cicera, Luan, pelo incentivo e todo o suporte.

Às minhas amigas que ganhei durante a graduação e que sempre se fazem presentes, Fernanda Moura Caldeirón, Mileny Otani e Karen Matsuike, pela amizade, trocas, companheirismo, conselhos e por me aguentarem todo esse tempo.

Aos meus amigos e amigas, João Carlos Barbosa da Silva, Laryssa Helena Ribeiro Pazzianoto, José Roberto Bello, Gislaine Souza Rosa, Isabela Machado de Moraes e Cristiane Akemi Umetsu, pela amizade, ajudas, incentivos, conselhos e por me aguentarem todo esse tempo.

Às amigas, Yasmin Rodrigues de Souza e Bianca Morelato Dal Vesco, pela amizade, ideias, conselhos e companheirismo durante os trabalhos das disciplinas realizadas nessa etapa.

À Natália Carneiro Lacerda dos Santos e o prof. Luiz Carlos Gomes, pela orientação desde os primeiros passos na pesquisa científica, pelo incentivo, confiança e amizade.

Ao meu orientador Prof. Diego Corrêa Alves, pela orientação no desenvolvimento dessa pesquisa científica, pelo incentivo, conselhos, confiança e amizade durante essa etapa.

Agradeço também, à Anielly Galego de Oliveira, Rosa Maria Dias, Matheus Tenório Baumgartner e o Prof. Luiz Carlos Gomes, pela amizade, troca de conhecimento e por contribuírem no delineamento inicial e discussões prévias durante o desenvolvimento desse estudo.

Ao Nupélia, pela infraestrutura e recursos oferecidos para a realização deste trabalho. E todos os alunos e alunas que ajudaram e ajuda nas coletas do PELD em todos esses anos.

À secretária, Elizabete Custódio da Silva, pelo suporte e auxílio durante essa fase turbulenta.

À CNPq e CAPES pelo financiamento do projeto institucional PELD e a bolsa concedida.

Parâmetros populacionais de peixes oportunistas da planície de inundação do alto rio Paraná: influências do *El Niño-Southern Oscillation* – ENSO

RESUMO

As ocorrências dos eventos climáticos *El Niño-Southern Oscillation* – ENSO promovem alterações no ciclo hidrológico global, de forma que o padrão de precipitação resulte em períodos de seca e cheia extremos em determinadas regiões continentais. Essa irregularidade das chuvas altera o nível hidrométrico dos corpos aquáticos, pulso de inundação e descarga fluvial de forma não previsível, que por sua vez altera as variáveis limnológicas, produtividade primária, a disponibilidade de recursos e *habitat* para os organismos aquáticos, podendo afetar seus padrões de crescimento e reprodução. Desta forma, avaliou-se e comparou-se os parâmetros populacionais (como razão sexual, tamanho de primeira maturação, relação peso-comprimento e crescimento somático) da ictiofauna de ciclo de vida curto (CVC) nos diferentes períodos climáticos (*El Niño*, *La Niña* e Neutro) na planície de inundação do alto rio Paraná (PIARP) por meio de modelagem estatística, sob a perspectiva Bayesiana. Estimou-se os parâmetros populacionais para a espécie *Hyphessobrycon eques*, de estratégia oportunista, caracterizando como uma espécie de ciclo de vida curto. Os resultados indicaram a maior razão sexual encontrada para o período de *La Niña* (2,7 fêmeas para um macho), seguidos dos períodos Neutro (2,3) e *El Niño* (1,3). Para os tamanhos de primeira maturação (L_{50}), estimados para ambos os sexos, foram menores nos períodos de *La Niña* (23,87mm para fêmeas e 23,35mm para machos), seguido dos períodos de *El Niño* (25,89mm para fêmeas e 28,75mm para machos) e Neutro (25,97mm para fêmeas e 29,92mm para machos). A relação peso-comprimento demonstrou que forma do corpo (α) dos machos apresentaram uma média de biomassa corporal (α) ligeiramente maior do que as fêmeas nos períodos Neutro e de *La Niña*. Todavia, no período de *El Niño* foi observado o contrário dos outros períodos. Os parâmetros estimados para a forma do corpo (α) da fêmea foi maior no Neutro, seguido do período de *El Niño* e *La Niña*. Enquanto para os machos a forma do corpo (α) foi maior no Neutro, seguido do período de *La Niña* e *El Niño*. Os comprimentos medianos estimados para as idades são ligeiramente maiores nos machos do que os comprimentos medianos esperados para as fêmeas. Ademais, os comprimentos medianos estimados são relativamente maiores nos períodos extremos (*La Niña* e *El Niño*, respectivamente) para as idades iniciais (3 e 6 meses) em relação ao período Neutro, tanto para os machos quanto para as fêmeas. Para as fêmeas, os comprimentos medianos estimados são relativamente maiores no período de *El Niño* do que no período de *La Niña*, enquanto para os machos, o inverso é observado. Desta forma, as táticas reprodutivas de *H. eques* apresentadas nos períodos de *La Niña*, podem ser uma resposta a nível de população, utilizada na otimização do sucesso reprodutivo e na manutenção da espécie no ambiente.

Palavras-chave: Eventos climáticos. Razão sexual. Comprimento de primeira maturação. Relação peso-comprimento. Crescimento somático.

Population parameters of opportunistic fish from the upper Paraná River floodplain: influences of the *El Niño*-Southern Oscillation – ENSO

ABSTRACT

The occurrences of *El Niño* - Southern Oscillation – ENSO climate events promote alterations in the global hydrological cycle, so that the precipitation pattern results in periods of extreme drought and floods in certain continental regions. The irregularity of rainfall inconstantly changes the hydrometric level of aquatic bodies, the flood pulse and the river discharge, which in turn alter the limnological variables, the primary productivity and the availability of resources and *habitat* for the aquatic organisms, possibly affecting their growth and reproduction patterns. Therefore, the population parameters (such as sex ratio, size at first sexual maturity, weight-length ratio and somatic growth) of the short-lived ichthyofauna (CVC) in the upper Paraná River floodplain (PIARP) were evaluated and compared in different climate periods (*El Niño*, *La Niña* and Neutral) through statistical modeling, under Bayesian perspective. The population parameters were estimated for the *Hyphessobrycon eques* species, for it was one of the selected species that presented traits of opportunistic strategy, being so characterized as a short life cycle species. The results found partially corroborated with the predictions, that the highest sex ratio found was for the *La Niña* period (2.7 females for one male), followed by Neutral (2.3) and *El Niño* (1.3) periods. For the first maturity sizes (L_{50}), estimated for both sexes, they were smaller in the *La Niña* period (23.87mm for females and 23.35mm for males), followed by the *El Niño* period (25.89 mm for females and 28.75mm for males) and Neutral period (25.97mm females/ 29.92mm males). The weight-length ratio showed that the male body shape (α) had a slightly higher body biomass (α) average than females in the Neutral and *La Niña* periods. However, in the *El Niño* period, the opposite of the other periods was observed. The estimated parameters for the female body shape (α) were higher in Neutral, followed, respectively, by the *El Niño* and *La Niña* period, though, for males, the body shape (α) was higher in Neutral, followed by the *La Niña* and *El Niño* period. The estimated median lengths for the ages are moderately longer in males than females. Furthermore, the estimated median lengths are relatively longer in extreme periods (*La Niña* and *El Niño*) for the initial ages (3 and 6 months) when compared to the Neutral period, both for males or females. For females, the estimated median lengths are comparably longer in the *El Niño* period than in the *La Niña* period, while the opposite is observed for males. For that reason, the reproductive tactics of *H. eques* presented in the *La Niña* period can be a population level's response, used for the optimization of the reproductive success and for the maintenance of the species in the environment.

Keywords: Climate events. Sex ratio. First sexual maturity size. Weight-length ratio. Somatic growth.

Dissertação elaborada e formatada
conforme as normas da publicação
científica *Journal of Fish Biology*.
Disponível em:
<<https://onlinelibrary.wiley.com/page/journal/10958649/homepage/forauthors.html>>

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	MATERIAL E MÉTODOS	11
2.1	Área de estudo	11
2.2	Coleta de dados	13
2.2.1	Variáveis abióticas	13
2.2.2	Variáveis bióticas	13
2.3	Seleção das espécies	14
2.4	Análise de dados	15
2.4.1	Razão sexual	15
2.4.2	Tamanho da primeira maturação (L_{50})	16
2.4.3	Relação peso-comprimento	19
2.4.4	Crescimento somático	21
2.4.4.1	<i>Modelo Gaussiano</i>	22
2.4.4.2	<i>Modelo Poisson</i>	23
2.4.4.3	<i>Modelo Binomial Negativo</i>	23
3	RESULTADOS	26
3.1	Seleção das espécies	26
3.2	Razão sexual	27
3.3	Tamanho da primeira maturação (L_{50})	28
3.4	Relação peso-comprimento	31
3.5	Crescimento somático	38
4	DISCUSSÕES	40
	REFERÊNCIAS	47
	APÊNDICE A – Levantamento e resultados dos eventos climáticos e das espécies	54

1 INTRODUÇÃO

Os eventos climáticos naturais de *El Niño* e *La Niña* são temperaturas anômalas da superfície do oceano Pacífico equatorial oriental, juntamente com alterações nos padrões de circulação atmosférica (*El Niño-Southern Oscillation* – ENSO; Turkington *et al.*, 2019). Tais eventos podem ser mensurados quanto a sua intensidade pelo *Oceanic Niño Index* (ONI) e desta forma serem categorizados, como *El Niño* (com um valor de ONI acima de 0,5), *La Niña* (abaixo de -0,5) e Neutro (valores entre -0,5 e 0,5; NOAA, 2020).

Em ambientes marinhos, há evidências de que os eventos climáticos afetam os parâmetros populacionais das espécies de peixes, sendo que algumas espécies de peixes podem sofrer prejuízos nas atividades reprodutivas (recrutamento e fecundidade), reduções nos padrões de crescimento somático e aumento na mortalidade em período de *El Niño* (Caramantin-soriano *et al.*, 2009; Davis, 2000; Fiedler *et al.*, 1986; Harvey, 2005; Lamb *et al.*, 2018). Estas modificações nas estruturas populacionais são explicadas pelas alterações fisiológicas dos indivíduos, como aumento na taxa de respiração e entre outros (Caramantin-soriano *et al.*, 2009; Harvey, 2005; Nakano *et al.*, 2004).

As ocorrências desses eventos climáticos promovem alterações no ciclo hidrológico global, de forma que o padrão de precipitação resulte em períodos de seca e cheia extremos em determinadas regiões continentais. No Brasil, em períodos de *El Niño*, temos secas severas no nordeste causadas pela baixa precipitação, enquanto na região sul há um aumento na precipitação em relação as médias de precipitação. Nos períodos de *La Niña*, ocorre uma maior precipitação na região nordeste do Brasil, enquanto na região sul uma diminuição na precipitação em relação as médias de precipitação (Grimm & Tedeschi, 2009; Henderson *et al.*, 2018).

Essa irregularidade das chuvas altera o nível hidrométrico dos corpos aquáticos, pulso de inundação e descarga fluvial, que por sua vez altera as variáveis limnológicas, produtividade primária e a disponibilidade de recursos (*e.g.*, alimento e *habitat*) para os organismos aquáticos, podendo afetar seus padrões de crescimento e reprodução (Agostinho *et al.*, 1995; Petry *et al.*, 2003; Roberto *et al.*, 2009; Schöngart & Junk, 2007).

Para os peixes, a resposta às variações interanuais do ciclo hidrológico em relação à duração do período reprodutivo, alocação de peso nas gônadas, recrutamento e abundância dos indivíduos varia entre os grupos com diferentes estratégias reprodutivas (Bailly *et al.*, 2008; Oliveira *et al.*, 2015). As respostas podem ser rápidas nos grupos com estratégia sedentária sem cuidado parental, também classificadas como oportunistas, pois possuem ciclo de vida curto,

alta fecundidade e reduzido tamanho corporal (Bailly *et al.*, 2008; Oliveira *et al.*, 2015; Winemiller, 1989).

Nos ambientes aquáticos continentais, não se sabe com clareza como estes eventos climáticos influenciam os parâmetros populacionais das espécies de peixes. O que se sabe é que durante o período de *El Niño*, há uma diminuição da densidade populacional, biomassa dos indivíduos e a distância percorrida devido a alteração do nível de água (Smolders *et al.*, 2000; Wilkinson *et al.*, 2019). Estudos que investigam as relações de eventos climáticos com a dinâmica das populações em ambientes aquáticos como este merecem muita atenção. Os fatores ambientais com potencial para diminuir a qualidade do ambiente também podem proporcionar menor quantidade e qualidade de recursos (presas) para as espécies. Limitações de recursos, por sua vez, levam a decréscimos nas populações de seus predadores, aumentando a competição por recursos (alimentação) e uma maior interação biótica, como parasita-hospedeiro e competição (Lamb *et al.*, 2018; Ricklefs & Relyea, 2016; Smolders *et al.*, 2000; Wilkinson *et al.*, 2019). Quando nos referimos aos peixes, esses efeitos podem levar a prejuízos econômicos ainda inestimáveis para a produção de pescado e ameaçam a alimentação de populações humanas (Brander, 2007).

Desta forma, o objetivo do trabalho foi avaliar e comparar os parâmetros populacionais da ictiofauna de ciclo de vida curto (CVC) nos diferentes períodos climáticos (*El Niño*, *La Niña* e Neutro) na planície de inundação do alto rio Paraná (PIARP) entre os anos de 2000 a 2019. Testando a hipótese de que eventos do ENSO modificam os parâmetros populacionais de peixes de CVC da PIARP, onde i) a proporção de fêmeas é maior nos períodos de *La Niña*, seguida de períodos Neutros e de *El Niño*; ii) em períodos de eventos extremos (*El Niño* e *La Niña*) as espécies atingem a primeira maturação sexual em tamanhos menores do que em períodos Neutros; iii) o coeficiente de alometria de crescimento é maior em períodos de *El Niño* e Neutro, enquanto em períodos de *La Niña* é menor; iv) o crescimento somático, tanto em fêmeas quanto em machos, deverá ter taxas de crescimento maior em períodos de *El Niño*, seguidos dos períodos Neutro e *La Niña*.

2 MATERIAL E MÉTODOS

2.1 Área de estudo

A área de estudo está localizada na planície de inundação do alto rio Paraná (PIARP; 22°45'S, 54°30'O), situando-se entre a barragem da usina hidrelétrica Engenheiro Sérgio Motta (conhecida também como UHE Porto Primavera) e o reservatório da usina hidrelétrica de Itaipu.

Atualmente, possui aproximadamente 230 km de extensão, com altitudes que variam de 237 a 240 m nas partes altas, enquanto nas partes baixas varia de 231 a 235m de altitude (Filho & Stevaux, 1997).

A PIARP é composta pelo rio Paraná (calha principal) e os afluentes Rio Ivinhema e Baía. A planície de inundação também conta com a formação de canais, lagoas com diferentes graus de conexão à calha do rio (Filho & Stevaux, 1997; Figura 1).

Neste estudo, foram realizadas 36 estações de amostragem, distribuídas nos rios, canais, lagoas e ressacos da PIARP. A amostragem contemplou os diversos ambientes da PIARP, ocorrendo amostragem nas estações do projeto de Pesquisa Ecológicas de Longa Duração, Sítio 6 (Figura 1).

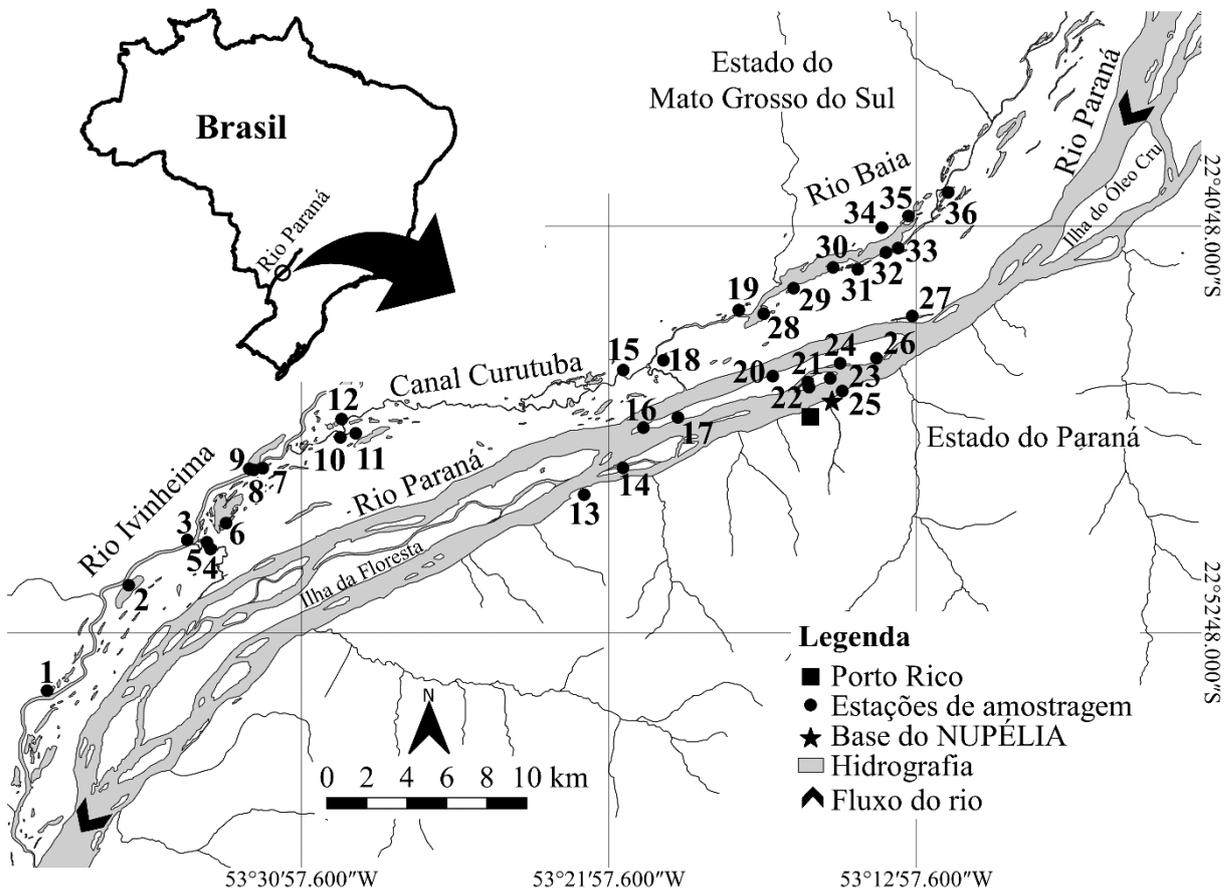


Figura 1 Área de estudo da planície de inundação do alto rio Paraná, onde as estações de amostragem estão representadas por: 1-Lagoa Peroba; 2-Lagoa Ventura; 3-Lagoa do Zé do Paco; 4-Canal do Ipoitã; 5-Lagoa Boca do Ipoitã; 6-Lagoa dos Patos; 7-Lagoa Capivara; 8-Rio Ivinhema; 9-Lagoa do Finado Raimundo; 10-Lagoa do Jacaré; 11-Lagoa Sumida; 12-Lagoa do Cervo; 13-Canal Cortado; 14-Lagoa das Pombas; 15-Canal Curutuba; 16-* Ressaco do Manezinho; 17-Lagoa do Osmar; 18-Lagoa da Traíra; 19-Lagoa do Guaraná; 20- *Ressaco do Bilé; 21-* Ressaco do Leopoldo; 22-Lagoa Genipapo; 23-Lagoa Clara; 24-* Ressaco do Pau

Véio; 25-Rio Paraná; 26-Lagoa Pousada; 27-Lagoa das Garças; 28-Rio Baía; 29-Lagoa Fechada; 30-Lagoa Pousada das Garças; 31-Lagoa dos Porcos; 32-Lagoa do Aurélio; 33-Baía Canal; 34-Lagoa Maria Luiza; 35-Lagoa do Gavião; 36-Lagoa da Onça. * Os ressacos são considerados lagoas abertas. EPSG:4674

2.2 Coleta de dados

2.2.1 Variáveis abióticas

Os dados de ENSO foram obtidos na *National Oceanic and Atmospheric Administration* – NOAA (NOAA, 2020). Os valores de *Oceanic Niño Index* (ONI) são representados por médias trimestrais das anomalias da temperatura da superfície do mar reconstruída estendida versão 5 (ERSST.v5) na região 3.4 de ocorrência de *El Niño* (5°N – 5°S, 170° – 120°E; HUANG et al., 2017). Dessa forma, os dados foram categorizados em: fenômeno ENSO em períodos de *El Niño* (valores iguais ou maiores a 0,5), *La Niña* (valores iguais ou menores a -0,5) e Neutro (valores entre -0,5 e 0,5; NOAA, 2020). Portanto, ONI representou uma variável quantitativa dos eventos, enquanto ENSO representou uma variável categórica dos eventos (*El Niño*, *La Niña* e Neutro). Cada coleta foi categorizada conforme o evento de ENSO naquele mês de coleta das variáveis bióticas.

2.2.2 Variáveis bióticas

Os dados de ictiofauna que foram utilizados neste projeto são oriundos de coletas realizadas pelo projeto de Pesquisas Ecológicas de Longa Duração (PELD), sítio 6, desenvolvido pelo Núcleo de Pesquisas em Limnologia, Ecologia e Aquicultura (NUPÉLIA), da Universidade Estadual de Maringá (UEM), Campus de Maringá. Neste projeto, as amostragens de peixes foram realizadas trimestralmente por meio de diversos aparatos de pesca, dentre eles redes de arrasto, operadas na região litorânea durante o período vespertino (06:00 horas), com 20 m de comprimento e malha 0,05 cm. As redes de arrasto foram escolhidas por capturar a maior parte dos indivíduos de ciclo de vida curto (Oliveira *et al.*, 2014). O presente projeto utilizou dados referente ao período de 2000 até 2019 (Tabela S1).

Os indivíduos capturados foram colocados em sacos de plástico (identificados com o ponto de coleta), anestesiados com eugenol e acondicionados em recipientes com gelo. Posteriormente, esses foram levados até o laboratório da Base de Pesquisa Avançada do Nupélia, localizada na cidade de Porto Rico – Paraná. As informações registradas de cada indivíduo capturado foram: data de coleta, estação de amostragem, período de captura, número

do indivíduo, espécie, comprimento total (cm) e padrão (cm), biomassa total (g; precisão de 0,01 g), sexagem (macho ou fêmea), estágio de maturação gonadal e biomassa da gônada (g; precisão de 0,01 g). Indivíduos com imprecisão taxonômica foram depositados na Coleção Ictiológica do Nupélia para verificação minuciosa, bem como exemplares testemunhos de cada espécie.

A identificação e classificação dos peixes seguem as descrições de Graça & Pavanelli (2007) e Ota *et al.* (2018), enquanto a sexagem e estágio de maturação (imaturo, repouso, recuperação, início de maturação, maturação, maduro, semiesgotado e esgotado) ocorreu macroscopicamente de acordo com critérios e classificação adaptadas de Vazzoler (1996). Visto que o esforço de pesca foi devidamente padronizado na medida do possível, o número de indivíduos foi considerado a abundância das espécies (Tabela S2).

2.3 Seleção das espécies

O projeto focou nas espécies de ciclo de vida curto (CVC), que é uma das características das espécies oportunistas (r - estrategista), seguindo as características levantadas por Winemiller (1989) com base na morfologia e história de vida. Estas espécies apresentam flutuações intermediárias na população (valores entre 0,57 e 1,14; foi verificado por meio do coeficiente de variação utilizando as abundâncias apenas para os meses de fevereiro e novembro de 2000-2002, 2004-2016 e 2018-2019), longos períodos de reprodução (≥ 8 meses), baixa fecundidade absoluta (≤ 426.859 ovócitos), ovócitos pequenos ($\leq 1.592,97\mu\text{m}$), pouco ou nenhum cuidado parental e tamanho pequeno (tendo o comprimento total máximo de até 20 cm). As informações citadas acima foram obtidas por meio da literatura especializada e com base nos dados do banco de dados obtidos com as amostragens para cada uma das espécies (Tabela S3). Desta forma, foram selecionadas apenas as espécies CVC para as análises dos parâmetros populacionais (Figura 2).

Em seguida, foram selecionadas as espécies que foram observadas nos três períodos de ENSO, tendo no mínimo 5 indivíduos em cada um dos períodos. Foram descartadas as espécies que possuíam imprecisão taxonômica (com utilização da partícula “sp.”), a fim de economizar esforços e tornar mais precisa a busca de informações dos atributos das espécies.

Após o filtro descrito acima, o presente estudo avaliou apenas uma espécie, *Hyphessobrycon eques*, considerando-a como um modelo para a elaboração dos modelos estatísticos que foram utilizados neste estudo.

2.4 Análise de dados

Todas as análises dos parâmetros populacionais foram realizadas no software R (R Core Team, 2017) usando o pacote “R2jags” (SU & YAJIMA, 2020) para obter as distribuições posteriores com o JAGS (Plummer *et al.*, 2006) via Método de Monte Carlo e Cadeias de Markov (MCMC; Kinas & Andrade, 2010). O pacote “coda” (Plummer *et al.*, 2006) foi utilizado para realizar testes de diagnóstico na convergência das cadeias (Heidelberger & Welch, 1983). Em cada aspecto populacional avaliado, foram ajustados diferentes modelos, que traduzem diferentes hipóteses biológicas e ecológicas, sendo os modelos selecionados com base no critério de informação de *deviance* (*deviance information criterion* – DIC) (Spiegelhalter *et al.*, 2002).

Os modelos estruturados nesse estudo foram avaliados por meio da abordagem bayesiana (Kinas & Andrade, 2010), pelos mesmos motivos elencados por Alves *et al.* (2020). Tal qual, elencaram apenas os principais motivos, como a capacidade de considerar fontes distintas de informações prévias, em conjunto com os dados a serem modelados, o que auxilia os pesquisadores em suas conclusões; possibilidade de fazer afirmações probabilísticas sobre os parâmetros; e simplicidade na estimativa dos intervalos de credibilidade de função de parâmetros.

2.4.1 Razão sexual

A razão de sexo foi modelada por uma regressão logística, com uma variável resposta dicotômica (1: fêmea e 0: macho) assumida como tendo distribuição de probabilidade de Bernoulli e função de ligação *logit* (Alves *et al.*, 2020). Foram ajustados dois modelos, o modelo nulo, somente com o intercepto (1), sendo:

$$\log\left(\frac{\pi_i}{1 - \pi_i}\right) = \beta_0 \quad (1)$$

E, um modelo incluindo o fator período climático (variável categórica), tendo como *baseline* o período Neutro (2), interpretado como:

$$\log\left(\frac{\pi_i}{1 - \pi_i}\right) = \beta_0 + \beta_{0el} * ElNino[i] + \beta_{0la} * LaNina[i] \quad (2)$$

Sendo β_0 o *baseline* (intercepto) do modelo, representando o log da chance (*odds*) de se observar fêmeas no período Neutro; o β_{0el} é o log da razão de chances (*odds ratio*) para o período de *El Niño*; e β_{0la} é o log da razão de chances para o período de *La Niña*. $ElNino[i]$ e $LaNina[i]$ são variáveis dicotômicas (0: Observação não é do evento; e 1: Observação é do evento).

Foram assumidas distribuições vagas para as distribuições *a priori*, apresentando distribuição normal com média zero e alta variância (10^6). Distribuições *a posteriori* foram geradas por meio do método MCMC com três cadeias saindo de pontos distintos, $7e^6$ números de iterações, queimando a primeira metade da cadeia ($3,5e^6$) e 10^3 intervalos de desbaste, assim, obtendo uma amostra final do tamanho de 10.500.

2.4.2 Tamanho da primeira maturação (L_{50})

O comprimento padrão de primeira maturação sexual (L_{50}) foi definido como o comprimento em que 50% das fêmeas ou machos são sexualmente aptos para reprodução, e também, o comprimento em que se espera que todos os indivíduos estejam maduros (L_{100}) (Alves *et al.*, 2020; Fontoura *et al.*, 2009; Trippel & Harvey, 1991). Nossa abordagem para estimar L_{50} foi semelhante à usada para estimar a razão sexual, como proposto por Alves *et al.* (2020), também sendo baseada na regressão logística. No entanto, a variável resposta dicotômica com um valor de "1" é atribuída para indivíduos maduros (sendo os estádios maduros e semiesgotado; Suzuki, 1999), ou indivíduos que passaram por algum evento reprodutivo (estádio esgotado) e "0" para indivíduos que ainda não atingiram a maturidade sexual (sendo o estágio imaturo), ou que não se tem a certeza de que o indivíduo passou por um evento reprodutivo (estádio de repouso, recuperação, início de maturação e maturação). Essa variável resposta (Y_i) seguiu uma distribuição de Bernoulli (3). Desta forma, assumimos que o *logit* da probabilidade de que a i -ésima fêmea seja madura fosse linearmente relacionado ao comprimento padrão (mm; 4), sendo:

$$Y_i \sim \text{Bernoulli}(\pi_i), (3)$$

$$\log\left(\frac{\Omega_i}{1 - \Omega_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 L_i, (4)$$

Onde: Ω_i é a probabilidade de que a i -ésima fêmea seja madura (0,5 para L_{50} e 0,99 para L_{100}); β_0 é o intercepto do modelo, que representa o *logit* da probabilidade de uma fêmea com comprimento padrão igual a zero, sem relevância biológica; β_1 aumento médio no *logit* de Ω_i para cada unidade de comprimento padrão adicionada ao comprimento (O exponencial desse parâmetro é interpretado como a razão de chances (*odds ratio* – OR)); L_i é comprimento padrão da i -ésima fêmea.

Foram ajustados cinco modelos estatísticos conforme as hipóteses com base na equação 4, onde um modelo nulo contendo apenas o intercepto representou a primeira hipótese,

sendo o tamanho de primeira maturação não dependente dos efeitos das variáveis de comprimento, sexo e dos períodos de ENSO (5):

$$\log\left(\frac{\Omega_i}{1 - \Omega_i}\right) = \beta_0, \quad (5)$$

O segundo modelo representou a segunda hipótese, onde o tamanho de primeira maturação é dependente apenas da variável comprimento padrão (L_i ; 6), sendo descrita como:

$$\log\left(\frac{\Omega_i}{1 - \Omega_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 L_i, \quad (6)$$

O terceiro modelo retrata a terceira hipótese, na qual o tamanho de primeira maturação é dependente das variáveis comprimento padrão (L_i) e dos períodos de ENSO (7), descrita como:

$$\log\left(\frac{\Omega_i}{1 - \Omega_i}\right) = (\beta_0 + \beta_{0el} * ElNino[i] + \beta_{0la} * LaNina[i]) + (\beta_1 + \beta_{1el} * ElNino[i] + \beta_{1la} * LaNina[i]) * L_i, \quad (7)$$

Onde o *baseline* do modelo foi considerado o período Neutro. O parâmetro de β_0 é o intercepto do período Neutro; o β_{0el} intercepto do período de *El Niño*; e β_{0la} o intercepto do período de *La Niña*. Enquanto que os parâmetros do coeficiente angular β_1 representa o parâmetro do período Neutro; o β_{1el} representou o período de *El Niño*; e o β_{1la} representou o período de *La Niña*. O $ElNino[i]$ e $LaNina[i]$ são variáveis preditoras dicotômicas (0: Observação não é do evento; e 1: Observação é do evento).

O quarto modelo estatístico expressou a quarta hipótese, onde o tamanho de primeira maturação é dependente das variáveis comprimento padrão (L_i) e sexo (possível dimorfismo sexual; 8), descrita como:

$$\log\left(\frac{\Omega_i}{1 - \Omega_i}\right) = (\beta_0 + \beta_{0m} * Macho[i]) + (\beta_1 + \beta_{1m} * Macho[i]) * L_i, \quad (8)$$

Onde o *baseline* do modelo foi considerado a categoria fêmea da variável sexo. O parâmetro de β_0 é o intercepto da categoria fêmea; e o β_{0m} intercepto do macho. Os parâmetros do coeficiente angular β_1 representa o parâmetro da categoria fêmea; o β_{1m} representou o macho. O $Macho[i]$ é uma variável preditora dicotômica (0: Observação não é macho, ou seja, é fêmea; e 1: Observação é macho).

O quinto e último modelo estatístico representou a quinta hipótese, em que o tamanho de primeira maturação sofre efeitos da interação do crescimento, do sexo (possível dimorfismo sexual) e dos períodos de ENSO (8), sendo descrito como:

$$\begin{aligned}
\log\left(\frac{\Omega_i}{1 - \Omega_i}\right) = & \left((\beta_0 + ((\beta_{0el} * ElNino[i]) + ((\beta_{0la} * LaNina[i]))) \right) \\
& + \left(((\beta_{0m} + ((\beta_{0elm} * ElNino[i]) + ((\beta_{0lam} * LaNina[i]))) * Macho[i] \right) \\
& + \left((\beta_1 + ((\beta_{1el} * ElNino[i]) + ((\beta_{1la} * LaNina[i]))) \right) \\
& + \left(((\beta_{1m} + ((\beta_{1elm} * ElNino[i]) + ((\beta_{1lam} * LaNina[i]))) * Macho[i] \right) \\
& * L_i, \quad (8)
\end{aligned}$$

Onde o parâmetro de β_0 representa o intercepto de fêmea no período Neutro (*baseline*); β_{0el} que representa o α de fêmea no período de *El Niño*; e β_{0la} que representa o intercepto de fêmea no período de *La Niña*. Os parâmetros do coeficiente angular são β_1 que corresponde a fêmea no período Neutro (*baseline*); β_{1el} corresponde a fêmea no período de *El Niño*; e β_{1la} corresponde a fêmea no período de *La Niña*. O $ElNino[i]$ e $LaNina[i]$ são variáveis preditoras dicotômicas (0: Observação não é do evento; e 1: Observação é do evento) e $Macho[i]$ também é uma variável dicotômica (0: Observação não é macho, ou seja, é fêmea; e 1: Observação é macho).

O tamanho de primeira maturação (L_{50}) é uma razão entre os parâmetros β_0 e β_1 . Sabendo disso, substitui-se Ω_i por 0,5 e isola o L_i , temos o comprimento que corresponde ao que se espera que 50% das fêmeas ou machos estejam maduros sexualmente (Alves *et al.*, 2020). Desta forma, o L_{50} é estimado por meio da seguinte relação (9):

$$L_{50} = -\frac{\beta_0}{\beta_1}, \quad (9)$$

Outro parâmetro de interesse para o manejo pesqueiro é o L_{100} , que indica o comprimento em que 100% das fêmeas ou machos estão maduros sexualmente. O raciocínio é o mesmo utilizado para estimar o L_{50} . Porém, substitui-se o Ω_i na equação 4 deste tópico por 0,99. Assim, a equação para estimar esse parâmetro (L_{100}) pode ser descrita como (10):

$$L_{100} = 4,59 - \frac{\beta_0}{\beta_1}, \quad (10)$$

Utiliza-se o valor de 0,99 ao invés do valor 1, devido ao fato de o domínio de Ω_i ser colocado na faixa aberta de 0 e 1. Em outras palavras, Ω_i só será igual a 1 no infinito. Desta forma, é perfeitamente razoável usar $\Omega_i = 0,99$ para estimar o parâmetro de L_{100} (Alves *et al.*, 2020).

Os parâmetros da primeira maturação sexual seguiram distribuições *a priori* vagas, uma distribuição normal com média zero e alta variância (10^6). Distribuições *a posteriori* foram geradas por meio do método MCMC com três cadeias saindo de pontos distintos, $3e^6$ números

de iterações, queimando a primeira metade da cadeia ($1,5e^6$) e 1.000 intervalos de desbaste, assim, obtendo uma amostra final do tamanho de 4.500.

2.4.3 Relação peso-comprimento

A relação peso-comprimento é dada por uma equação de potência descrita por Huxley (1924) como:

$$W_i = \alpha L_i^\beta \quad (11)$$

Onde: W_i é a biomassa total do indivíduo; L_i é o comprimento padrão; α e β são parâmetros do modelo.

O parâmetro α é o biomassa médio para indivíduos com um comprimento padrão de 1cm (Alves *et al.*, 2020), frequentemente interpretado como forma do corpo. Quanto mais fusiformes os peixes forem, menores serão valores de α quando comparados com peixes com formato mais esférico (Froese, 2006). Se um peixe cresce sem alterar sua forma ou densidade, apresenta um crescimento isométrico; isto é, o volume do peixe é proporcional ao comprimento. Se isso acontecer e o peixe mantiver densidade constante durante o crescimento, sua biomassa será um indicador de seu volume e apresentará crescimento isométrico quando o coeficiente de alometria (β) for igual a 3. Se $\beta > 3$, o peixe exibirá maior perímetro, adicionando mais biomassa por unidade de comprimento (Blackwell *et al.*, 2000).

Foram testadas quatro hipóteses na relação peso-comprimento com uma reparametrização do modelo de Huxley (1924), onde todos os modelos tiveram a variável repostada biomassa (W_i) seguindo uma distribuição de probabilidade Normal com média $\mu[i]$ e desvio padrão σ (12). A primeira hipótese consistia na relação peso-comprimento não possuir efeitos dos eventos climáticos (*El Niño*, *La Niña* e Neutro) e sem uma tendência de dimorfismo sexual (13; H_0), sendo descrita como:

$$W_i \sim Normal(\mu[i], \sigma), \quad (12)$$

$$\mu[i] = \alpha * L_i^\beta, \quad (13; H_0)$$

O W_i é a biomassa (grama - g) seguindo uma distribuição Normal com média $\mu[i]$ e desvio padrão σ . A distribuição *a priori* para σ , independente do modelo ajustado, foi de raiz quadrada de 1 dividido por τ , onde τ segue uma distribuição Gamma (10^{-8} ; 10^{-8}). O L_i é o comprimento padrão (centímetro - cm). O parâmetro α representa a forma do corpo e o β é o coeficiente de alometria.

A segunda hipótese (H1) foi traduzida como a manifestação do efeito do possível dimorfismo sexual, mas não possuir efeitos dos eventos climáticos (14). Desta forma, podemos representar o modelo como sendo:

$$\mu[i] = (\alpha + (\alpha m * Macho[i])) * L_i^{(\beta + (\beta^m * Macho[i]))}, \quad (14; H1)$$

Onde α e αm representam o formato do corpo da fêmea (*baseline*) e do macho, respectivamente. Enquanto, β é o coeficiente de alometria de fêmea e o parâmetro βm é o coeficiente de alometria do macho. Considerou-se também uma variável preditora dicotômica, $Macho[i]$ (0: Observação não é macho, ou seja, é fêmea; e 1: Observação é macho).

Para representar a terceira hipótese (H2), a relação peso-comprimento possuiu efeitos dos eventos climáticos, mas sem tendência de dimorfismo sexual (15). Assim, descrevemos o modelo como:

$$\mu[i] = (\alpha + (\alpha el * ElNino[i]) + (\alpha la * LaNina[i])) * L_i^{(\beta + (\beta el * ElNino[i]) + (\beta la * LaNina[i]))}, \quad (15; H2)$$

O parâmetro α corresponde ao formato do corpo no período Neutro (*baseline*); o αel representa o formato do corpo do período de *El Niño*; e o αla correspondendo ao formato do período de *La Niña*. O β representa o coeficiente de alometria do período Neutro (*baseline*); o βel representando o coeficiente de alometria do período de *El Niño*; e o βla correspondendo ao coeficiente de alometria do período de *La Niña*. Para essa hipótese, considerou-se duas variáveis preditoras dicotômicas, $ElNino[i]$ e $LaNina[i]$ (0: Observação não é do evento; e 1: Observação é do evento).

E por fim, a terceira hipótese (H3), a relação peso-comprimento possui efeitos dos eventos climáticos e da possível tendência de dimorfismo sexual (16). Desta forma, os modelos podem ser representados como:

$$\begin{aligned} &\mu[i] \\ &= ((\alpha + (\alpha el * ElNino[i]) + (\alpha la * LaNina[i])) \\ &+ ((\alpha m + (\alpha mel * ElNino[i]) + (\alpha mla * LaNina[i])) * Macho[i])) \\ &* L_i^{((\beta + (\beta el * El Nino[i]) + (\beta la * LaNina[i])) + (((\beta m + (\beta mel * El Nino[i]) + (\beta mla * LaNina[i])) * Macho[i])), \quad (16; H3) \end{aligned}$$

Onde o parâmetro α representa o formato do corpo de fêmea no período Neutro (*baseline*); α_{el} que representa o formato do corpo de fêmea no período de *El Niño*; e α_{la} que representa o formato do corpo de fêmea no período de *La Niña*. E, o parâmetro β que corresponde ao coeficiente de alometria de fêmea no período Neutro (*baseline*); β_{el} corresponde ao coeficiente de alometria de fêmea no período de *El Niño*; e β_{la} corresponde ao coeficiente de alometria de fêmea no período de *La Niña*.

Enquanto o parâmetro α_m refere-se o formato do corpo do macho no período Neutro; α_{mel} que representa o formato do corpo do macho no período de *El Niño*; e α_{mla} que representa o formato do corpo de fêmea no período de *El Niño*. Outros parâmetros avaliados foram o parâmetro β_m corresponde ao coeficiente de alometrias do macho no período Neutro; β_{mel} corresponde ao coeficiente de alometria do macho no período de *El Niño*; e β_{mla} corresponde ao coeficiente de alometria do macho no período de *La Niña*.

O *ElNino[i]* e *LaNina[i]* são variáveis preditoras dicotômicas (0: Observação não é do evento; e 1: Observação é do evento) e *Macho[i]* também é uma variável preditora dicotômica (0: Observação não é macho, ou seja, é fêmea; e 1: Observação é macho).

Os parâmetros seguiram distribuições *a priori* vagas, uma distribuição normal com média zero e alta variância (10^6). Distribuições *a posteriori* foram geradas por meio do método MCMC com três cadeias saindo de pontos distintos, $3e^5$ números de iterações, queimando a primeira metade da cadeia ($1,5e^5$) e 1000 intervalos de desbaste, assim, obtendo uma amostra final do tamanho de 4.500.

2.4.4 Crescimento somático

O crescimento somático é comumente modelado pela função de von Bertalanffy (VBGF) para a ictiofauna. Esta função proposta por Von Bertalanffy (1938) é descrita como:

$$E(L|t) = L_{\infty} - (L_{\infty} - L_0)e^{-Kt}, \quad (17)$$

Onde L é o comprimento; t é a idade. Os parâmetros da equação de von Bertalanffy (equação 17) são L_{∞} , K e L_0 , que representam o comprimento assintótico (comprimento médio máximo), o coeficiente de crescimento (onde o exponencial de K indica a taxa de crescimento) e o comprimento médio para a idade zero (comprimento ao nascimento), respectivamente.

Para a modelagem, foi utilizada a equação original de von Bertalanffy (equação 17) onde a variável aleatória comprimento do peixe (L) é dependente da idade (t), com distribuição dada pela função de densidade de probabilidade Normal, descrita como:

$$L|t \sim N(\mu_L, \sigma_{VBGF}^2), \quad (18)$$

Onde μ_L é dado por $E(L|t)$, como descrita pela equação de VBGF (equação 17); e σ_{VBGF}^2 é a variância de L e foi considerado um valor fixo em 3 de acordo com (Alves *et al.*, 2020; Bartoo & Parker, 1983) e testes preliminares realizados (considerando valores de 2, 2, 5, 3 e o valor estimado por meio de uma distribuição uniforme (1, 4)).

Na construção do modelo, os comprimentos e as idades foram agrupados em intervalos de classes, onde N é um vetor coluna de tamanho n caracterizando a classe de comprimento (em milímetros), e A um vetor coluna de tamanho m contendo a composição etária (em trimestres). Os elementos da matriz de transição (P) são valores teóricos obtidos pelo modelo do crescimento somático de VBGF, de maneira que o elemento da linha i (comprimento) e coluna j (idade) serão dados pela integral da densidade de $L|t$ em relação a L , no intervalo de N_i até N_{i+1} , $i = 1, \dots, (n - 1)$. Desta forma, a composição etária será estimada por meio da teoria dos modelos lineares ao estabelecer o valor esperado de N como uma função da matriz de transição e a estrutura etária A (Alves *et al.*, 2018, 2020), sendo descrita como:

$$E(N) = PA, \quad (20)$$

Entretanto, o crescimento somático será estimado com base nos modelos estatísticos propostos por Alves; Vasconcelos; Agostinho (2018) e suas generalizações (Alves *et al.*, 2020), a partir de dados de distribuição de comprimento, porém, ajustados a hipótese proposta.

Utilizamos outras distribuições de probabilidade para a distribuição do comprimento dos peixes, com a finalidade de obter estimativas mais robustas, como a convergências das cadeias (Alves *et al.*, 2020). Ademais, a distribuição normal (gaussiana) com variância homogênea e heterogênea (Alves *et al.*, 2018) e a distribuição de Poisson (Alves *et al.*, 2020), aplicou-se a distribuição Binomial Negativa (Scavazzini *et al.*, 2020). Pois, a distribuição gaussiana tem a possibilidade de ser problemática em determinadas situações, como supor simetria (o que pode ser delicado em tamanho amostral reduzido) e permite valores negativos em cenários indesejados (Scavazzini *et al.*, 2020).

2.4.4.1 Modelo Gaussiano

O modelo Gaussiano foi considerado uma função de probabilidade (f.d.p.) $f_i(N_i|\theta_i)$ Gaussiana (Normal), sendo a função de verossimilhança descrita como (Alves *et al.*, 2018):

$$f_L(N|\theta) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^m |\Sigma|}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(N - PA)' \Sigma^{-1}(N - PA)\right\}, \quad (21)$$

Onde Σ é uma matriz diagonal, tendo a diagonal principal com m variâncias de cada N_i , denotadas por $\sigma_{L_i}^2$. Essa matriz é definida como positiva, de variância-covariância de N , tendo uma dimensão $m \times m$. Assim, partindo do pressuposto de que as m variáveis aleatórias de N_i são independentes e não correlacionadas.

O modelo Gaussiano com variância homogênea (HM) foi assumido variâncias homogêneas (constantes) para cada N_i ($\sigma_{N_i}^2$). Para a variância, foi atribuído a precisão, sendo $\tau_{N_i} = 1/\sigma_{N_i}^2$, ao invés de atribuir distribuição *a priori* para a variância. Definimos as distribuições *a priori* pouco informativa para a precisão da distribuição Gaussiana, com uma distribuição Gama e atribuindo hiperparâmetros próximos de 0 (Alves *et al.*, 2018), podendo ser denotado como:

$$\tau_{N_i} \sim \text{Gama}(0,01; 0,01), \quad (22)$$

O modelo Gaussiano com variância heterogênea (HT) foi assumido variâncias proporcionais aos valores esperados, tendo uma “constante de proporcionalidade (q)” entre as classes de tamanho m . Para evitar consequência de variância zero devido a elementos estimados muito perto de zero e zero para $\mathbb{E}(\mathbf{N})$, um valor mínimo de 1 foi estabelecido para $\sigma_{L_i}^2$ de acordo com (Alves *et al.*, 2018), de forma que:

$$\sigma_{L_i}^2 = \begin{cases} \mathbb{E}(N_i)q, & \text{se } \mathbb{E}(N_i)q > 1 \\ 1, & \text{se } \mathbb{E}(N_i)q \leq 1 \end{cases}, \quad (23)$$

Assumimos que q terá uma distribuição *a priori* uniforme e pouco informativa, atribuindo valores aos hiperparâmetros que não se distancie do valor unitário (Scavazzini *et al.*, 2020):

$$q \sim U(0,2; 4), \quad (24)$$

2.4.4.2 Modelo Poisson

Assim como Alves *et al.* (2020), assumimos para este modelo, uma distribuição de Poisson para a f.d.p. com média $\theta_i = p_{i1}a_1 + \dots + p_{im}a_m = \mathbf{P}'_i\mathbf{A}$, onde $\mathbf{P}'_i = (p_{i1}, \dots, p_{im})$ é a i -ésima linha da matriz de transição \mathbf{P} . Desta forma, a função de verossimilhança pode ser descrita como:

$$f_L(\mathbf{N}|\boldsymbol{\theta}) = \prod_{i=1}^m \exp\{-\mathbf{P}'_i\mathbf{A}\} \frac{1}{N_i!} (\mathbf{P}'_i\mathbf{A})^{N_i}, \quad (25)$$

2.4.4.3 Modelo Binomial Negativo

Neste modelo, assumimos que a função de probabilidade ($f_i(N_i|\theta_i)$) segue distribuição Binomial Negativa, onde θ_i é um vetor de parâmetro, $\theta_i = \{u_i, r, \mathbf{A}, L_\infty, K, t_0, \sigma_{VBGE}\}$, tal que:

$$u_i = \frac{r}{r + \mathbf{P}'_i\mathbf{A}}, \quad (26)$$

Onde $\mathbf{P}'_i\mathbf{A} = p_{i1}a_1 + \dots + p_{im}a_m$, sendo $\mathbf{P}'_i = (p_{i1}, \dots, p_{im})$ a i -ésima linha da matriz de transição \mathbf{P} . Assim, a função de verossimilhança pode ser escrita como:

$$f_L(\mathbf{L}|\boldsymbol{\theta}) = \prod_{i=1}^m \binom{N_i+r+1}{N_i} u_i^r (1-u_i)^{L_i}, \quad (27)$$

Assim, sendo u_i uma função que depende de r , assumimos uma distribuição *a priori* apenas para r . Atribuímos uma distribuição Gama para r com parâmetros de valores pequenos de maneira que não fosse informativa (Scavazzini *et al.*, 2020), portanto:

$$r \sim \text{Gama}(0,01; 0,01), \quad (28)$$

Neste estudo, a variável resposta N_{ik} foi fixada como a abundância do número de indivíduos da classe k , conforme o sexo e o evento climático, formando seis grupos (fêmea – Neutro; fêmea – *El Niño*; fêmea – *La Niña*; macho – Neutro; macho – *El Niño*; macho – *La Niña*) em cada classe de comprimento i , onde i varia de 1 a n . Fixamos o número de classes de comprimento em 40, tendo como limite inferior da primeira classe de comprimento 5mm e limite superior da última classe de 45mm, com amplitude de 1mm entre as classes de comprimento.

A composição etária foi determinada como um vetor de tamanho $m = 9$, contendo a proporção de indivíduos (a_t) em cada idade t , onde as idades médias foram fixadas em 0, 0,25, 0,5, 0,75, 1, 1,25, 1,5, 1,75 e 2 anos, ou seja, 0, 3, 6, 9, 12, 15, 18, 21 e 24 meses, respectivamente. Ao todo foram ajustados quatro modelos considerados complexos, levando em consideração a influência do possível dimorfismo sexual e os eventos climáticos. Desta forma, assumimos que há a influência desses fatores.

Esses modelos diferiram em relação a distribuição de probabilidade para a distribuição do comprimento dos peixes. A hipótese estabelecida inclui que o comprimento médio estimado com base nos parâmetros estimados *a posteriori* da equação de VBGF difere entre os sexos e os eventos climáticos, com composição etária distintas entre os sexos e eventos climáticos.

Para obter o valor de comprimento padrão médio estimado, realizou-se cálculos para encontrar o valor estabelecido e fixado para o parâmetro L_0 , visto que utilizamos a variável comprimento padrão (mm) na análise do crescimento somático. Porém, os artigos que avaliam o desenvolvimento das larvas da espécie modelo neste estudo, informam apenas os valores de comprimento total.

Assim, o valor estabelecido para o parâmetro L_0 foi fixado em 3,36mm, sendo esse valor a média dos comprimentos totais estimados das larvas no dia 5, entrando na fase de pré-flexão de acordo com Çelik & Cirik (2020) e Park *et al.* (2014), sendo 3,75mm e 3,80mm, respectivamente. Outrossim, esses valores do comprimento total estimado foi multiplicado pela média das razões dos comprimentos padrões e comprimentos totais das larvas no dia 5, onde os comprimentos foram obtidos por meio das imagens das larvas nos artigos de Çelik & Cirik (2020) e Park *et al.* (2014), apresentando valores da razão dos comprimentos de 0,8966 e 0,8846, respectivamente. O método de medida das larvas das imagens dos artigos citados anteriormente, seguiu a metodologia proposta por Orsi (2016).

A distribuição de Dirichlet foi estabelecida *a priori* para a composição etária, com todos os hiperparâmetros fixados em 1, independente do modelo ajustado. As variâncias de N_{ik}

foram parametrizadas para precisão, especificando a distribuição a priori Gamma (10^{-2} ; 10^{-2}) para todos os grupos sexo - evento climático.

Os parâmetros de crescimento somático de VBGF seguiram as distribuições a priori vaga, independente do modelo ajustado, foram fixados em uma distribuição de probabilidade Gaussiana com média de 38,4mm (Tondato *et al.*, 2018) e alta variância (10^6) contido em um intervalo de 0 a 200 para o parâmetro L_{∞} . Para o parâmetro K , estabeleceu-se a distribuição de probabilidade Gaussiana com média de $1,7 \text{ ano}^{-1}$ (Tondato *et al.*, 2018) e alta variância (10^6) contido em um intervalo de 0,1 a 5.

As distribuições a posteriori dos parâmetros estimados foram geradas por meio do método MCMC com três cadeias, $1,5e^7$ iterações, descartando as primeiras $5e^6$ e 5.000 intervalos de desbaste, assim, obtendo uma amostra final do tamanho de 6.000 iterações.

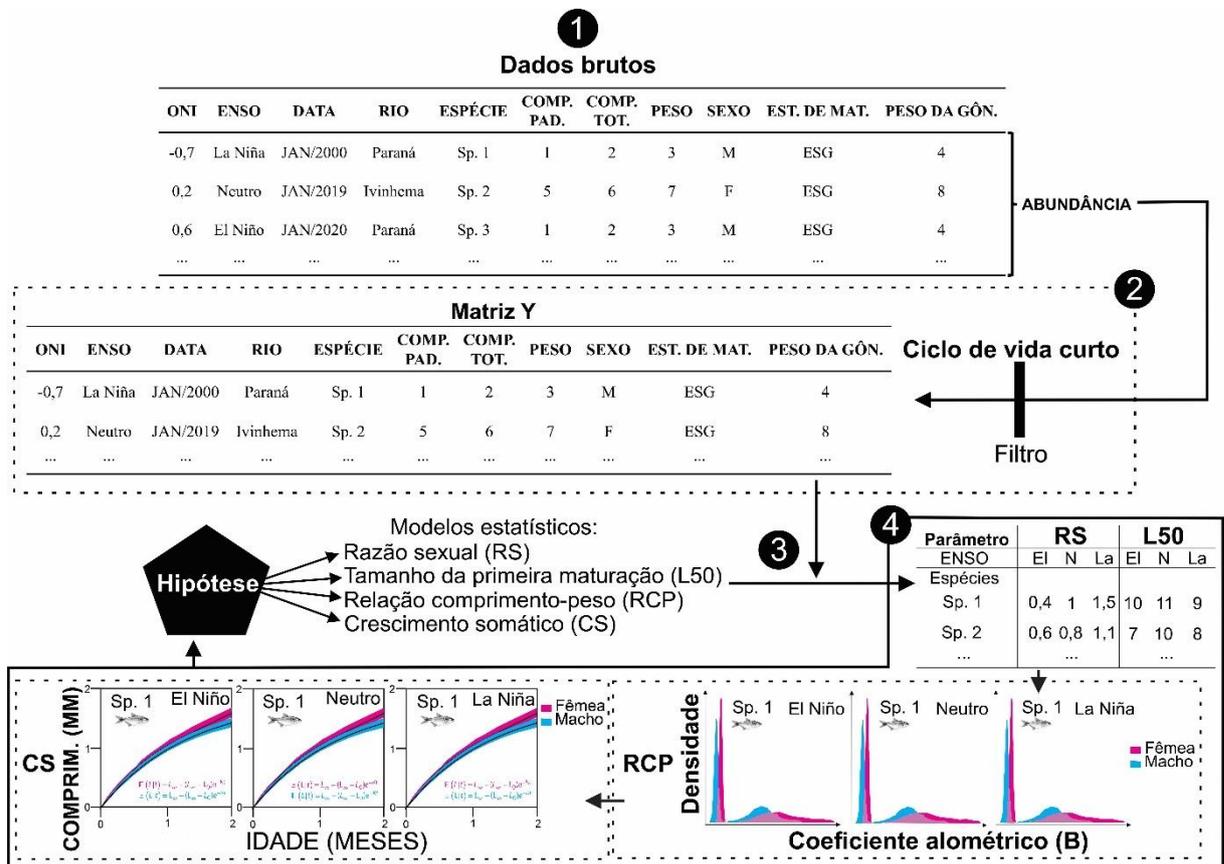


Figura 2 Modelo conceitual representando os principais passos do protocolo analítico; 1- Matriz de dados brutos obtida após as coletas de peixes e os valores de ONI obtidos no NOAA (2020); 2- Seleção das espécies de ciclo de vida curto (Filtro) formando a Matriz Y; 3- Aplicação dos modelos estatísticos utilizando os dados da Matriz Y com a finalidade de testar as hipóteses do estudo; 4- Representação dos resultados obtidos pra cada espécie em cada

evento climático a partir dos modelos estatísticos e a Matriz Y, e, posteriormente, comparação e validação das hipóteses.

3 RESULTADOS

3.1 Seleção das espécies

Em todo o período analisado, foram capturadas 182 espécies ao todo, das quais 66 espécies não apresentaram número de indivíduos suficientes em cada período do ENSO; e 29 apresentaram imprecisão taxonômica (com a partícula “sp.”). Desta forma, foi pesquisado os atributos da seleção das espécies de ciclo de vida curto para 106 espécies.

Após a verificação e aplicação do filtro nos atributos das espécies, obtivemos apenas duas espécies que se enquadraram como espécies oportunistas e que, conseqüentemente, são de ciclo de vida curto, sendo *Hyphessobrycon eques* (Steindachner 1.882) e *Moenkhausia aff. intermedia* Eigenmann 1.908 (Tabela S3).

Para a elaboração dos modelos estatísticos utilizados, avaliou-se apenas a espécie *Hyphessobrycon eques* (Steindachner, 1.882), considerando-a como uma espécie modelo (Figura 3).



Figura 3 Indivíduo adulto de *H. eques*, 32,0mm de comprimento padrão. Fonte: modificado de OTA et al. (2018).

A espécie de *H. eques* foi coletada apenas no aparato de rede de arrasto, no qual o apetrecho é utilizado apenas nas lagoas da planície de inundação do alto rio Paraná. Em todo o período de amostragem, foram coletados 3.734 indivíduos de *H. eques*, mas para as análises utilizou-se 2.759 indivíduos por apresentarem a sexagem determinada, sendo 1.930 fêmeas e 829 machos (Tabela S4). Em todos os períodos de ENSO, o número de fêmeas foi maior que o número de machos, com menor diferença no período de *El Niño* (Tabela S2).

Os indivíduos coletados apresentaram um comprimento padrão mínimo de 10mm e um comprimento padrão máximo de 39mm. Em relação a biomassa, o menor valor verificado foi de 0,02g, enquanto o maior valor foi de 1,56g (Tabela S5).

3.2 Razão sexual

Os modelos ajustados para a razão sexual atingiram a convergência das cadeias e tiveram uma distribuição Normal com base em uma inspeção visual dos gráficos de densidade das cadeias geradas.

O conjunto de modelos ajustados aos dados apresentaram evidências de que a razão sexual de *H. eques* varia de acordo com os períodos de ENSO, sendo este modelo o mais parcimonioso (menor DIC; Tabela 1). A razão sexual de *H. eques* foi estimada em aproximadamente 2,3 fêmeas para cada macho no período Neutro (Tabela 2). O intervalo de credibilidade de 95% (IC_{95%}) não conteve o valor 1 (1,973; 2,664), o que significa que no período Neutro havia mais fêmeas do que machos, tendo uma proporção sexual de aproximadamente 69,6% (IC_{95%} = 66,4; 72,7) de indivíduos fêmeas. Enquanto que no período de *El Niño*, calculou-se 1,3 (IC_{95%} = 1,063; 1,637) fêmeas para um macho, sugerindo que no período de *El Niño* também continha mais fêmeas do que macho, tendo cerca de 56,8% (IC_{95%} = 51,5; 62,1) de indivíduos fêmeas. No período de *La Niña*, estimou-se 2,7 fêmeas para um macho (IC_{95%} = 2,404; 2,987), indicando que no período de *La Niña* continha mais fêmeas do que machos, tendo cerca de 72,8% (70,6; 74,9) de indivíduos fêmeas.

O período que possuiu uma maior proporção sexual foi *La Niña*, seguidos dos períodos Neutro e *El Niño* (Tabela 2). A diferença nos coeficientes estimados da proporção sexual entre os períodos Neutro e *El Niño* foi de -0,554 (-0,811; -0,29), não incluindo o valor de 0 no IC, demonstrando que há diferenças significativas nos parâmetros estimados entre ambos os períodos. Enquanto que a diferença entre o período Neutro e *La Niña* foi de 0,157 (-0,027; 0,341), incluindo o valor de 0 no IC, indicando que não há diferenças significativas nos parâmetros estimados. Entre os períodos de *El Niño* e *La Niña*, a diferença entre os parâmetros estimados foi de -0,71 (-0,951; -0,463), sinalizando que há diferenças significativas (Tabela 2).

Tabela 1 Valores de DIC dos modelos ajustados considerando a razão sexual de *H. eques* (pD: número de parâmetros; Δ_{DIC} : valor do DIC do modelo – valor mínimo do DIC entre os modelos)

Modelo/Hipótese	DIC	pD	Δ_{DIC}
Proporção sexual não depende do período climático	3.372,2	1,1	29
Proporção sexual depende do período climático	3.343,2	2,9	0

Tabela 2 Estimativas do intercepto do modelo e funções dos parâmetros, como a razão de chances de fêmeas (OR), também interpretada como razão sexual; e a proporção de fêmeas (θ)

de *H. eques* (M: Média *a posteriori*; DP: Desvio padrão *a posteriori*; Md: Mediana *a posteriori*; IC: intervalo de credibilidade de 95% *a posteriori*; asterisco *: diferença entre os períodos).

Parâmetro	Período de ENSO	M	DP	Md	IC
β	Neutro	0,829	0,076	0,828	(0,680; 0,980)
	<i>El Niño</i>	-0,554	0,133	-0,555	(-0,811; -0,29)
	<i>La Niña</i>	0,157	0,094	0,156	(-0,027; 0,341)
	<i>El Niño - La Niña</i> *	-0,71	0,123	-0,71	(-0,951; -0,463)
Razão sexual	Neutro	2,298	0,176	2,289	(1,973; 2,664)
	<i>El Niño</i>	1,325	0,146	1,316	(1,063; 1,637)
	<i>La Niña</i>	2,684	0,150	2,679	(2,404; 2,987)
Proporção sexual	Neutro	0,696	0,016	0,696	(0,664; 0,727)
	<i>El Niño</i>	0,568	0,027	0,568	(0,515; 0,621)
	<i>La Niña</i>	0,728	0,011	0,728	(0,706; 0,749)

3.3 Tamanho da primeira maturação (L_{50})

Os modelos ajustados para a L_{50} atingiram um bom ajuste dos parâmetros estimados, onde as cadeias atingiram a convergência e tiveram uma distribuição Normal com base em uma inspeção visual dos gráficos de densidade das cadeias geradas.

De acordo com as hipóteses testada para L_{50} de *H. eques*, a proporção de indivíduos maduros aumenta com o seu comprimento padrão, diferindo entre os sexos e os períodos de ENSO (Tabela 3). O modelo que considerou a interação dos efeitos do comprimento padrão, sexo e dos períodos de ENSO foi selecionado, por ser o mais parcimonioso, isto é, menor valor de DIC (Tabela 3).

O L_{50} das fêmeas de *H. eques* foi estimado em aproximadamente 25,97mm (25,24; 26,79), e, um comprimento em que 100% das fêmeas estão sexualmente maduras (L_{100}) de 30,56mm (29,83; 31,38) no período Neutro (Tabela 4). No período de *El Niño*, estimou-se o L_{50} de 25,89mm (24,91; 27,25) e L_{100} de 30,48mm (29,51; 31,85). Porém, para os períodos de *La Niña*, estimou-se um L_{50} de 23,87mm (23,63; 24,12) e L_{100} de 28,47mm (28,22; 28,72), representando os menores valores dos parâmetros entre os períodos avaliados.

Assim, verificou-se que as fêmeas apresentaram menor tamanho de primeira maturação nos períodos de *La Niña*, seguido dos períodos de *El Niño* e Neutro. A diferença nos coeficientes estimados dos tamanhos de L_{50} e L_{100} de fêmeas entre os períodos Neutro e *El Niño* foi de -0,56 (-4,62; 3,26), incluindo o valor de 0 no IC, demonstrando que não há diferenças significativas nos parâmetros estimados entre ambos os períodos. Enquanto que a diferença entre o período Neutro e *La Niña* foi de -5,17 (-7,51; -2,88), não incluindo o valor de 0 no IC,

indicando que há diferenças significativas nos parâmetros estimados. Entre os períodos de *El Niño* e *La Niña*, a diferença entre os parâmetros estimados foi de 4,62 (0,44; 8,44), sinalizando que há diferenças significativas (Tabela 4).

Para indivíduos machos, o L_{50} de *H. eques* foi estimado em 29,92mm (28,09; 32,72), e um L_{100} de 34,51mm (32,68; 37,31) no período Neutro (Tabela 4). Nos períodos de *El Niño*, estimou-se um L_{50} de 28,75mm (27,15; 31,52) e um L_{100} de 33,34mm (31,74; 36,11), sendo valores intermediários em relação aos outros períodos. Nos períodos de *La Niña*, calculou-se os menores valores de L_{50} e L_{100} entre os períodos, sendo 23,35mm (22,12; 24,35) e 27,95mm (26,71; 28,95), respectivamente (Tabela 4).

Os tamanhos L_{50} e L_{100} dos machos são menores nos períodos de *La Niña*, seguido dos períodos de *El Niño* e Neutro. A diferença nos coeficientes estimados dos tamanhos de L_{50} e L_{100} dos machos entre os períodos Neutro e *El Niño* foi de -2,8 (-9,03; 3,53), demonstrando que não há diferenças significativas nos parâmetros estimados entre ambos os períodos. Enquanto a diferença entre o período Neutro e *La Niña* foi de 7,62 (3,95; 11,31), indicando que há diferenças significativas nos parâmetros estimados. Entre os períodos de *El Niño* e *La Niña*, a diferença entre os parâmetros estimados foi de -10,42 (-16,48; -4,46), sinalizando também que há diferenças significativas (Tabela 4).

Os machos apresentaram um tamanho de L_{50} e L_{100} maiores do que as fêmeas nos períodos Neutro e de *El Niño*. Contudo, no período de *La Niña*, os tamanhos de L_{50} e L_{100} dos machos foram relativamente menores e semelhantes em relação aos tamanhos estimados para as fêmeas (Tabela 4). Tais diferenças foram significativas entre estes parâmetros estimados, quando comparadas as fêmeas em relação aos machos dentro dos períodos Neutro e *La Niña*, apresentando valores de -10,99 (-15,04; -7,15) e -12,79 (-18,16; -7,22), respectivamente.

Tabela 3 Valores de DIC dos modelos ajustados considerando o tamanho de primeira maturação (L_{50}) de *H. eques* (pD: número de parâmetros; Δ_{DIC} : valor do DIC do modelo – valor mínimo do DIC entre os modelos).

Modelo/Hipótese	DIC	pD	Δ_{DIC}
Modelo nulo, não há efeito do comprimento, sexo e do ENSO	3641,1	0,9	898,06

Maturidade depende do comprimento	2957,7	2,9	214,66
Maturidade depende do comprimento e do ENSO	2836,3	7,6	93,26
Maturidade depende do comprimento e do sexo	2892,8	6,6	149,76
Maturidade depende do comprimento, sexo e do ENSO	2743,04	15,7	-

Tabela 4 Parâmetros estimados pelo modelo mais parcimonioso, com efeitos do comprimento e dos períodos de ENSO para o tamanho de primeira maturação L_{50} e L_{100} de *H. eques* (M: Média *a posteriori*; DP: Desvio padrão *a posteriori*; Md: Mediana *a posteriori*; IC: intervalo de credibilidade de 95% *a posteriori*; asterisco *: diferença entre os sexos e períodos).

Parâmetro	Sexo	Período	M	DP	Md	IC
β_0	Fêmea	Neutro	-9,074	0,82	-9,053	(-10,76; -7,57)
		<i>El Niño</i>	-0,555	1,99	-0,516	(-4,62; 3,26)
		<i>La Niña</i>	-5,172	1,19	-5,169	(-7,51; -2,88)
		<i>El Niño - La Niña*</i>	4,617	2,03	4,69	(0,44; 8,44)
	Macho	Neutro	1,913	1,41	1,912	(-0,81; 4,67)
		<i>El Niño</i>	-2,799	3,2	-2,817	(-9,03; 3,53)
		<i>La Niña</i>	7,621	1,86	7,611	(3,95; 11,31)
		<i>El Niño - La Niña*</i>	-10,42	3,12	-10,44	(-16,48; -4,46)
	Fêmea – Macho*	Neutro	-10,99	2,01	-10,94	(-15,04; -7,15)
	Fêmea – Macho*	<i>El Niño</i>	2,24	4,68	2,27	(-7,42; 11,00)
Fêmea – Macho*	<i>La Niña</i>	-12,79	2,78	-12,8	(-18,16; -7,22)	
β_1	Fêmea	Neutro	0,35	0,03	0,349	(0,29; 0,42)
		<i>El Niño</i>	0,023	0,08	0,022	(-0,13; 0,19)
		<i>La Niña</i>	0,247	0,05	0,247	(0,15; 0,35)
		<i>El Niño - La Niña*</i>	-0,224	0,08	-0,227	(-0,38; -0,05)
	Macho	Neutro	-0,109	0,06	-0,109	(-0,22; 0)
		<i>El Niño</i>	0,105	0,13	0,107	(-0,15; 0,35)
		<i>La Niña</i>	-0,286	0,08	-0,286	(-0,44; -0,14)
		<i>El Niño - La Niña*</i>	0,391	0,13	0,391	(0,15; 0,63)
	Fêmea – Macho*	Neutro	0,459	0,08	0,458	(0,30; 0,62)
	Fêmea – Macho*	<i>El Niño</i>	-0,081	0,19	-0,083	(-0,44; 0,31)
Fêmea – Macho*	<i>La Niña</i>	0,533	0,12	0,535	(0,31; 0,76)	
L_{50}	Fêmea	Neutro	25,97	0,39	25,947	(25,24; 26,79)
		<i>El Niño</i>	25,89	0,59	25,826	(24,91; 27,25)

Parâmetro	Sexo	Período	M	DP	Md	IC	
L ₁₀₀	Macho	<i>La Niña</i>	23,87	0,13	23,873	(23,63; 24,12)	
		Neutro	29,92	1,18	29,779	(28,09; 32,72)	
		<i>El Niño</i>	28,75	1,29	28,519	(27,15; 31,52)	
	Fêmea	<i>La Niña</i>	23,35	0,56	23,388	(22,12; 24,35)	
		Neutro	30,56	0,39	30,542	(29,83; 31,38)	
		<i>El Niño</i>	30,48	0,59	30,42	(29,51; 31,85)	
	Macho	<i>La Niña</i>	28,47	0,13	28,468	(28,22; 28,72)	
		Neutro	34,51	1,18	34,374	(32,68; 37,31)	
		<i>El Niño</i>	33,34	1,29	33,114	(31,74; 36,11)	
			<i>La Niña</i>	27,95	0,56	27,983	(26,71; 28,95)

3.4 Relação peso-comprimento

Os modelos ajustados para a relação peso-comprimento atingiram um bom ajuste dos parâmetros estimados, onde as cadeias atingiram a convergência e tiveram uma distribuição Normal com base em uma inspeção visual dos gráficos de densidade das cadeias geradas.

Foram ajustados quatro modelos para traduzir a hipótese “nula” (sem efeito da hipótese biológica e ambiental), a hipótese biológica (tendência de dimorfismo sexual), a hipótese ambiental (efeitos dos eventos climáticos) e o efeito da interação das duas hipóteses na relação peso-comprimento. O modelo que traduziu a hipótese da relação peso-comprimento sem tendência de dimorfismo sexual e sem efeito dos eventos climáticos foi considerado um modelo análogo à hipótese nula, ou seja, ausência de padrões, como tendência de dimorfismo sexual, por exemplo. Embora seja o modelo mais simples, quando comparado com os outros modelos testados neste parâmetro populacional, foi o menos parcimonioso, com maior valor de DIC e, conseqüentemente, o maior valor de Δ_{DIC} (-4.505,3 e 100,5, respectivamente; tabela 5).

O modelo significativamente mais parcimonioso, foi o modelo que traduziu a hipótese da relação peso-comprimento com a interação da tendência de dimorfismo sexual e com efeito dos eventos climáticos (DIC = -4.605,8; tabela 5).

As estimativas (média *a posteriori* e IC 95%) para os parâmetros α (que representa a forma do corpo, ou biomassa predita - gramas, para indivíduos com 1cm) para as fêmeas foram de 0,036 (0,032; 0,041) no período Neutro; 0,032 (0,024; 0,042) no período de *El Niño*; e 0,023 (0,021; 0,026) no período de *La Niña*. Enquanto que as estimativas de α para os machos foram de 0,057 (0,049; 0,067) no período Neutro; 0,028 (0,02; 0,039) no período de *El Niño*; e 0,034 (0,03; 0,039) no período de *La Niña* (tabela 6).

Observamos indícios de diferença significativa nos parâmetros de forma do corpo (α) estimados entre fêmea e macho dentro do período Neutro, com uma diferença de 0,015 (0,002;

0,028). No período de *El Niño*, a forma do corpo (α) entre fêmea e macho apresentou uma diferença média *a posteriori* de 0,021 (-0,002; 0,047); e dentro do período de *La Niña*, uma diferença de -0,002 (-0,017; 0,012), contendo o valor de 0 no IC, o que indica uma diferença não significativa (tabela 6).

As diferenças observadas nos parâmetros da forma do corpo (α) estimados para as fêmeas nos diferentes períodos climáticos foram significativas entre os períodos Neutro e *La Niña* com média *a posteriori* da diferença dos parâmetros de -0,013 (-0,018; -0,008), indicando que há diferença significativa entre os formatos do corpo estimados para os períodos. Entretanto, não há uma diferença significativa entre os parâmetros de α estimados entre os períodos de Neutro e *El Niño* com -0,004 (-0,014; 0,007), e entre os períodos de *El Niño* e *La Niña* com diferença de 0,009 (0; 0,019), indicando que não há diferença significativa entre os parâmetros de α estimados (tabela 6).

Os parâmetros de α estimados para os machos, diferiram entre os períodos Neutro e *El Niño* com média *a posteriori* da diferença dos parâmetros de -0,025 (-0,042; -0,009), não contendo o valor de 0 no IC, que sugere uma diferença significativa entre os parâmetros estimados para os períodos. Entre os períodos *El Niño* e *La Niña* a diferença foi de -0,015 (-0,029; -0,001), tendo uma diferença significativa entre os parâmetros. Porém, entre os períodos Neutro e de *La Niña* a diferença foi de -0,01 (-0,022; 0), não apresentando diferença significativa entre os parâmetros estimados, visto que o valor de 0 foi contido no IC (tabela 6).

O coeficiente alométrico (β) estimado (média *a posteriori* e IC 95%) para as fêmeas foram de 2,825 (2,695; 2,959) no período Neutro; 2,913 (2,622; 3,205) no período de *El Niño*; e no período de *La Niña* 3,256 (3,148; 3,365). Para os machos, as estimativas do coeficiente de alometria foram de 2,339 (2,176; 2,495) no período Neutro; 3,002 (2,649; 3,341) no período de *El Niño*; e 2,886 (2,759; 3,013) no período de *La Niña* (tabela 6).

Encontramos indício de diferença significativa nos coeficientes de alometria estimados entre fêmea e macho apenas dentro do período Neutro, com 3,312 (3,011; 3,629). No período de *La Niña*, não há indício de diferença significativa nas estimativas, tendo uma diferença de 0,314 (-0,091; 0,712). E, dentro do período de *El Niño*, o coeficiente de alometria entre fêmea e macho apresentou uma diferença média *a posteriori* de -0,489 (-1,258; 0,266), indicando que não há diferença significativa entre os coeficientes estimados (tabela 6).

As diferenças observadas nos coeficientes de alometria (β) estimados para as fêmeas nos diferentes períodos climáticos foram significativas entre os períodos Neutro e *La Niña* com média *a posteriori* da diferença dos parâmetros de 0,431 (0,26; 0,596), indicando que há

diferença significativa entre os parâmetros estimados para os períodos. Os coeficientes de alometria estimados entre os períodos de *El Niño* e *La Niña* também se observou um indício de diferença significativa, com -0,343 (-0,658; -0,023). Entretanto, não há evidência de uma diferença significativa entre os coeficientes de alometria estimados entre os períodos de Neutro e *El Niño* com 0,087 (-0,24; 0,416), indicando que não há diferença significativa entre os parâmetros estimados (tabela 6).

Para os machos, os coeficientes de alometria diferiram entre os períodos Neutro e *El Niño* com média *a posteriori* da diferença dos parâmetros de 0,576 (0,078; 1,091), que sugere uma diferença significativa entre os parâmetros estimados para os períodos. Porém, entre os períodos Neutro e *La Niña* a diferença foi de 0,117 (-0,147; 0,382), tendo um indicativo de diferença não significativa entre os coeficientes de alometria estimados para os períodos. E, entre os períodos de *El Niño* e *La Niña* a diferença foi de 0,46 (-0,033; 0,95), não apresentando indícios de diferença significativa entre os coeficientes estimados (tabela 6).

Tendo em vista os parâmetros estimados para a forma do corpo (α), quando os indivíduos têm 1cm de comprimento padrão, os machos apresentaram uma média de biomassa corporal predita (α) ligeiramente maior do que as fêmeas nos períodos Neutro e de *La Niña*, 0,057g versus 0,036g, e, 0,034g versus 0,023g, respectivamente. Todavia, no período de *El Niño* observou o contrário dos outros períodos, as fêmeas apresentaram a média de biomassa corporal predita ligeiramente maior do que os machos, 0,032g versus 0,028g, respectivamente (tabela 6).

A probabilidade *a posteriori* do biomassa corporal predita (α) da fêmea ser maior que o biomassa corporal predita (α) do macho, $P(\alpha_{fêmea} - \alpha_{macho} > 0)$, foi estimada em 0% e a probabilidade dessa diferença ser maior que 2mg (miligramas), $P(\alpha_{fêmea} - \alpha_{macho} > 0,002)$, é de 0,02% no período Neutro. Para o período de *La Niña*, a probabilidade *a posteriori* de biomassa corporal da fêmea ser maior que a biomassa corporal do macho, $P(\alpha_{fêmea} - \alpha_{macho} > 0)$, foi estimada em 0% e a probabilidade dessa diferença ser maior que 2mg, $P(\alpha_{fêmea} - \alpha_{macho} > 0,002) = 0\%$. Entretanto, no período de *El Niño*, a probabilidade *a posteriori* de biomassa corporal da fêmea ser maior que a biomassa corporal do macho, $P(\alpha_{fêmea} - \alpha_{macho} > 0)$, foi estimada em 73,49% e a probabilidade dessa diferença ser maior que 2mg, $P(\alpha_{fêmea} - \alpha_{macho} > 0,002) = 63,35\%$.

Os parâmetros estimados para a forma do corpo (α) da fêmea no período Neutro foi maior que a biomassa corporal predita (α) da fêmea no período de *El Niño*, 0,036g versus 0,032g. E, a estimativa do α da fêmea no período Neutro apresentou uma média maior que o α

da fêmea no período de *La Niña* 0,036g versus 0,023g. Observou-se, também, que a estimativa do α da fêmea no período de *El Niño* apresentou uma média maior que o α da fêmea no período de *La Niña*, 0,032g versus 0,023g (tabela 6).

Para os machos, os parâmetros estimados para a forma do corpo (α) no período Neutro foi maior que a biomassa corporal predita (α) no período de *El Niño*, 0,057g versus 0,028g. Enquanto a estimativa do α no período Neutro apresentou uma média maior que o α no período de *La Niña* 0,057g versus 0,034g. E, a estimativa do α no período de *La Niña* apresentou uma média maior que o α no período de *El Niño*, 0,034g versus 0,028g (tabela 6).

A probabilidade *a posteriori* da biomassa corporal predita (α) da fêmea no período Neutro ser maior que a biomassa corporal predita (α) da fêmea no período de *El Niño*, $P(\alpha_{fêmea\ Neutro} - \alpha_{fêmea\ El\ Niño} > 0)$, foi estimada em 78,82% e a probabilidade dessa diferença ser maior que 2mg, $P(\alpha_{fêmea\ Neutro} - \alpha_{fêmea\ El\ Niño} > 0,002)$, é de 67,67%. Enquanto a probabilidade *a posteriori* da biomassa corporal predita (α) da fêmea no período Neutro ser maior que a biomassa corporal predita (α) da fêmea no período de *La Niña*, $P(\alpha_{fêmea\ Neutro} - \alpha_{fêmea\ La\ Niña} > 0)$, foi estimada em 100% e a probabilidade dessa diferença ser maior que 2mg, $P(\alpha_{fêmea\ Neutro} - \alpha_{fêmea\ La\ Niña} > 0,002)$, é de 100%. E, a probabilidade *a posteriori* da biomassa corporal predita (α) da fêmea no período *El Niño* ser maior que a biomassa corporal predita (α) da fêmea no período de *La Niña*, $P(\alpha_{fêmea\ El\ Niño} - \alpha_{fêmea\ La\ Niña} > 0)$, foi estimada em 97,69% e a probabilidade dessa diferença ser maior que 2mg, $P(\alpha_{fêmea\ El\ Niño} - \alpha_{fêmea\ La\ Niña} > 0,002)$, é de 100%.

Para os machos, a probabilidade *a posteriori* da biomassa corporal predita (α) no período Neutro ser maior que a biomassa corporal predita (α) no período de *El Niño*, $P(\alpha_{macho\ Neutro} - \alpha_{macho\ El\ Niño} > 0)$, foi estimada em 99,96% e a probabilidade dessa diferença ser maior que 2mg, $P(\alpha_{macho\ Neutro} - \alpha_{macho\ El\ Niño} > 0,002)$, é de 99,96%. Enquanto a probabilidade *a posteriori* da biomassa corporal predita (α) no período Neutro ser maior que a biomassa corporal predita (α) no período de *La Niña*, $P(\alpha_{macho\ Neutro} - \alpha_{macho\ La\ Niña} > 0)$, foi estimada em 100% e a probabilidade dessa diferença ser maior que 2mg, $P(\alpha_{macho\ Neutro} - \alpha_{macho\ La\ Niña} > 0,002)$, é de 100%. Contudo, a probabilidade *a posteriori* da biomassa corporal predita (α) no período *El Niño* ser maior que a biomassa corporal predita (α) no período de *La Niña*, $P(\alpha_{macho\ El\ Niño} - \alpha_{macho\ La\ Niña} > 0)$, foi estimada em 12,71% e a probabilidade dessa diferença ser maior que 2mg, $P(\alpha_{macho\ El\ Niño} - \alpha_{macho\ La\ Niña} > 0,002)$, é de 7,31%.

Contudo, as fêmeas apresentaram maiores estimativas dos coeficientes de alometria (β) em relação aos machos nos períodos Neutro e de *La Niña*, 2,825 versus 2,339, e, 3,256 versus 2,886, respectivamente. No período de *El Niño*, os machos apresentaram um valor ligeiramente maior na estimativa do coeficiente de alometria em relação às fêmeas, 3,002 versus 2,913, respectivamente (tabela 6).

A probabilidade *a posteriori* do coeficiente de alometria (β) da fêmea ser maior que o coeficiente de alometria (β) do macho, $P(\beta_{\text{fêmea}} - \beta_{\text{macho}} > 0)$, foi estimada em 100% no período Neutro, indicando que as fêmeas tendem a ganhar mais biomassa à medida que crescem em comparação com os machos. Para o período de *La Niña*, a probabilidade *a posteriori* do coeficiente de alometria da fêmea ser maior que o coeficiente de alometria do macho, $P(\beta_{\text{fêmea}} - \beta_{\text{macho}} > 0)$, foi estimada em 100%. Entretanto, no período de *El Niño*, a probabilidade *a posteriori* do coeficiente de alometria da fêmea ser maior que o coeficiente de alometria do macho, $P(\beta_{\text{fêmea}} - \beta_{\text{macho}} > 0)$, foi estimada em 35,8%.

Para as fêmeas, as estimativas dos coeficientes de alometria (β) foi menor no período Neutro em relação aos coeficientes de alometria (β) de *El Niño* e *La Niña*, 2,825 versus 2,913, e, 2,825 versus 3,256, respectivamente. A média *a posteriori* dos coeficientes de alometria (β) foi menor no período de *El Niño* em relação ao coeficiente de alometria (β) de *La Niña*, 2,913 versus 3,256 (tabela 6).

Enquanto o coeficiente de alometria estimado para os machos foi menor no período Neutro em relação aos coeficientes de alometria estimados nos períodos de *El Niño* e *La Niña*, 2,339 versus 3,002, e, 2,339 versus 2,886, respectivamente. E, a média *a posteriori* do coeficiente de alometria de *El Niño* foi maior em relação ao coeficiente de alometria de *La Niña*, 3,002 versus 2,886 (tabela 6).

A probabilidade *a posteriori* do coeficiente de alometria da fêmea no período Neutro ser maior que o coeficiente de alometria da fêmea no período de *El Niño*, $P(\beta_{\text{fêmea Neutro}} - \beta_{\text{fêmea El Niño}} > 0)$, foi estimada em 29,84%. Enquanto a probabilidade *a posteriori* do coeficiente de alometria da fêmea no período Neutro ser maior que o coeficiente de alometria da fêmea no período de *La Niña*, $P(\beta_{\text{fêmea Neutro}} - \beta_{\text{fêmea La Niña}} > 0)$, foi estimada em 0%. E, a probabilidade *a posteriori* do coeficiente de alometria da fêmea no período *El Niño* ser maior que o coeficiente de alometria da fêmea no período de *La Niña*, $P(\beta_{\text{fêmea El Niño}} - \beta_{\text{fêmea La Niña}} > 0)$, foi estimada em 1,8%.

Para os machos, a probabilidade *a posteriori* do coeficiente de alometria no período Neutro ser maior que o do coeficiente de alometria no período de *El Niño*, $P(\beta_{\text{macho Neutro}} -$

β macho *El Niño* > 0), foi estimada em 0,04%. Enquanto a probabilidade *a posteriori* do coeficiente de alometria no período Neutro ser maior que o do coeficiente de alometria no período de *La Niña*, $P(\beta \text{ macho Neutro} - \beta \text{ macho La Niña} > 0)$, foi estimada em 0%. Contudo, a probabilidade *a posteriori* do coeficiente de alometria no período *El Niño* ser maior que o do coeficiente de alometria no período de *La Niña*, $P(\beta \text{ macho El Niño} - \beta \text{ macho La Niña} > 0)$, foi estimada em 72,69%.

Por fim, as probabilidades *a posteriori* dos coeficientes de alometria dos sexos em cada período de ENSO, indicou que apenas as fêmeas no período de *La Niña* tendem a ter crescimento de alometria positivo, ou seja, adicionando mais biomassa por unidade de comprimento. Enquanto os outros coeficientes de alometria dos sexos em cada período de ENSO tendem a ter um coeficiente de alometria negativo, $P(\beta \text{ fêmea Neutro} > 3) = 0,62\%$; $P(\beta \text{ fêmea El Niño} > 3) = 28,29\%$; $P(\beta \text{ fêmea La Niña} > 3) = 100\%$; $P(\beta \text{ macho Neutro} > 3) = 0\%$; $P(\beta \text{ macho El Niño} > 3) = 50,87\%$; e $P(\beta \text{ macho La Niña} > 3) = 4,2\%$.

Tabela 5 Valores de DIC dos modelos ajustados considerando a relação peso-comprimento de *H. eques* (pD: número de parâmetros; Δ_{DIC} : valor do DIC do modelo – valor mínimo do DIC entre os modelos).

Modelo/Hipótese	DIC	pD	Δ_{DIC}
Relação peso-comprimento sem efeito dos eventos e sem dimorfismo sexual	-4505.3	3.0	100.5
Relação peso-comprimento sem efeito dos eventos e com dimorfismo sexual	-4531.40	4.80	74.4
Relação peso-comprimento com efeito dos eventos e sem dimorfismo sexual	-4570.9	7.1	34.9
Relação peso-comprimento com efeito dos eventos e com dimorfismo sexual	-4605.8	13.8	-

Tabela 6 Parâmetros estimados pelo modelo mais parcimonioso, com dimorfismo sexual e dos períodos de ENSO para a relação de peso-comprimento de *H. eques* (α : forma do corpo; β : coeficiente de alometria; β_0 e β_1 : parâmetros da equação; M: Média *a posteriori*; DP: Desvio padrão *a posteriori*; Md: Mediana *a posteriori*; IC: intervalo de credibilidade de 95% *a posteriori*; asterisco *: diferença entre os períodos).

Parâmetro	Sexo	Período	M	DP	Md	IC
β_0	Fêmea	Neutro	0.036	0.002	0.036	(0.032; 0.041)
		<i>El Niño</i>	-0.004	0.005	-0.004	(-0.014; 0.007)
		<i>La Niña</i>	-0.013	0.003	-0.013	(-0.018; -0.008)
		<i>El Niño - La Niña*</i>	0.009	0.005	0.008	(0; 0.019)
	Macho	Neutro	0.021	0.005	0.021	(0.012; 0.032)
		<i>El Niño</i>	-0.025	0.009	-0.025	(-0.042; -0.009)
		<i>La Niña</i>	-0.010	0.006	-0.010	(-0.022; 0)
		<i>El Niño - La Niña*</i>	-0.015	0.007	-0.015	(-0.029; -0.001)
	Fêmea - Macho*	Neutro	0.015	0.007	0.015	(0.002; 0.028)
	Fêmea - Macho*	<i>El Niño</i>	0.021	0.012	0.021	(-0.002; 0.047)
	Fêmea - Macho*	<i>La Niña</i>	-0.002	0.007	-0.002	(-0.017; 0.012)
	β_1	Fêmea	Neutro	2.825	0.067	2.825
<i>El Niño</i>			0.087	0.164	0.091	(-0.24; 0.416)
<i>La Niña</i>			0.431	0.087	0.431	(0.26; 0.596)
<i>El Niño - La Niña*</i>			-0.343	0.160	-0.341	(-0.658; -0.023)
Macho		Neutro	-0.486	0.104	-0.484	(-0.695; -0.287)
		<i>El Niño</i>	0.576	0.261	0.571	(0.078; 1.091)
		<i>La Niña</i>	0.117	0.136	0.116	(-0.147; 0.382)
		<i>El Niño - La Niña*</i>	0.460	0.252	0.464	(-0.033; 0.95)
Fêmea - Macho*		Neutro	3.312	0.156	3.314	(3.011; 3.629)
Fêmea - Macho*		<i>El Niño</i>	-0.489	0.388	-0.479	(-1.258; 0.266)
Fêmea - Macho*		<i>La Niña</i>	0.314	0.203	0.314	(-0.091; 0.712)
α		Fêmea	Neutro	0.036	0.002	0.036
	<i>El Niño</i>		0.032	0.005	0.032	(0.024; 0.042)
	<i>La Niña</i>		0.023	0.001	0.023	(0.021; 0.026)
	Macho	Neutro	0.057	0.005	0.057	(0.049; 0.067)

Parâmetro	Sexo	Período	M	DP	Md	IC
β		<i>El Niño</i>	0.028	0.005	0.027	(0.02; 0.039)
		<i>La Niña</i>	0.034	0.002	0.034	(0.03; 0.039)
		Neutro	2.825	0.067	2.825	(2.695; 2.959)
	Fêmea	<i>El Niño</i>	2.913	0.150	2.915	(2.622; 3.205)
		<i>La Niña</i>	3.256	0.055	3.255	(3.148; 3.365)
		Neutro	2.339	0.080	2.338	(2.176; 2.495)
	Macho	<i>El Niño</i>	3.002	0.181	3.005	(2.649; 3.341)
		<i>La Niña</i>	2.886	0.066	2.886	(2.759; 3.013)

3.5 Crescimento somático

O modelo estatístico mais parcimonioso foi o modelo com distribuição de Poisson (DIC = 837,5; tabela 7). Entretanto, as estimativas dos parâmetros de VBGF do modelo com distribuição de Poisson não atingiram a convergência das cadeias Markov (tabela 7). Desta forma, esse modelo foi excluído da comparação com outros modelos que convergiram.

Assim, o modelo estatístico selecionado foi o modelo com distribuição Gaussiana com variância heterogênea (HT; tabela 7), uma vez que foi o modelo mais parcimonioso entre os que apresentaram convergências das cadeias de Markov (DIC = 867,1; tabela 7; Figura S2). Outrossim do modelo com distribuição Gaussiana com variância heterogênea, os valores de DIC indicaram um possível modelo concorrente, o modelo com distribuição Binomial Negativa, apresentando um valor de DIC próximo do estimado para o modelo selecionado, porém há formação de picos (mais de uma moda) na densidade da estimativa dos comprimentos médios (DIC = 870,1; tabela 7; Figura S3).

Para 3, 6, 12 e 24 meses de idade, os comprimentos medianos esperados são ligeiramente maiores nos machos do que os comprimentos medianos esperados para as fêmeas, independente do evento climático (tabela 8). Assim, há evidências para inferir que os machos possuem uma taxa de crescimento maior do que as fêmeas independente do evento climático.

Destaca-se, os comprimentos medianos estimados ligeiramente são maiores nos períodos extremos (*La Niña* e *El Niño*) para as idades iniciais (3 e 6 meses) em relação ao período Neutro, tanto para os machos quanto para as fêmeas (tabela 8). E, para as fêmeas, os comprimentos medianos estimados são relativamente maiores no período de *El Niño* do que no período de *La Niña*, enquanto para os machos, o inverso é observado (tabela 8).

Tabela 7 Valores de DIC dos modelos ajustados para crescimento somático de *H. eques* (HM: distribuição Gaussiano com variância homogênea; HT: distribuição Gaussiano com variância

heterogênea; pD: número de parâmetros; Δ_{DIC} : valor do DIC do modelo – valor mínimo do DIC entre os modelos).

Modelo/Hipótese	DIC	pD	Δ_{DIC}
HM	1273,3	50,8	435,8
HT	867,10	58,40	29,6
Poisson	837,5	52	0,0
Binomial Negativo	870,10	97,60	32,6

Tabela 8 Comprimentos médios estimados (mm) por meio dos parâmetros estimados com modelo estabelecido com distribuição Guassiano com variância heterogênea (HT), com dimorfismo sexual e dos períodos de ENSO para o crescimento somático de *H. eques* (M: Média *a posteriori*; DP: Desvio padrão *a posteriori*; Md: Mediana *a posteriori*; IC: intervalo de credibilidade de 95% *a posteriori*).

Sexo	Período	Meses	M	DP	Md	IC
Fêmea	Neutro	3	14,67	1,70	14,76	(11,15; 20,04)
		6	20,04	1,66	20,26	(16,37; 24,99)
		12	23,99	1,11	23,98	(21,88; 26,83)
		24	25,34	1,14	25,28	(23,30; 27,74)
	<i>El Niño</i>	3	16,99	1,03	17,25	(14,33; 18,3)
		6	21,58	0,82	21,73	(19,50; 22,75)
		12	23,71	0,46	23,71	(22,82; 24,63)
		24	24,03	0,44	24,00	(23,23; 24,97)
	<i>La Niña</i>	3	16,85	0,82	17,08	(14,75; 17,85)
		6	21,29	0,61	21,41	(19,74; 22,15)
		12	23,27	0,30	23,24	(22,74; 23,98)
		24	23,53	0,30	23,49	(23,07; 24,27)
Macho	Neutro	3	15,92	1,79	16,02	(11,80; 18,85)
		6	21,26	1,57	21,57	(17,30; 23,53)
		12	24,74	0,91	24,71	(22,94; 26,52)
		24	25,76	1,07	25,60	(24,19; 28,23)
	<i>El Niño</i>	3	17,13	1,10	17,42	(14,32; 18,48)
		6	21,82	0,86	22,00	(19,59; 23,00)
		12	24,02	0,43	24,01	(23,22; 24,91)
		24	24,36	0,42	24,32	(23,66; 25,29)
	<i>La Niña</i>	3	17,24	1,62	17,58	(12,99; 19,25)
		6	22,64	1,39	23,03	(18,94; 24,17)
		12	25,75	0,95	25,60	(24,24; 27,96)
		24	26,52	1,27	26,17	(24,97; 29,90)

4 DISCUSSÕES

A maior razão sexual (mais fêmeas do que machos) foi encontrada no período de *La Niña*, seguidos dos períodos Neutro e *El Niño*, corroborando com a hipótese i do estudo. A variação na razão sexual pode ocorrer por diversos fatores, como genéticos, taxas de crescimento e mortalidade, padrões comportamentais e variações nas condições ambientais (Alves *et al.*, 2020; Vazzoler, 1996; Wootton & Smith, 2015). De acordo com as avaliações de Santana *et al.* (2019) para a população de *H. eques* localizada no rio Paraguai, na região sul do Pantanal, não há variação significativa na razão sexual ao longo do ano, caracterizado por uma predominância de fêmeas na maioria dos meses.

As diferenças na razão sexual, encontrada neste estudo, pode ser atribuída as variações nas condições ambientais, podendo ser caracterizada como uma resposta tática às condições ambientais adversas experienciadas em cada período de ENSO. A tática tem como finalidade de minimizar o custo das flutuações das variáveis ambientais, como flutuações do nível hidrométrico, descarga do rio, variação da turbidez (entrada de material alóctone em decorrência de chuvas nos períodos de *El Niño* ou ressuspensão dos sedimentos na coluna d'água por ação dos ventos em lagos rasos nos períodos de *La Niña*, por exemplo), e entre outras cascatas de resposta das variáveis limnológicas frente as flutuações do nível hidrométrico e das precipitações (Agostinho *et al.*, 2007; Roberto *et al.*, 2009; Vazzoler, 1996; Wootton & Smith, 2015).

A temperatura da água pode ser um fator crucial na determinação do sexo de algumas espécies de peixe (Ospina-Álvarez & Piferrer, 2008; Wootton & Smith, 2015). Para *H. eques* há uma hipótese de que a presença de um cromossomo sexual influencia o sexo dos indivíduos (Piscor & Parise-Maltempi, 2015). Santana *et al.* (2019) encontraram uma razão sexual desbalanceada (1,45:1) em locais com temperaturas da água variando em torno de 21°C a 31°C. Ademais, a razão sexual de *H. eques* variou no nosso estudo entre os períodos de ENSO na PIARP. A área de amostragem deste estudo apresenta a temperatura da água variando entre 17°C e 36°C aproximadamente, conforme os ambientes, como lagos e rios (Agostinho *et al.*, 2015). Assim, com esse conjunto de informações, é possível inferir que a determinação do sexo na espécie estudada pode ter influência dos efeitos térmicos no genotípico ou que a determinação do sexo é dependente da temperatura (Ospina-Álvarez & Piferrer, 2008). Até o momento, não há evidências concretas de que a temperatura da água diferencie significativamente entre os períodos de ENSO. Mas é possível que haja diferenças nas temperaturas da água, dado que em meses de secas mais extremas o volume dos corpos

aquáticos são menores e podem apresentar maior temperatura da água, enquanto que nos períodos de cheias mais intensas e/ou duradouras é necessário maior quantidade de energia para sustentar maiores níveis de temperatura. Entretanto, os limiares da temperatura da água encontrados entre os eventos podem ser decisivos na determinação sexual e, conseqüentemente, na razão sexual encontrada para os períodos de ENSO.

Entretanto, a possível influência da temperatura na razão sexual nos diferentes períodos de ENSO, a taxa de mortalidade nos diferentes períodos de ENSO poderiam explicar as diferenças na razão sexual deste estudo. As distintas taxas de mortalidade entre indivíduos de comprimentos maiores foi a causa da variação da razão sexual de *Hypostomus affinis*, descartando outra teoria da variação na razão sexual em função de um possível dimorfismo sexual (Mazzoni & Caramaschi, 1995). Lanés *et al.* (2012) observaram que a falta de indivíduos grandes de *Atlantirivulus riograndensis*, em um determinado período, estava, provavelmente, ligado a alta mortalidade no período em decorrência de aspectos intrínsecos à espécie (como a senescência, comportamento reprodutivo ativo e agressivo) e fatores ecológicos (como diminuição do nível da água e maior vulnerabilidade à predação). Entretanto, estudos devem ser realizados verificando a correlação da diferença na razão sexual e das variáveis ambientais para validar tais relações.

É possível que a mortalidade dos peixes nos períodos de *La Niña* seja maior quando comparado com os outros períodos de ENSO, tendo em vista que há menores valores do nível de água devido ao baixos valores de precipitação nesse período (Alves *et al.*, 2021; Grimm & Tedeschi, 2009). Sabe-se experimentalmente que em baixas profundidades há uma maior mortalidade de peixe quando comparado com níveis superiores de profundidade (El-Sayed *et al.*, 1996). Tendo em vista o cenário de *La Niña* (baixa da profundidade das lagoas da PIARP), as condições ambientais tornam os peixes mais suscetíveis aos predadores (como aves e peixes piscívoros) e a níveis intolerantes e oscilação de variáveis ambientais, como a temperatura da água, podendo influenciar a razão sexual de *H. eques* nas lagoas da PIARP.

Os tamanhos de L_{50} e L_{100} estimados para ambos os sexos, foram menores nos períodos de *La Niña*, seguido dos períodos de *El Niño* e Neutro, corroborando com a hipótese ii do estudo. Os machos apresentaram um tamanho de L_{50} e L_{100} maiores do que as fêmeas nos períodos Neutro e de *El Niño*. Contudo, no período de *La Niña*, os tamanhos de L_{50} e L_{100} dos machos foram relativamente menores em relação aos tamanhos estimados para as fêmeas. Desta forma, indicando que há um possível dimorfismo sexual. O tamanho de primeira maturação possui muita plasticidade, devido a relação genótipo-ambiente e ao crescimento, apresentando

variações frente às condições ambientais bióticas (comportamentos reprodutivos de indivíduos da mesma espécie) e abióticas (como estado trófico, *habitat*, variação na latitude e coluna d'água) (Vazzoler *et al.*, 1997; Winemiller & Rose, 1992). A diferença nos parâmetros estimados de L_{50} entre os sexos nos períodos de ENSO, sendo os menores valores de L_{50} para as fêmeas em relação aos machos, pode ser sustentada pelos resultados encontrados por (Andrade *et al.*, 2008). Isso pode indicar que aspectos intrínsecos da espécie (como a genética) regem a taxa de crescimento dos sexos e, conseqüentemente, o comprimento de primeira maturação sexual.

Santana *et al.* (2019) sugerem que o tamanho de primeira maturação de *H. eques* é influenciada fortemente por fatores genéticos, mesmo em condições ambientais diferentes. Porém, o valor encontrado de L_{50} por Santana *et al.* (2019), na região do rio Paraguai (região sul do Pantanal) no período entre 2009 a 2011, foi de 20,2mm para fêmeas, sendo um valor inferior em relação ao L_{50} estimado nesse estudo entre os diferentes períodos de ENSO (estimado entre 23,35mm a 29,92mm).

Essas diferenças encontradas entre os trabalhos, possivelmente, são resultado da variação da elevação em relação ao mar, tendo uma elevação entre 72 a 83m em relação ao nível do mar na região do rio Paraguai amostrada por Santana *et al.* (2019). Enquanto na região amostrada neste estudo varia de aproximadamente 230m a 245m de altitude. Outras diferenças nas variáveis ambientais de cada área de estudo podem ser encontradas. Desta forma, assim como as diferenças nas variáveis ambientais dos locais, os diferentes períodos de ENSO podem apresentar diferenças nas variáveis ambientais, como o nível da água (Alves *et al.*, 2021), por meio de uma cascata de respostas limnológicas frente as diferenças nas médias da precipitação experienciadas no mesmo local.

O período de *La Niña* pode ter uma taxa de mortalidade maior quando comparados com os outros períodos de ENSO, devido a maior exposição a predadores (aves e peixes piscívoros), por perda de área e abrigo em decorrência de menores níveis da água. Entretanto, a baixa no nível da água pode favorecer os espécimes de *H. eques* durante o forrageamento (Andreotti *et al.*, 2021), visto que esses são invertívoros (Casatti *et al.*, 2003) e apresentam uma seletividade alimentar, tendo como preferência larvas de Diptera (Casatti *et al.*, 2003; Matheus, 2006). Porém, o comportamento alimentar de *H. eques* é afetado negativamente com a pressão de predadores (Carvalho & Del-Claro, 2004).

Essas larvas de Diptera, bem como outros invertebrados, podem ficar concentrados devido ao baixo nível da água, o que pode favorecer os espécimes de *H. eques* durante o

fORAGEAMENTO, mesmo apresentando uma mudança no comportamento alimentar com a presença de predadores. Assim, essa disponibilidade de alimento (ocasionada pelo aumento na taxa de mortalidade dos espécimes de *H. eques* e concentração dos invertebrados nos lagos) poderia aumentar a taxa de crescimento no período de *La Niña*, tendo como consequência a maturação precoce nesses períodos. Hay *et al.* (1988) e Wootton (1973) verificaram, experimentalmente, que a maturação precoce dos indivíduos de *Clupea harengus pallasii* e *Gasterosteus aculeatus* foram ocasionadas pela disponibilidade de alimento.

O modelo estatístico mais simples da relação peso-comprimento apresentou maior valor de DIC em relação ao modelo mais complexo, o que pode ser uma evidência de padrões mais complexos regendo a relação peso-comprimento, assim como evidenciado em *Astyanax paranae* por Alves *et al.* (2020). A relação peso-comprimento demonstrou que machos apresentaram uma média de biomassa corporal (α) ligeiramente maior do que as fêmeas nos períodos Neutro e de *La Niña*. Todavia, no período de *El Niño* foi observado o contrário dos outros períodos. Os parâmetros estimados para a forma do corpo (α) da fêmea foi maior no Neutro, seguido do período de *El Niño* e *La Niña*. Enquanto para os machos a forma do corpo (α) foi maior no Neutro, seguido do período de *La Niña* e *El Niño*.

Os coeficientes de alometria (β) dos machos apresentaram uma média relativamente maior do que as fêmeas nos períodos Neutro e de *La Niña*. Porém, no período de *El Niño* verificou-se o contrário dos outros períodos, assim os resultados não corroborando com a hipótese iii do estudo. Os parâmetros estimados para os coeficientes de alometria da fêmea foi maior no *La Niña*, seguida do período de *El Niño* e Neutro. Enquanto para os machos os coeficientes de alometria foi maior no *El Niño*, seguido do período de *La Niña* e Neutro.

Diversos estudos mensuraram a relação peso-comprimento de *H. eques* por meio de uma regressão linear (Batista-Silva *et al.*, 2015; Castro Campanha *et al.*, 2019; Ferraz *et al.*, 2021; Froese *et al.*, 2014; Gonçalves *et al.*, 2013). Os trabalhos não avaliaram a relação peso-comprimento por sexo, onde o formato corporal variou de 0,0112 (Froese *et al.*, 2014) a 0,0216 (Batista-Silva *et al.*, 2015). Enquanto o coeficiente de alometria estimados pelos estudos, variou de 2,61 (Gonçalves *et al.*, 2013) a 3,41 (Froese *et al.*, 2014), onde algumas estimativas indicaram um coeficiente de alometria positivo (Batista-Silva *et al.*, 2015; Castro Campanha *et al.*, 2019; Froese *et al.*, 2014) e outros indicaram um coeficiente de alometria negativo (Ferraz *et al.*, 2021; Gonçalves *et al.*, 2013). Essa variação no coeficiente de alometria pode ser uma consequência da elevada plasticidade alimentar da espécie (Fiori *et al.*, 2016), apesar de sua seletividade alimentar (Casatti *et al.*, 2003; Matheus, 2006). Fiori *et al.* (2016) sugerem que a

espécie pode possuir adaptações fisiológicas que proporcionam uma máxima obtenção de energia a partir do alimento, mesmo que o alimento tenha baixo valor nutricional, ou que o peixe aumente a taxa de consumo para compensa o baixo valor nutricional do alimento.

Entretanto, apesar da hipótese levantada por Fiori *et al.* (2016), o formato do corpo e o coeficiente de alometria para *H. eques* variou conforme o sexo e os eventos de ENSO. Isso pode ser um indicativo de que apesar da adaptação fisiológica, outros fatores podem influenciar no consumo e na máxima obtenção de energia, como a predação (Carvalho & Del-Claro, 2004), disponibilidade de alimento (Matheus, 2006; Medina *et al.*, 2021) e o parasitismo (Douda *et al.*, 2017). Caramantin-soriano *et al.* (2009) sugerem que a diminuição dos pesos das gônadas e do corpo em *Scomber japonicus peruanus* nos períodos de *El Niño*, são atribuídos a desova prolongada, ocasionando alterações nas condições fisiológicas. Ademais, os autores relataram baixos valores de fator de condição dada pela mobilização das reservas de energia somática necessária para o desenvolvimento reprodutivo, podendo ser influenciada pela redução da alimentação durante o período de desova. Também, a alteração fisiológica dos organismos podem ser influenciada por fatores abióticos, como temperaturas elevadas ocasionando um aumento na taxa de respiração e na demanda de energia de peixes (Harvey, 2005).

Os diferentes valores dos coeficientes de alometria entre as fêmeas e os machos, e, até mesmo entre os períodos de ENSO, podem indicar que há uma certa diferença na estratégia de história de vida (Froese *et al.*, 2014), mostrando o quanto a forma muda à medida que os peixes crescem em relação macho-fêmea e em cada período de ENSO. *H. eques* possui um coeficiente instantâneo de utilização de energia assimilada para o crescimento (coeficiente de produção líquida) eficiente e elevado quando comparado com o padrão para os peixes com alimentação de origem animal (Matheus, 2006). Desta forma, isso pode explicar os coeficientes de alometria positivos estimados entre os sexos e períodos de ENSO.

Entretanto, o coeficiente de alometria positivo encontrado para fêmeas no período de *La Niña* pode estar relacionado com uma maior fecundidade (Gonçalves *et al.*, 2013), consequentemente aumentando o incremento de biomassa por unidade de crescimento, visto que as fêmeas passam a alocar a energia do crescimento para a reprodução.

Os comprimentos medianos estimados para as idades são ligeiramente maiores nos machos do que os comprimentos medianos esperados para as fêmeas. Assim, há evidências para inferir que os machos possuem uma taxa de crescimento maior do que as fêmeas. Outrossim, os comprimentos medianos estimados são relativamente maiores nos períodos extremos (*La Niña* e *El Niño*) para as idades iniciais (3 e 6 meses) em relação ao período Neutro, tanto para

os machos quanto para as fêmeas. E, para as fêmeas, os comprimentos medianos estimados são relativamente maiores no período de *El Niño* do que no período de *La Niña*, enquanto para os machos, o inverso é observado.

A diferença nos comprimentos medianos estimados entre macho e fêmea, pode estar relacionada a um possível dimorfismo sexual, visto que os outros parâmetros populacionais estimados neste estuo apresentaram diferenças nos parâmetros estimados entre macho e fêmea, indicando uma possível tendência de dimorfismo sexual. Ademais, as condições ambientais podem limitar o potencial de crescimento somático de uma população de peixe e influenciar de forma indiscriminada em ambos os sexos, por meio de limitações ambientais (Nascimento *et al.*, 2017).

Tondato *et al.* (2018) avaliou que em regimes sincrônicos (sincronia da precipitação e elevação do nível da água) a espécie de *H. eques* atingiu comprimento mínimo menor que em regimes assincrônicos (9,2mm e 12,4mm, respectivamente), bem como maior comprimento máximo em regimes sincrônicos do que em regimes assincrônicos (36,7mm e 30,6mm, respectivamente). Tondato *et al.* (2018) verificou que em regimes assincrônicos, a espécie de *H. eques* apresentou um menor valor de comprimento assintótico, relativamente uma maior taxa de crescimento e maior mortalidade natural em relação aos regimes sincrônicos. A diferença dos comprimentos medianos estimados entre os diferentes períodos de ENSO neste estudo, pode ser explicada pelas diferenças nas condições ambientais experienciadas em cada período de ENSO.

Acreditamos que o ajuste dos parâmetros estimados para a equação de VBGF nas diferentes generalizações, pode estar relacionada a falta de dados de comprimento padrão da fase juvenil em alguns períodos de ENSO, bem como as variâncias, que podem ser próximas ou iguais a média, dificultando na convergência do modelo com distribuição de Poisson, por exemplo (Scavazzini *et al.*, 2020).

A obtenção das estimativas dos parâmetros de crescimento somático entre os sexos e os períodos de ENSO foram divergentes das estimativas apresentadas em outros estudos para *H. eques* (Gubiani *et al.*, 2012; Tondato *et al.*, 2018). Essa divergência e inconsistência, bem como a subestimação dos parâmetros de L_{∞} deste estudo, pode estar ligada a seletividade do comprimento. A curva de seletividade de comprimento quando apresenta forma de cúpula pode apresentar estimativas subestimadas para L_{∞} (Alves *et al.*, 2018). Para um melhor ajuste dos modelos e estimativas condizentes com a realidade, mais testes devem ser realizados, mudando os valores *a priori* dos parâmetros e a estrutura dos modelos.

As táticas reprodutivas de *H. eques* apresentadas nos períodos de *La Niña*, maior proporção de fêmeas; menores valores de L_{50} e L_{100} , tanto para as fêmeas quanto para os machos; menores valores de biomassa corporal para as fêmeas e valores intermediários para machos, coeficiente de alometria positivo para fêmeas e valor intermediário para machos; e um maior crescimento somático na fase inicial (< 6 meses) em relação ao período Neutro podem ser uma resposta a nível de população, utilizada na otimização do sucesso reprodutivo e na manutenção da espécie no ambiente (Vazzoler, 1996). Desta forma, podendo garantir uma maior fecundidade (Agostinho *et al.*, 2015), maior sucesso no recrutamento de juvenis (Agostinho *et al.*, 2004) e uma alta variabilidade genética (Lassala & Renesto, 2007) frente as condições extremas de baixos níveis da água (Alves *et al.*, 2021). E como consequência dos baixos níveis de água, há diminuição de recursos (como espaço para forrageamento e abrigo) e, possivelmente, uma maior interação biótica, como competição (territorialista quando há mais espécies presentes no mesmo espaço) e predação (Alves *et al.*, 2020; Andreotti *et al.*, 2021; Carvalho & Del-Claro, 2004; Matheus, 2006).

Após a elaboração de todos os modelos estatísticos, espera-se ampliar as análises para as demais espécies de CVC. Também, sugerimos que outros trabalhos sejam realizados para avaliar os padrões de outras variáveis limnológicas (além do nível da água) nos diferentes períodos de ENSO, bem como a fauna parasitária nos diferentes períodos de ENSO. Recomendamos não apenas trabalhos de cunhos biológicos, mas sugerimos outros estudos que avaliem a acurácia dos parâmetros estimados com diferentes desvios padrão da equação de VBGF via inferência bayesiana; impacto da não amostragem de indivíduos de comprimentos iniciais na estimação dos parâmetros da equação de VBGF; comparar os parâmetros estimados com diferentes parametrizações da equação de VBGF que estimem o crescimento somático, como a parametrização de Francis e entre outros.

REFERÊNCIAS

- Agostinho, A. A., Suzuki, H. I., Fugi, R., Alves, D. C., Tonella, L. H., & Espindola, L. A. (2015). Ecological and life history traits of *Hemiodus orthonops* in the invasion process: looking for clues at home. *Hydrobiologia*, *746*, 415–430.
- Agostinho, A. A., Gomes, L. C., Veríssimo, S., & Okada, E. K. (2004). Flood regime, dam regulation and fish in the Upper Paraná River: Effects on assemblage attributes, reproduction and recruitment. *Reviews in Fish Biology and Fisheries*, *14*, 11–19.
- Agostinho, A. A., Gomes, L. C., & Pelicice, F. M. (2007). *Ecologia e manejo de recursos pesqueiros em reservatórios do Brasil*. Maringá: Editora da Universidade Estadual de Maringá - EDUEM.
- Agostinho, A. A., Vazzoler, A. E. A. de M., & Thomaz, S. M. (1995). The high River Paraná basin: limnological and ichthyological aspects. In J. G. Tundisi, C. E. M. Bicudo, & T. Matsumura-Tundisi (Eds.), *Limnology in Brazil* (pp. 59–103). Rio de Janeiro: Brazilian Academy of Sciences, Brazilian Limnological Society.
- Alves, D. C., Vasconcelos, L. P., & Agostinho, A. A. (2018). Age composition and growth without age data: a likelihood-based model. *Fisheries Research*, *204*, 361–370.
- Alves, D. C., Paula Vasconcelos, L., Rossi, R. M., Lima-Junior, S. E., & R. Suárez, Y. (2020). New approaches to basic population ecology studies: Revealing more complex patterns of a small Characidae that inhabit streams. *Ecology of Freshwater Fish*, *29*, 1–14.
- Alves, J. C., Andreotti, G. F., Agostinho, A. A., & Gomes, L. C. (2021). Effects of the El Niño Southern Oscillation (ENSO) on fish assemblages in a Neotropical floodplain. *Hydrobiologia*, *848*, 1811–1823.
- Andrade, V. X. L. De, Campos, F. de F. e S., Langeani, F., & Romagosa, E. (2008). Reproductive dynamics of the main species of fish in the municipal reservoir of São José do Rio Preto. *Boletim do Instituto de Pesca*, *34*, 365–373.
- Andreotti, G. F., Alves, J. C., Alves, D. C., Agostinho, A. A., & Gomes, L. C. (2021). The response of fish functional diversity to the El Niño Southern Oscillation (ENSO) in a Neotropical floodplain. *Hydrobiologia*, *848*, 1207–1218.
- Bailly, D., Agostinho, A. A., & Suzuki, H. I. (2008). Species with different reproductive strategies in the Cuiabá river, Upper Pantanal, Brazil. *River Research and Application*, *24*, 1218–1229.
- Bartoo, N. W., & Parker, K. R. (1983). Stochastic age-frequency estimation using the von Bertalanffy growth equation. *Fishery Bulletin*, *81*, 91–96.

- Batista-Silva, V. F., Bailly, D., Kashiwaqui, E. A. L., Abelha, M. C. F., & Graça, W. J. (2015). *Length-weight relationships for 55 freshwater fish species from the Iguatemi River, Upper Paraná River basin, Brazil*. Vol. 31, pp. 257–260.
- von Bertalanffy, L. (1938). A quantitative theory of organic growth (inquiries on growth laws. II). *Human Biology*, 181–213.
- Blackwell, B. G., Brown, M. L., & Willis, D. W. (2000). Relative Weight (Wr) Status and Current Use in Fisheries Assessment and Management. *Reviews in Fisheries Science*, 8, 1–44.
- Brander, K. M. (2007). Global fish production and climate change. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 104, 44–46.
- Caramantin-soriano, H., Vega-pérez, L. A., & Ñiquen, M. (2009). The influence of the 1992-1993 El niño on the reproductive biology of *Scomber japonicus peruanus* (Jordán & Hubb, 1925). *Brazilian Journal of Oceanography*, 57, 263–272.
- Carvalho, L. N., & Del-Claro, K. (2004). Effects of predation pressure on the feeding behaviour of the serpa tetra *Hyphessobrycon eques* (Ostariophysi, Characidae). *Acta Ethologica*, 7, 89–93.
- Casatti, L., Mendes, H. F., & Ferreira, K. M. (2003). Aquatic macrophytes as feeding site for small fishes in the Rosana Reservoir, Paranapanema River, southeastern Brazil. *Brazilian journal of biology*, 63, 213–222.
- Castro Campanha, P. M. G. de, Matsumoto, A. A., Brazão, M. L., Basilio, L. M., & Maruyama, L. S. (2019). Length-weight relationships and biological aspects for 34 fish species from Três Irmãos reservoir, lower Tietê river basin, SP – Brazil. *Boletim do Instituto de Pesca*, 45.
- Çelik, P., & Cirik, Ş. (2020). Embryonic and larval development of serpae tetra *Hyphessobrycon eques* (Steindachner, 1882). *Aquaculture Research*, 51, 292–306.
- Davis, J. L. D. (2000). Changes in a tidepool fish assemblage on two scales of environmental variation: Seasonal and El Niño Southern Oscillation. *Limnology and Oceanography*, 45, 1368–1379.
- Douda, K., Velíšek, J., Kolářová, J., Rylková, K., Slavík, O., Horký, P., & Langrová, I. (2017). Direct impact of invasive bivalve (*Sinanodonta woodiana*) parasitism on freshwater fish physiology: evidence and implications. *Biological Invasions*, 19, 989–999.
- El-Sayed, A. F. M., El-Ghobashy, A., & Al-Amoudi, M. (1996). Effects of pond depth and water temperature on the growth, mortality and body composition of Nile tilapia,

- Oreochromis niloticus* (L.). *Aquaculture Research*, 27, 681–687.
- Ferraz, J. D., Garcia, D. A. Z., Casimiro, A. C. R., Geller, I. V., Almeida, F. S., & Orsi, M. L. (2021). Length-Weight Relationship and Relative Condition Factor of 31 Small-Sized Fishes of the Paranapanema River Basin. *Boletim do Instituto de Pesca*, 47, 1–13.
- Fiedler, P. C., Methot, R. D., & Hewitt, R. P. (1986). Effects of California El Nino 1982-1984 on the northern anchovy. *Journal of Marine Research*, 44, 317–338.
- Filho, E. E. de S., & Stevaux, J. C. (1997). Geologia e geomorfologia do complexo rio Baía, Curutuba, Ivinheima. In A. E. A. M. E. A. M. VAZZOLER, A. A. AGOSTINHO, & N. S. HAHN (Eds.), *A planície de inundação do alto Rio Paraná - Aspectos físicos, biológicos e socioeconômicos* (p. 460). Maringá: Editora da Universidade Estadual de Maringá - EDUEM.
- Fiori, L. F., Alves, G. H. Z., Hahn, N. S., & Benedito, E. (2016). Influência da plasticidade alimentar no fitness de pequenos caracídeos neotropicais. *Iheringia - Serie Zoologia*, 106, 1–6.
- Fontoura, N. F., Braun, A. S., & Milani, P. C. C. (2009). Estimating size at first maturity (L50) from Gonadosomatic Index (GSI) data. *Neotropical Ichthyology*, 7, 217–222.
- Froese, R. (2006). Cube law, condition factor and weight-length relationships: History, meta-analysis and recommendations. *Journal of Applied Ichthyology*, 22, 241–253.
- Froese, R., Thorson, J. T., & Reyes, R. B. (2014). A Bayesian approach for estimating length-weight relationships in fishes. *Journal of Applied Ichthyology*, 30, 78–85.
- Gonçalves, C. da S., Pereira Souza, U., Cop Ferreira, F., Peressin, A., & Braga, F. M. de S. (2013). Life-history strategies associated to reproduction of three Hyphessobrycon species (Characidae) in lentic environments of upper Paraná River basin. *Acta Limnologica Brasiliensia*, 25, 398–405.
- Graça, W. J. da, & Pavanelli, C. S. (2007). *Peixes da planície de inundação do alto rio Paraná e áreas adjacentes*. Maringá: Editora da Universidade Estadual de Maringá - EDUEM.
- Grimm, A. M., & Tedeschi, R. G. (2009). ENSO and extreme rainfall events in South America. *Journal of Climate*, 22, 1589–1609.
- Gubiani, É. A., Gomes, L. C., & Agostinho, A. A. (2012). Estimates of population parameters and consumption/biomass ratio for fishes in reservoirs, Paraná State, Brazil. *Neotropical Ichthyology*, 10, 177–188.
- Harvey, C. J. (2005). Effects of El Niño events on energy demand and egg production of rockfish (Scorpaenidae: Sebastes): a bioenergetics approach. *Fishery Bulletin*, 103, 71–

83.

- Hay, D. E., Brett, J. R., Smith, D. T., Donaldson, E. M., Hunter, G. A., & Solmine, A. V. (1988). Experimental Impoundments of Prespawning Pacific Herring (*Clupea harengus pallasii*): Effects of Feeding and Density on Maturation, Growth, and Proximate Analysis. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, *45*, 388–398.
- Heidelberger, P., & Welch, P. D. (1983). Simulation Run Length Control in the Presence of an Initial Transient. *Operations Research*, *31*, 1109–1144.
- Henderson, D. S., Kummerow, C. D., & Berg, W. (2018). ENSO influence on TRMM tropical oceanic precipitation characteristics and rain rates. *Journal of Climate*, *31*, 3979–3998.
- Huang, B., Thorne, P. W., Banzon, V. F., Boyer, T., Chepurin, G., Lawrimore, J. H., ... Zhang, H. M. (2017). Extended reconstructed Sea surface temperature, Version 5 (ERSSTv5): Upgrades, validations, and intercomparisons. *Journal of Climate*, *30*, 8179–8205.
- Huxley, J. S. (1924). Constant differential growth-ratios and their significance. *Nature*, *114*, 895–896.
- Kinas, P. G., & Andrade, H. A. (2010). *Introdução à análise bayesiana (com R)*. Porto Alegre: maisQnada.
- Lamb, R. W., Smith, F., Aued, A. W., Salinas-de-León, P., Suarez, J., Gomez-Chiarri, M., ... Witman, J. D. (2018). El Niño drives a widespread ulcerative skin disease outbreak in Galapagos marine fishes. *Scientific Reports*, *8*, 1–11.
- Lanés, L. E. K., Keppeler, F. W., & Maltchik, L. (2012). Abundance, sex-ratio, length-weight relation, and condition factor of non-annual killifish *Atlantirivulus Riograndensis* (Actinopterygii: Cyprinodontiformes: Rivulidae) in Lagoa do Peixe National Park, a Ramsar site of Southern Brazil. *Acta Ichthyologica et Piscatoria*, *42*, 247–252.
- Lassala, M. D. P., & Renesto, E. (2007). Reproductive strategies and genetic variability in tropical freshwater fish. *Genetics and Molecular Biology*, *30*, 690–697.
- Matheus, F. E. (2006). Balanço energético e seletividade alimentar de *Hypheosobrycon eques* e *Serrapinnus notomelas* (Pisces, Characiformes). Universidade Federal de São Carlos, 65 pp.
- Mazzoni, R., & Caramaschi, E. P. (1995). Size structure, sex ratio and onset of sexual maturity of two species of *Hypostomus*. *Journal of Fish Biology*, *47*, 841–849.
- Medina, L. D. S., Emerenciano, M. G. C., Bittencourt, F., & De Mello, G. L. (2021). Growth of *Geophagus brasiliensis* reared at different temperatures and feeding regimes. *Boletim do Instituto de Pesca*, *47*, 1–8.

- Nakano, K., Takemura, A., Nakamura, S., Nakano, Y., & Iwama, G. K. (2004). Changes in the cellular and organismal stress responses of the subtropical fish, the Indo-Pacific sergeant, *Abudefduf vaigiensis*, due to the 1997-1998 El Niño/Southern Oscillation. *Environmental Biology of Fishes*, *70*, 321–329.
- Nascimento, N. F. do, Pereira-Santos, M., Piva, L. H., Manzini, B., Fujimoto, T., Senhorini, J. A., ... Nakaghi, L. S. O. (2017). Growth, fatty acid composition, and reproductive parameters of diploid and triploid yellowtail tetra *Astyanax altiparanae*. *Aquaculture*, *471*, 163–171.
- NOAA. (2020). National Oceanic and Atmospheric Administration – NOAA <https://psl.noaa.gov/enso/mei/> (accessed Jun 30, 2020).
- Oliveira, A. G., Gomes, L. C., Latini, J. D., & Agostinho, A. A. (2014). Implications of using a variety of fishing strategies and sampling techniques across different biotopes to determine fish species composition and diversity. *Natureza e Conservação*, *12*, 112–117.
- Oliveira, A. G., Suzuki, H. I., Gomes, L. C., & Agostinho, A. A. (2015). Interspecific variation in migratory fish recruitment in the Upper Paraná River: effects of the duration and timing of floods. *Environmental Biology of Fishes*, *98*, 1327–1337.
- Orsi, M. L. (2016). *Ovos, larvas e juvenis dos peixes da Bacia do Rio Paranapanema uma avaliação para a conservação*.
- Ospina-Álvarez, N., & Piferrer, F. (2008). Temperature-dependent sex determination in fish revisited: Prevalence, a single sex ratio response pattern, and possible effects of climate change. *PLoS ONE*, *3*, 2–4.
- Ota, R. R., Deprá, G. de C., Graça, W. J. da, & Pavanelli, C. S. (2018). Peixes da planície de inundação do alto rio Paraná e áreas adjacentes: Revised, annotated and updated. *Neotropical Ichthyology*, *16*, 1–111.
- Park, J.-M., Kim, N.-R., Han, K.-H., Han, J.-H., Son, M.-H., & Cho, J.-K. (2014). Spawning Behavior, Egg Development, Larvae and Juvenile Morphology of *Hyphessobrycon eques* (Pisces: Characidae) Characidae Fishes. *Development & Reproduction*, *18*, 241–249.
- Petry, A. C., Agostinho, A. A., & Gomes, L. C. (2003). Fish assemblages of tropical floodplain lagoons: exploring the role of connectivity in a dry year. *Neotropical Ichthyology*, *1*, 111–119.
- Piscor, D., & Parise-Maltempi, P. P. (2015). First description of B chromosomes in the *Hyphessobrycon* (Characiformes, Characidae) genus: A hypothesis for the extra element of *Hyphessobrycon eques* Steindachner, 1882. *Comparative Cytogenetics*, *9*, 325–333.

- Plummer, M., Best, N., Cowles, K., & Vines, K. (2006). CODA: Convergence diagnosis and output analysis for MCMC. *R News*, 6, 7–11.
- R Core Team. (2017). R: A language and environment for statistical computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing.
- Ricklefs, R. E., & Relyea, R. (2016). *A economia da natureza*. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan.
- Roberto, M., Santana, N., & Thomaz, S. M. (2009). Limnology in the Upper Paraná River floodplain: large-scale spatial and temporal patterns, and the influence of reservoirs. *Brazilian Journal of Biology*, 69, 717–725.
- Santana, C. A., Tondato, K. K., & Suárez, Y. R. (2019). Reproductive biology of *Hyphessobrycon eques* (Characiformes: Characidae) in southern Pantanal, Brazil. *Brazilian Journal of Biology*, 79, 70–79.
- Scavazzini, R. D. F., Alves, D. C., & Melo, B. A. R. de. (2020). Avaliação do crescimento de peixes sem dados de idade: uma perspectiva bayesiana. *29º Encontro Anual de Iniciação Científica; 9º Encontro Anual de Iniciação Científica Júnior* (pp. 1–5). Maringá.
- Schöngart, J., & Junk, W. J. (2007). Forecasting the flood-pulse in Central Amazonia by ENSO-indices. *Journal of Hydrology*, 335, 124–132.
- Smolders, A. J. P., Van Der Velde, G., & Roelofs, J. G. M. (2000). El Nino caused collapse of the sabalo fishery (*Prochilodus lineatus*, Pisces: Prochilodontidae) in a South American river. *Naturwissenschaften*, 87, 30–32.
- Spiegelhalter, D. J., Best, N. G., Carlin, B. P., & van der Linde, A. (2002). Bayesian measures of model complexity and fit. *Journal of the Royal Statistical Society*, 64, 583–639.
- Su, Y., & Yajima, M. (2020). R2jags: Using R to Run ‘JAGS’. R package 2020.
- Suzuki, H. I. (1999). Estratégias reprodutivas de peixes relacionadas ao sucesso na colonização em dois reservatórios do rio Iguçu, PR, Brasil. Universidade Federal de São Carlos, 111 pp.
- Tondato, K. K., Suárez, Y. R., de Fátima Mateus, L. A., Vicentin, W., & Fialho, C. B. (2018). Life history characteristics and recruitment of fish under the effect of different hydrological regimes in a tropical floodplain. *Environmental Biology of Fishes*, 101, 1369–1384.
- Trippel, E. A., & Harvey, H. H. (1991). Comparison of methods used to estimate age and length of fishes at sexual maturity using populations of white sucker (*Catostomus commersoni*). *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 48, 1446–1459.

- Turkington, T., Timbal, B., & Rahmat, R. (2019). The impact of global warming on sea surface temperature based El Niño–Southern Oscillation monitoring indices. *International Journal of Climatology*, *39*, 1092–1103.
- Vazzoler, A. E. A. de M. (1996). *Biologia da reprodução de peixes teleósteos: teoria e prática*. São Paulo: Editora da Universidade Estadual de Maringá - EDUEM.
- Vazzoler, A. E. A. de M., Suzuki, H. I., Marques, E. E., & Lizama, M. de L. A. P. (1997). Primeira maturação gonadal, períodos e áreas de reprodução. In A. E. A. de M. Vazzoler, A. A. Agostinho, & N. S. Hahn (Eds.), *A planície de inundação do alto Rio Paraná: Aspectos físicos, biológicos e socioeconômicos* (pp. 249–265). Maringá: Editora da Universidade Estadual de Maringá - EDUEM.
- Wilkinson, C. L., Yeo, D. C. J., Tan, H. H., Hadi Fikri, A., & Ewers, R. M. (2019). Resilience of tropical, freshwater fish (*Nematabramis everetti*) populations to severe drought over a land-use gradient in Borneo. *Environmental Research Letters*, *14*, 10.
- Winemiller, K. O. (1989). Patterns of variation in life history among south american fishes in seasonal environments. *Oecologia*, *81*, 225–241.
- Winemiller, K. O., & Rose, K. A. (1992). Patterns of life-history diversification in North American fishes: implications for population regulation. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, *49*, 2196–2218.
- Wootton, R. J. (1973). The effect of size of food ration on egg production in the female three-spined stickleback, *Gasterosteus aculeatus* L. *Journal of Fish Biology*, *5*, 89–96.
- Wootton, R. J., & Smith, C. (2015). *Reproductive biology of teleost fishes*. Wiley-Blackwell (Ed.). Oxford.

APÊNDICE A – Levantamento e resultados dos eventos climáticos e das espécies.

Tabela S1 Número de meses dos períodos dos eventos que ocorreram entre os anos de 2000 a 2019, e, o número de meses de amostragem que ocorreram durante os períodos.

Períodos de ENSO	Nº de meses dos períodos de ENSO	Nº de meses amostrados
<i>El Niño</i>	64	20
<i>La Niña</i>	54	18
Neutro	102	31
Total Geral	220	69

Tabela S2 Área da rede de arrasto realizada durante as amostragens.

Períodos de ENSO	Média	Desvio Padrão	Mediana	Mínimo	Máximo
<i>El Niño</i>	187,53	80,67	219,96	0	324,91
<i>La Niña</i>	207,67	79,36	231,76	0	365,49
Neutro	204,36	84,94	231,76	0	368,96
Total Geral	202,53	82,21	229,63	0	368,96

Tabela S3 Atributos morfológicos e história de vida das espécies coletadas na PIARP. (Abund: abundância; LT: comprimento total máximo; FP: flutuação anual da população; DPR: duração de período reprodutivo (número de meses); FA: fecundidade absoluta; TO: tamanho dos ovócitos (μm); CP: cuidado parental; asterisco *: referência; NA: não encontrado; -: não se aplica)

Espécie	Abund	LT	FP	DPR	DPR*	FA	FA*	TO	TO*	CP	CP*
<i>Acestrorhynchus lacustres</i>	10167	152	0,21	7	Vazzoler (1996)	18213	Orsi (2017)	1036,8	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Ageneiosus inermis</i>	418	60	0,53	2	Vazzoler (1996)	4336	Echevarría <i>et al.</i> (2011)	2000	Echevarría <i>et al.</i> (2011)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)

Espécie	Abund	LT	FP	DPR	DPR*	FA	FA*	TO	TO*	CP	CP*
<i>Ageneiosus militaris</i>	92	38,1	1,48	2	Vazzoler (1996)	727,61	Orsi (2017)	1743,2	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Ageneiosus ucayalensis</i>	276	36,5	0,84	3	Vazzoler (1996)	NA		1849,5	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Apareiodon affinis</i>	926	15,7	0,45	3	Vazzoler (1996)	4345	Orsi (2017)	971	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Aphyocharax anisitsi</i>	3366	6,6	0,30	6	Gonçalves <i>et al.</i> (2005)	344,8	Gonçalves <i>et al.</i> (2005)	360	Orsi (2017)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2005)
<i>Aphyocharax dentatus</i>	2307	5,4	0,48	4	Neves <i>et al.</i> (2020)	NA		NA		Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2005)
<i>Aphyocharax</i> sp.	686	5,3	0,29	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>Apistogramma commbrae</i>	486	5	0,68	NA		NA		NA		Com	Sleen & Albert (2018)
<i>Apteronotus ellisi</i>	50	50,5	1,73	NA		977,28	Orsi (2017)	2850	Orsi (2017)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Astronotus crassipinnis</i>	732	32,3	0,42	NA		NA		NA		Com	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Astyanax</i> aff. <i>fasciatus</i>	208	12,5	0,23	6	Vazzoler (1996)	5139	Orsi (2017)	785,3	Vazzoler (1996)	Sem	Vazzoler <i>et al.</i> (1997)
<i>Astyanax lacustris</i>	12816	135	0,11	7	Vazzoler <i>et al.</i> (1997)	7442,77	Orsi (2017)	687,23	Bailly <i>et al.</i> (2005)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2005b)
<i>Astyanax schubarti</i>	89	10,8	1,26	7	Vazzoler (1996)	4924	Rodrigues <i>et al.</i> (1995)	492,32	Filho & Braga (1996)	Sem	Vazzoler (1996)
<i>Auchenipterus osteomystax</i>	6086	33,8	0,29	3	Vazzoler (1996)	14950	Vazzoler (1996)	1315,9	Vazzoler (1996)	Com	Suzuki <i>et al.</i> (2005b)
<i>Brachyhypopomus gauderio</i>	102	17,8	0,27	5	Giora <i>et al.</i> (2014)	589,44	Giora <i>et al.</i> (2014)	1800	Giora <i>et al.</i> (2014)	Com	Giora <i>et al.</i> (2014)
<i>Brycon orbignyanus</i>	633	62	0,75	2	Vazzoler (1996)	NA		1545,9	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)

Espécie	Abund	LT	FP	DPR	DPR*	FA	FA*	TO	TO*	CP	CP*
<i>Callichthys callichthys</i>	91	24	0,97	NA		NA		NA		Com	Suzuki <i>et al.</i> (2005b)
<i>Catathyridium jenynsii</i>	104	27	0,51	NA		NA		427,4		Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2005)
<i>Characidium aff. zebra</i>	184	6	0,39	3	Gomiero & Braga (2007)	799	Orsi (2017)	735	Rondineli (2007)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Cichla kelberi</i>	3357	399,5	0,68	12	Guedes <i>et al.</i> (2020)	12129,2	Gomiero <i>et al.</i> (2009)	770	Guedes <i>et al.</i> (2020)	Com	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Cichla piquiti</i>	195	48,5	0,61	8	Marto <i>et al.</i> (2015)	NA		NA		Com	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Cichlasoma paranaense</i>	331	16,8	0,15	NA		835,04	Orsi (2017)	1510	Orsi (2017)	Com	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Clarias gariepinus</i>	43	90,4	0,47	5	Willoughby & Tweddle (1978)	25000	Eyo & Mgbenka (1992)	1200	Eyo & Mgbenka (1992)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2005b)
<i>Crenicichla britskii</i>	641	26,6	0,03	2	Vazzoler (1996)	955,46	Orsi (2017)	2050	Orsi (2017)	Com	Suzuki <i>et al.</i> (2005)
<i>Crenicichla haroldoi</i>	48	21,5	0,36	NA		NA		NA		Com	Suzuki <i>et al.</i> (2005b)
<i>Cyphocharax modestus</i>	983	21,5	0,28	10	Vazzoler <i>et al.</i> (1997)	15948	Orsi (2017)	680	Orsi (2017)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Cyphocharax nagelii</i>	1705	20,5	0,19	4	Vazzoler (1996)	4787	Orsi (2017)	806,1	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Diapoma guarani</i>	2123	5,2	0,38	NA		NA		NA		Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Eigenmannia cf. guairaca</i>	679	30,5	0,37	NA		NA		NA		NA	-
<i>Eigenmannia trilineata</i>	77	24,5	0,66	1	Vazzoler (1996)	1196,06	Giora & Fialho (2009)	1467,3	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)

Espécie	Abund	LT	FP	DPR	DPR*	FA	FA*	TO	TO*	CP	CP*
<i>Eigenmannia virescens</i>	72	38,4	0,55	2	Santos <i>et al.</i> (2011)	531	Orsi (2017)	1947,6	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Galeocharax gulo</i>	168	26,3	0,27	3	Vazzoler (1996)	130000	Vazzoler (1996)	1106,6	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2005b)
<i>Geophagus sveni</i>	2130	30,5	0,45	NA		NA		NA		Com	Suzuki <i>et al.</i> (2005)
<i>Gymnotus inaequilabiatus</i>	573	92	0,30	NA		NA		NA		Com	Bulla <i>et al.</i> (2011)
<i>Gymnotus spp.</i>	393	70,6	0,43	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>Gymnotus sylvius</i>	134	73	0,55	3	Vazzoler (1996)	3000	Vazzoler (1996)	2785,5	Vazzoler (1996)	Com	Suzuki <i>et al.</i> (2005)
<i>Hemigrammus ora</i>	192	5,1	0,37	NA		NA		NA		NA	-
<i>Hemigrammus sp.</i>	2406	14,2	0,43	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>Hemiodus orthonops</i>	5221	37,9	0,43	4	Agostinho <i>et al.</i> (2015)	79653	Agostinho <i>et al.</i> (2015)	790	Agostinho <i>et al.</i> (2015)	Sem	Silva <i>et al.</i> (2017)
<i>Hemisorubim platyrhynchos</i>	1763	67	0,27	8	Neves <i>et al.</i> (2020)	NA		987,6	Vazzoler (1996)	Sem	Agostinho <i>et al.</i> (2004)
<i>Hoplerythrinus unitaeniatus</i>	856	31,5	0,15	2	Winemiller (1989)	6024	Winemiller (1989)	1103,1	Gomes <i>et al.</i> (2007)	Com	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Hoplias mbigua</i>	2562	57,1	0,24	3	Neves <i>et al.</i> (2020)	NA		NA		Com	Bulla <i>et al.</i> (2011)
<i>Hoplias sp.2</i>	1954	49	0,44	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>Hoplias spp.</i>	5341	52	0,11	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>Hoplias argentinensis</i>	809	48	0,50	NA		NA		NA		Com	Graça & Pavanelli (2007)

Espécie	Abund	LT	FP	DPR	DPR*	FA	FA*	TO	TO*	CP	CP*
<i>Loricariichthys platymetopon</i>	33085	266,7	0,15	11	Vazzoler <i>et al.</i> (1997)	962,1	Bailly <i>et al.</i> (2011)	3197,1	Vazzoler (1996)	Com	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Loricariichthys rostratus</i>	201	30,1	0,47	1	Vazzoler (1996)	619	Santos <i>et al.</i> (2011)	2812	Vazzoler (1996)	Com	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Megalancistrus parananus</i>	125	52,7	0,63	3	Neves <i>et al.</i> (2020)	13022	Santos <i>et al.</i> (2011)	4790	Santos <i>et al.</i> (2011)	Com	Suzuki <i>et al.</i> (2005b)
<i>Megaleporinus macrocephalus</i>	180	63,5	0,24	NA		NA		1215	Reynalte-Tataje <i>et al.</i> (2002)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Megaleporinus obtusidens</i>	326	49	0,55	2	Vazzoler (1996)	53699	Orsi (2017)	1005,1	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Megaleporinus piavussu</i>	1351	65,5	0,36	NA		NA		NA		Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Metynnis lippincottianus</i>	849	20	0,29	4	Assis <i>et al.</i> (2017)	1310	Assis <i>et al.</i> (2017)	1630	Assis <i>et al.</i> (2017)	Sem	Oliveira <i>et al.</i> (2018)
<i>Moenkhausia aff. intermedia</i>	8569	10,5	0,42	8	Vazzoler (1996)	18949	Orsi (2017)	731,2	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Moenkhausia bonita</i>	4686	8	0,39	NA		NA		NA		Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Moenkhausia cf. gracilima</i>	2	4,1	1,73	NA		NA		NA		Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Moenkhausia forestii</i>	1630	5,1	0,23	NA		NA		NA		Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Moenkhausia sanctaefilomenae</i>	2637	6,5	0,28	6	Neves <i>et al.</i> (2020)	NA		700	Walter (2012)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Odontostilbe avanhandava</i>	2219	9,3	0,50	NA		NA		NA		Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Ossancora eigenmanni</i>	105	13	0,93	NA		NA		NA		Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)

Espécie	Abund	LT	FP	DPR	DPR*	FA	FA*	TO	TO*	CP	CP*
<i>Pamphorichthys hollandi</i>	524	4,4	0,48	NA		NA		NA		Com	Sleen & Albert (2018)
<i>Parauchenipterus galeatus</i>	16541	30,5	0,38	4	Vazzoler (1996)	10330	Vazzoler (1996)	1612,3	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Piabarchus stramineus</i>	1548	7,5	0,34	6	Neves <i>et al.</i> (2020)	1015	Orsi (2017)	221,08	Murgas <i>et al.</i> (2019)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2005)
<i>Piaractus mesopotamicus</i>	432	70,4	0,41	2	Costa & Mateus (2009)	258099	Costa & Mateus (2009)	1016	Costa & Mateus (2009)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2005b)
<i>Pimelodella avanhandavae</i>	121	26,5	0,57		Orsi (2017)	1208	Orsi (2017)	1290	Orsi (2017)	Sem	Oliveira <i>et al.</i> (2018)
<i>Pimelodella gracilis</i>	324	26	0,30	5	Santos <i>et al.</i> (2011)	10955	Santos <i>et al.</i> (2011)	640	Santos <i>et al.</i> (2011)	Sem	Abrial <i>et al.</i> (2014)
<i>Pimelodus maculatus</i>	3996	44	0,18	6	Vazzoler (1996)	106274	Orsi (2017)	770,3	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2005)
<i>Pimelodus misteriosus</i>	348	36,5	0,32	NA		NA		NA		Sem	Agostinho <i>et al.</i> (2004)
<i>Pimelodus ornatus</i>	110	39,9	0,31	NA		NA		NA		Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Pinirampus pirinampu</i>	281	79,5	0,84	2	Peixer <i>et al.</i> (2006)	189858,15	Orsi (2017)	1180	Orsi (2017)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2005b)
<i>Plagioscion squamosissimus</i>	3463	55,2	0,52	4	Vazzoler (1996)	108314	Orsi (2017)	521,6	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Potamotrygon amandae</i>	97	87,5	0,42	NA		NA		NA		Com	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Potamotrygon cf. falkneri</i>	113	100	0,32	NA		NA	Neto (2010)	NA		Com	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Prochilodus lineatus</i>	23698	62	0,18	5	Vazzoler <i>et al.</i> (1997)	1280721	Orsi (2017)	980	Orsi (2017)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2005)

Espécie	Abund	LT	FP	DPR	DPR*	FA	FA*	TO	TO*	CP	CP*
<i>Psellogrammus kennedyi</i>	5480	6,8	0,59	6	Galvão <i>et al.</i> (2016)	NA		283,32	Galvão <i>et al.</i> (2016)	Sem	Dias <i>et al.</i> (2021)
<i>Pseudoplatystoma corruscans</i>	1689	125,4	0,27	4	Vazzoler (1996)	NA		911	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Pterodoras granulosus</i>	1319	78,2	0,34	4	Vazzoler (1996)	665000		1056,1	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2005b)
<i>Pterygoplichthys ambrosettii</i>	5282	65,5	0,17	5	Silva (2019)	2872	Silva (2019)	3470	Silva (2019)	Com	Lassala & Renesto (2007)
<i>Pyrrhulina australis</i>	180	4,2	0,42	NA		NA		NA		Com	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Rhamdia quelen</i>	58	31,4	0,52	7	Gomiero <i>et al.</i> (2007)	29757,3	Gomiero <i>et al.</i> (2007)	1162,8	Amorim <i>et al.</i> (2009)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2005b)
<i>Rhamphichthys hahni</i>	386	100	0,34	4	Vazzoler <i>et al.</i> (1997)	NA		2073,6	Vazzoler <i>et al.</i> (1997)	Com	Suzuki <i>et al.</i> (2005)
<i>Rhaphiodon vulpinus</i>	3593	75	0,62	7	Vazzoler (1996)	215841	Neuberger <i>et al.</i> (2007)	1138,4	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2005)
<i>Rhinelepis aspera</i>	456	70,8	0,23	9	Vazzoler (1996)	200000	Vazzoler (1996)	1338,5	Vazzoler (1996)	Sem	Vazzoler <i>et al.</i> (1997)
<i>Roeboides descavadensis</i>	6361	13,1	0,28	6	Santos <i>et al.</i> (2011)	280	Santos <i>et al.</i> (2011)	920	Santos <i>et al.</i> (2011)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Salminus brasiliensis</i>	877	96	0,09	6	Barzotto & Mateus (2017)	816	Barzotto & Mateus (2017)	342,6	Barzotto & Mateus (2017)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Salminus hilarii</i>	127	38	0,17	6	Honji <i>et al.</i> (2009)	42715	Honji <i>et al.</i> (2009)	1291,5	Honji <i>et al.</i> (2009)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Satanoperca</i> sp.	2726	25,5	0,22	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>Schizodon altoparanae</i>	982	33,7	0,34	NA		NA		NA		Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Schizodon borellii</i>	11152	299,9	0,12	3	Vazzoler (1996)	NA		896,2	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2005b)

Espécie	Abund	LT	FP	DPR	DPR*	FA	FA*	TO	TO*	CP	CP*
<i>Schizodon nasutus</i>	275	40,2	0,28	3	Vazzoler (1996)	NA		1232,3	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2005b)
<i>Serrapinnus calliurus</i>	1167	5,6	0,38	7	Gelain <i>et al.</i> (1999)	426	Gelain <i>et al.</i> (1999)	400	Gelain <i>et al.</i> (1999)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Serrapinnus notomelas</i>	7299	5,7	0,24	5	Neves <i>et al.</i> (2020)	144	Orsi (2017)	590	Orsi (2017)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Serrapinnus</i> sp.1	2954	8,1	0,26	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>Serrapinnus</i> sp.2	1071	32,2	0,33	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>Serrasalmus maculatus</i>	5482	31,5	0,30	7	Vazzoler (1996)	5404,84	Orsi (2017)	2110	Orsi (2017)	Com	Suzuki <i>et al.</i> (2005)
<i>Serrasalmus marginatus</i>	28054	32,5	0,49	8	Vazzoler (1996)	752	Melo <i>et al.</i> (2017)	1816,3	Vazzoler (1996)	Com	Suzuki <i>et al.</i> (2005)
<i>Sorubim lima</i>	590	61,5	0,37	2	Vazzoler (1996)	NA		1142,9	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Steindachnerina brevipinna</i>	4761	24	0,35	5	Giora & Fialho (2003)	NA		NA		Sem	
<i>Steindachnerina insculpta</i>	8665	19,6	0,26	6	Vazzoler (1996)	21406,39	Orsi (2017)	832,7	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Sternopygus macrurus</i>	81	59,7	0,22	NA		1639	Santos <i>et al.</i> (2011)	2300	Santos <i>et al.</i> (2011)	Com	Suzuki <i>et al.</i> (2005b)
<i>Trachydoras paraguayensis</i>	5996	106,8	0,30	5	Vazzoler (1996)	NA		805,4	Vazzoler (1996)	Sem	Suzuki <i>et al.</i> (2004)
<i>Zungaro jahu</i>	35	116	0,78	NA		NA		NA		Sem	Makrakis <i>et al.</i> (2012)

REFERÊNCIAS

Abrial, E., Rabuffetti, A. P., Espínola, L. A., Amsler, M. L., Blettler, M. C. M., & Paira, A. R. (2014). Influence of hydrological changes on the fish community in two lotic environments of the Middle Paraná Floodplain, Argentina. *Aquatic Ecology*, 48, 337–349.

- Agostinho, A. A., Suzuki, H. I., Fugi, R., Alves, D. C., Tonella, L. H., & Espindola, L. A. (2015). Ecological and life history traits of *Hemiodus orthonops* in the invasion process: looking for clues at home. *Hydrobiologia*, *746*, 415–430.
- Agostinho, A. A., Gomes, L. C., Veríssimo, S., & Okada, E. K. (2004). Flood regime, dam regulation and fish in the Upper Paraná River: Effects on assemblage attributes, reproduction and recruitment. *Reviews in Fish Biology and Fisheries*, *14*, 11–19.
- Amorim, M. P. de, Gomes, B. V. C., Martins, Y. S., Sato, Y., Rizzo, E., & Bazzoli, N. (2009). Early development of the silver catfish *Rhamdia quelen* (Quoy & Gaimard, 1824) (Pisces:Heptapteridae) from the São Francisco River Basin, Brazil. *Aquaculture Research*, *40*, 172–180.
- Assis, D. A. S. de, Dias-Filho, V. A., Magalhães, A. L. B., & Brito, M. F. G. (2017). Establishment of the non-native fish *Metynnis lippincottianus* (Cope 1870) (Characiformes: Serrasalminidae) in lower São Francisco River, northeastern Brazil. *Studies on Neotropical Fauna and Environment*, *00*, 1–11.
- Bailly, D., Abelha, M. C. F., Kashiwaqui, E. A. L., Fernandes, C. A., & Carvalho, E. D. De. (2011). Relative abundance and reproductive tactics of a Loricariidae species at Saraiva Lagoon , Ilha Grande National Park , MS-PR , Brazil. *Biota Neotropica*, *11*, 171–178.
- Bailly, D., Agostinho, A. A., Suzuki, H. I., & Gomes, L. C. (2005). Características reprodutivas relacionadas ao sucesso na colonização de espécies do gênero *Astyanax* em reservatórios da bacia do rio Iguaçu-PR. In L. Rodrigues, S. M. Thomaz, A. A. Agostinho, & L. C. Gomes (Eds.), *Biocenoses em reservatórios: Padrões espaciais e temporais* (pp. 259–265). São Carlos: RiMa.
- Barzotto, E., & Mateus, L. (2017). Reproductive biology of the migratory freshwater fish *Salminus brasiliensis* (Cuvier, 1816) in the Cuiabá River basin, Brazil. *Journal of Applied Ichthyology*, *33*, 415–422.
- Bulla, C. K., Gomes, L. C., Miranda, L. E., & Agostinho, A. A. (2011). The ichthyofauna of drifting macrophyte mats in the Ivinhema River, upper Paraná River basin, Brazil. *Neotropical Ichthyology*, *9*, 403–409.
- Costa, R. M. R. da, & Mateus, L. A. de F. (2009). Reproductive biology of pacu *Piaractus mesopotamicus* (Holmberg, 1887) (Teleostei: Characidae) in the Cuiabá River Basin, Mato Grosso, Brazil. *Neotropical Ichthyology*, *7*, 447–458.
- Dias, R. M., de Oliveira, A. G., Baumgartner, M. T., Angulo-Valencia, M. A., & Agostinho, A. A. (2021). Functional erosion and trait loss in fish assemblages from Neotropical reservoirs: The man beyond the environment. *Fish and Fisheries*, *22*, 377–390.
- Echevarría, G., Gonzalez, N., & Mass, F. (2011). Aspectos reproductivos de la comunidad de peces de la cuenca alta del río Caura , Venezuela. *Ciencia*, *19*, 25–40.

- Eyo, J. E., & Mgbenka, B. O. (1992). Aspects of the Biology of *Clarias gariepinus* in Anambra River Basin. 1. Oocyte Diameter, Fecundity and Sex Ratio. *Journal of Agricultural Science and Technology*, 2, 47–51.
- Filho, O. G., & Braga, F. M. de S. (1996). Fecundidade e desova de *Astyanax bimaculatus* e *A. schubarti* (Characidae, Tetragonopterinae) na Represa de Barra Bonita, rio Piracicaba (SP). *Revista UNIMAR*, 18, 241–254.
- Froese, R., & Pauly, D. (2019). FishBase www.fishbase.org (accessed Jun 30, 2020).
- Galvão, G. A., Silva, A. L. B., Cardoso, A. S., Santos, H. da S., Pereira, P. A. N., & Ribeiro, L. B. (2016). Comparative gonadal histomorphometry of *Astyanax lacustris* (Lütken, 1875) and *Psellogrammus kennedyi* (Eigenmann, 1903) (Characiformes, Characidae) from a reservoir in Brazilian semiarid. *Boletim do Instituto de Pesca*, 42, 734–749.
- Gelain, D., Fialho, C. B., & Malabarba, L. R. (1999). Biologia reprodutiva de *Serrapinus calliurus* (Boulenger, 1900) (Characidae, Cheirodontinae) do Arroio do Ribeiro, Barra do Ribeiro, Rio Grande do Sul, Brasil. *Comunicações do Museu de Ciências e Tecnologia da PUCRS. Série Zoológica*, 12, 71–82.
- Giora, J., & Fialho, C. B. (2003). Biologia alimentar de *Steindachnerina brevipinna* (Characiformes, Curimatidae) do rio Ibicuí-mirim, Rio Grande do Sul, Brasil. *Iheringia. Série Zoologia*, 93, 277–281.
- Giora, J., & Fialho, C. B. (2009). Reproductive biology of weakly electric fish *Eigenmannia trilineata* López and Castello, 1966 (Teleostei, Sternopygidae). *Brazilian Archives of Biology and Technology*, 52, 617–628.
- Giora, J., Tarasconi, H. M., & Fialho, C. B. (2014). Reproduction and feeding of the electric fish *Brachyhypopomus gauderio* (Gymnotiformes: Hypopomidae) and the discussion of a life history pattern for Gymnotiforms from high latitudes. *PLoS ONE*, 9, e106515.
- Gomes, B. V. C., Scarpelli, R. S., Arantes, F. P., Sato, Y., Bazzoli, N., & Rizzo, E. (2007). Comparative oocyte morphology and early development in three of trahiras from the São Francisco River basin, Brazil. *Journal of Fish Biology*, 70, 1412–1429.
- Gomiero, L. M., Souza, U. P., & Braga, F. M. de S. (2007). Reprodução e alimentação de *Rhamdia quelen* (Quoy & Gaimard, 1824) em rios do Núcleo Santa Virgínia, Parque Estadual da Serra do Mar, São Paulo, SP. *Biota Neotropica*, 7, 127–133.
- Gomiero, L. M., & Braga, F. M. S. (2007). Reproduction of a fish assemblage in the state of São Paulo, southeastern Brazil. *Brazilian Journal of Biology*, 67, 283–292.
- Gomiero, L. M., Villares Junior, G. A., & Naous, F. (2009). Reproduction of *Cichla kelberi* Kullander and Ferreira, 2006 introduced into an

- artificial lake in southeastern Brazil. *Brazilian Journal of Biology*, *69*, 175–183.
- Gonçalves, T. K., Azevedo, M. A., Malabarba, L. R., & Fialho, C. B. (2005). Reproductive biology and development of sexually dimorphic structures in *Aphyocharax anisitsi* (Ostariophysi: Characidae). *Neotropical Ichthyology*, *3*, 433–438.
- Graça, W. J. da, & Pavanelli, C. S. (2007). *Peixes da planície de inundação do alto rio Paraná e áreas adjacentes*. Maringá: Editora da Universidade Estadual de Maringá - EDUEM.
- Guedes, G. H. S., Gomes, I. D., Nascimento, A. A. do, Aguiar, F. S. de, & Araújo, F. G. (2020). Equilibrium reproductive strategy of the peacock bass *Cichla kelberi* facilitates invasion into a Neotropical reservoir. *Journal of Fish Biology*, *98*, 1–13.
- Honji, R. M., Narcizo, A. M., Borella, M. I., Romagosa, E., & Moreira, R. G. (2009). Patterns of oocyte development in natural habitat and captive *Salminus hilarii* Valenciennes, 1850 (Teleostei: Characidae). *Fish Physiology and Biochemistry*, *35*, 109–123.
- Lassala, M. D. P., & Renesto, E. (2007). Reproductive strategies and genetic variability in tropical freshwater fish. *Genetics and Molecular Biology*, *30*, 690–697.
- Makrakis, M. C., da Silva, P. S., Makrakis, S., de Lima, A. F., de Assumpção, L., de Paula, S., ... Dias, J. H. P. (2012). Spawning and nursery habitats of neotropical fish species in the tributaries of a regulated river. In K. Pourali & V. N. Raad (Eds.), *Larvae: Morphology, Biology and Life Cycle* (pp. 153–166). New York, EUA: Nova Science.
- Marto, V. C. de O., Akama, A., & Pelicice, F. M. (2015). Feeding and reproductive ecology of *Cichla piquiti* Kullander & Ferreira, 2006 within its native range, Lajeado reservoir, rio Tocantins basin. *Neotropical Ichthyology*, *13*, 625–636.
- Melo, G. S. R. de, Santana, H. S. de, & Tos, C. D. (2017). Ovarian histology and fecundity in the evaluation of the reproduction of the invasive species *Serrasalmus marginatus* (Characidae) on a neotropical floodplain. *Acta Scientiarum - Biological Sciences*, *39*, 339–347.
- Murgas, L. D. S., Alves, M. F., Carneiro, W. F., Felizardo, V. O., Mello, R. A., Machado, G. J., ... Pompeu, P. S. (2019). Reproductive biology of pequirá *Bryconamericus stramineus* (Eigenmann, 1908) in Funil Reservoir-MG, Brazil. *Brazilian Journal of Biology*, *79*, 639–645.
- Neto, D. G. (2010). Considerações sobre a reprodução de duas espécies de raias (Myliobatiformes, Potamotrygonidae) na região do Alto Rio Paraná, Sudeste do Brasil. *Pan-American Journal of Aquatic Sciences*, *5*, 101–111.
- Neuberger, A. L., Marques, E. E., Agostinho, C. S., & De Oliveira, R. J. (2007). Reproductive biology of *Rhaphiodon vulpinus* (Ostariophysi: Cyndontidae) in the Tocantins River Basin, Brazil. *Neotropical Ichthyology*, *5*, 479–484.

- Neves, J. B., Gubiani, É. A., da Silva, P. R. L., Baumgartner, D., & Baumgartner, G. (2020). Reproduction of fishes of the Verde River, Upper Paraná River Basin, Brazil. *Revista de Biologia Tropical*, 68, 833–846.
- Oliveira, A. G., Baumgartner, M. T., Gomes, L. C., Dias, R. M., & Agostinho, A. A. (2018). Long-term effects of flow regulation by dams simplify fish functional diversity. *Freshwater Biology*, 63, 293–305.
- Orsi, M. L. (2017). *Estratégias reprodutivas de peixes: estratégias reprodutivas de peixes da região média-baixa do rio Paranapanema, reservatório de Capivara*, 2. ed. São Paulo: Blucher.
- Peixer, J., Mateus, L. A. F., & Resende, E. K. (2006). First gonadal maturation of *Pinirampus pinirampu* (Siluriformes: Pimelodidae) in the Pantanal, Mato Grosso do Sul state, Brazil. *Brazilian Journal of Biology*, 66, 317–323.
- Reynalte-Tataje, D. A., Esquivel, B. M., Esquivel, J. R., & Zaniboni-Filho, E. (2002). Reproducción inducida del Piaçu, *Leporinus macrocephalus* Garavello y Britski, 1988 (Characiformes, Anostomidae). *Boletim do Instituto de Pesca*, 28, 11–18.
- Rodrigues, A. M., Santos, R. A. dos, Giamas, M. T. D., Campos, E. C., & Camara, J. J. C. da. (1995). Tipo de desova e fecundidade do lambari prata *Astyanax schubarti* Britski, 1964 (Pisces, Characiformes, Characidae), na Represa de Ibitinga, Estado de São Paulo, Brasil. *Boletim do Instituto de Pesca*, 1, 133–139.
- Rondineli, G. R. (2007). *Biologia alimentar e reprodutiva na comunidade de peixes do rio Passa Cinco (SP)*. Universidade Estadual Paulista, 147 pp.
- Sá-oliveira, J. C., & Chellappa, S. (2002). Fecundidade e tipo de desova do tamuatá, *Hoplosternum littorale* Hancock (Osteichthyes, Siluriformes) no Rio Curiaú, Macapá, Amapá. *Revista Brasileira de Zoologia*, 19, 1053–1056.
- Santana, C. A., Tondato, K. K., & Suárez, Y. R. (2019). Reproductive biology of *Hyphessobrycon eques* (Characiformes: Characidae) in southern Pantanal, Brazil. *Brazilian Journal of Biology*, 79, 70–79.
- Santos, L. N., Garcia-Berthou, E., Agostinho, A. A., & Latini, J. D. (2011). Fish colonization of artificial reefs in a large Neotropical reservoir: material type and successional changes. *Ecological Applications*, 21, 251–262.
- Silva, J. C. da. (2019). *Pterygoplichthys ambrosettii* (Holmberg, 1893) (Siluriformes: Loricariidae): invasão, história de vida e impactos sobre o funcionamento do ecossistema. Universidade Estadual de Maringá-UEM, 127 pp.
- Silva, J. C., Rosa, R. R., Galdioli, E. M., Soares, C. M., Domingues, W. M., & Veríssimo, S. (2017). Importance of dam-free stretches for fish

reproduction: the last remnant in the Upper Paraná River o último remanescente do alto rio Paraná. *Acta Limnologica Brasiliensia*, 29.

- Sleen, P. van der, & Albert, J. S. (2018). *Field guide to the fishes of the Amazon, Orinoco e Guianas*, 1. ed. Princeton, USA: Princeton University Press. Vol. 13.
- Suzuki, H. I., Pelicice, F. M., Luiz, E. A., Latini, J. D., & Agostinho, A. A. (2004). Reproductive strategies of the fish community of the Upper Paraná River floodplain. In A. A. Agostinho, L. Rodrigues, L. C. Gomes, S. M. Thomaz, & L. E. Miranda (Eds.), *Structure and Functioning of the Paraná River and its Floodplain: LTER-site 6* (pp. 125–130). Maringá: Editora da Universidade Estadual de Maringá - EDUEM.
- Suzuki, H. I., Bulla, C. K., Agostinho, A. A., & Gomes, L. C. (2005a). Estratégias reprodutivas das assembléias de peixes de reservatórios do Estado do Paraná e bacias limítrofes. In L. Rodrigues, S. M. Thomaz, A. A. Agostinho, & L. C. Gomes (Eds.), *Biocenoses em reservatórios: Padrões espaciais e temporais* (pp. 259–265). São Carlos: RiMA.
- Suzuki, H. I., Bulla, C. K., Agostinho, A. A., & Gomes, L. C. (2005b). Estratégias reprodutivas de assembléias de peixes em reservatórios. In L. Rodrigues, S. M. Thomaz, A. A. Agostinho, & L. C. Gomes (Eds.), *Biocenose em reservatórios: padrões espaciais e temporais* (pp. 223–242). São Carlos, Brazil: RiMa.
- Vazzoler, A. E. A. de M. (1996). *Biologia da reprodução de peixes teleósteos: teoria e prática*. São Paulo: Editora da Universidade Estadual de Maringá - EDUEM.
- Vazzoler, A. E. A. de M., Suzuki, H. I., Marques, E. E., & Lizama, M. de L. A. P. (1997). Primeira maturação gonadal, períodos e áreas de reprodução. In A. E. A. de M. Vazzoler, A. A. Agostinho, & N. S. Hahn (Eds.), *A planície de inundação do alto Rio Paraná: Aspectos físicos, biológicos e socioeconômicos* (pp. 249–265). Maringá: Editora da Universidade Estadual de Maringá - EDUEM.
- Viana, D., Wolff, L. L., Zaleski, T., Romão, S., & Donatti, L. (2008). Population structure and somatic indexes of *Hypostomus cf. ancistroides* (Siluriformes, Loricariidae) collected from the Bonito river, Ivaí river basin, Turvo, Paraná. *Brazilian Archives of Biology and Technology*, 51, 493–502.
- Walter, B. E. (2012). Early ontogeny of aquarium-raised *Moenkhausia sanctaefilomenae* (Characiformes: Characidae). *Ichthyological Research*, 59, 95–103.
- Willoughby, N. G., & Tweddle, D. (1978). The ecology of the catfish *Clarias gariepinus* and *Clarias ngamensis* in the Shire Valley, Malawi. *Journal Zoology*, 186, 507–534.
- Winemiller, K. O. (1989). Patterns of variation in life history among south american fishes in seasonal environments. *Oecologia*, 81, 225–241.

Tabela S4 Número e sexagem dos indivíduos coletados de *H. eques* no período de amostragem de 2000 a 2019 nos respectivos períodos de ENSO.

(NA: sexagem indeterminada)

Sexagem	<i>El Niño</i>	<i>La Niña</i>	Neutro	Total Geral
Fêmea	196	1.174	560	1.930
Macho	148	437	244	829
NA	101	458	416	975
Total Geral	445	2.069	1.220	3.734

Tabela S5 Biometria dos indivíduos coletados de *H. eques* no período de amostragem de 2000 a 2019 nos respectivos períodos de ENSO. (CP:

comprimento padrão – milímetro; B: biomassa – gramas; NA: sexagem indeterminada)

Evento	Biometria	Macho	Fêmea	NA
<i>El Niño</i>	CP média	24,27	23,95	21,11
	CP mínimo	17	18	12
	CP máximo	32	33	31
	B média	0,41	0,42	0,29
	B mínimo	0,14	0,13	0,06
	B máximo	0,98	0,93	0,85
<i>La Niña</i>	CP média	24,84	23,51	19,64
	CP mínimo	16	14	12
	CP máximo	36	36	30
	B média	0,5	0,4	0,23
	B mínimo	0,1	0,06	0,03

	B máximo	1,56	1,48	0,99
Neutro	CP média	23,84	22,42	19,19
	CP mínimo	14	11	10
	CP máximo	39	33	32
	B média	0,45	0,38	0,21
	B mínimo	0,04	0,02	0,02
	B máximo	1,11	1,26	1,02

Figura S1 Distribuição *a posteriori* dos parâmetros estabelecidos para a equação de VBGF e comprimentos médios estimados com base nos parâmetros estimados da equação de VBGF com distribuição de Poisson para *H. eques* dos respectivos sexos e períodos de ENSO. (K“...”: coeficiente de crescimento para o grupo determinado; Linffa“...”: comprimento assintótico do grupo determinado; Lmean0.25“...”: comprimento médio estimado na idade de 2 anos para o grupo determinado; Lmean0.5“...”: comprimento médio estimado na idade de 2 anos para o grupo determinado; Lmean1“...”: comprimento médio estimado na idade de 2 anos para o grupo determinado; Lmean2“...”: comprimento médio estimado na idade de 2 anos para o grupo determinado; *deviance*: desvio do modelo; Age“...” [número da idade]: frequência da composição da idade para o grupo determinado; “...”: fa: fêmea no período de *La Niña*/ fn: fêmea no período Neutro/ fo: fêmea no período de *Ei Niño*/ ma: macho no período de *La Niña*/ mn: macho no período Neutro/ mo: macho no período de *Ei Niño*)

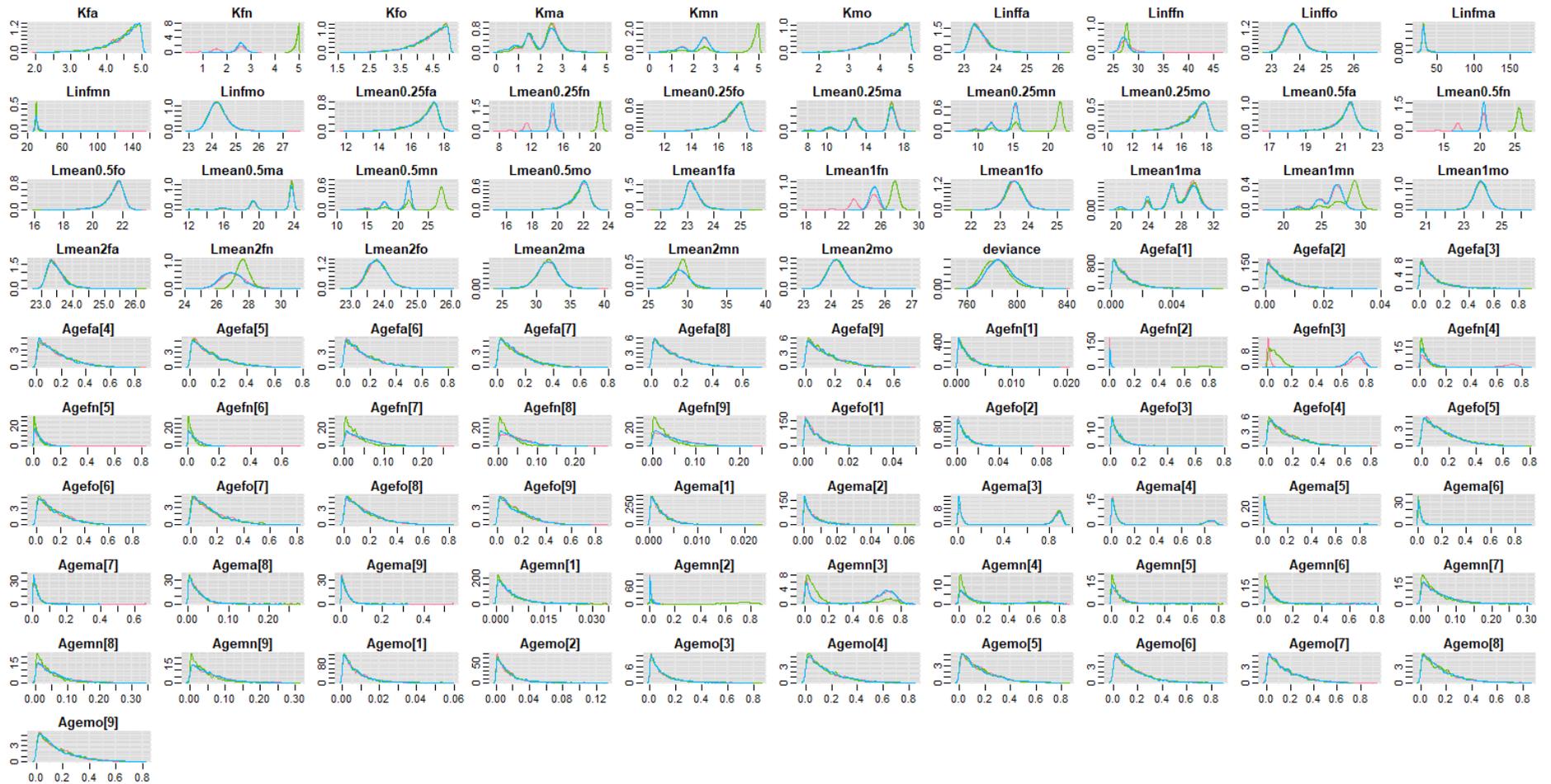


Figura S2 Distribuição *a posteriori* dos parâmetros estabelecidos para a equação de VBGF e comprimentos médios estimados com base nos parâmetros estimados da equação de VBGF com distribuição Gaussiana e variância heterogênea para *H. eques* dos respectivos sexos e períodos de ENSO. (K“...”: coeficiente de crescimento para o grupo determinado; Linffa“...”: comprimento assintótico do grupo determinado; Lmean0.25“...”: comprimento médio estimado na idade de 2 anos para o grupo determinado; Lmean0.5“...”: comprimento médio estimado na idade de 2 anos para

o grupo determinado; Lmean1“...”: comprimento médio estimado na idade de 2 anos para o grupo determinado; Lmean2“...”: comprimento médio estimado na idade de 2 anos para o grupo determinado; *deviance*: desvio do modelo; q“...”: parâmetro na estimação da variância heterogênea da verossimilhança com distribuição Gaussiana; *Age*“...” [número da idade]: frequência da composição da idade para o grupo determinado; “...”: fa: fêmea no período de *La Niña*/ fn: fêmea no período Neutro/ fo: fêmea no período de *Ei Niño*/ ma: macho no período de *La Niña*/ mn: macho no período Neutro/ mo: macho no período de *Ei Niño*)

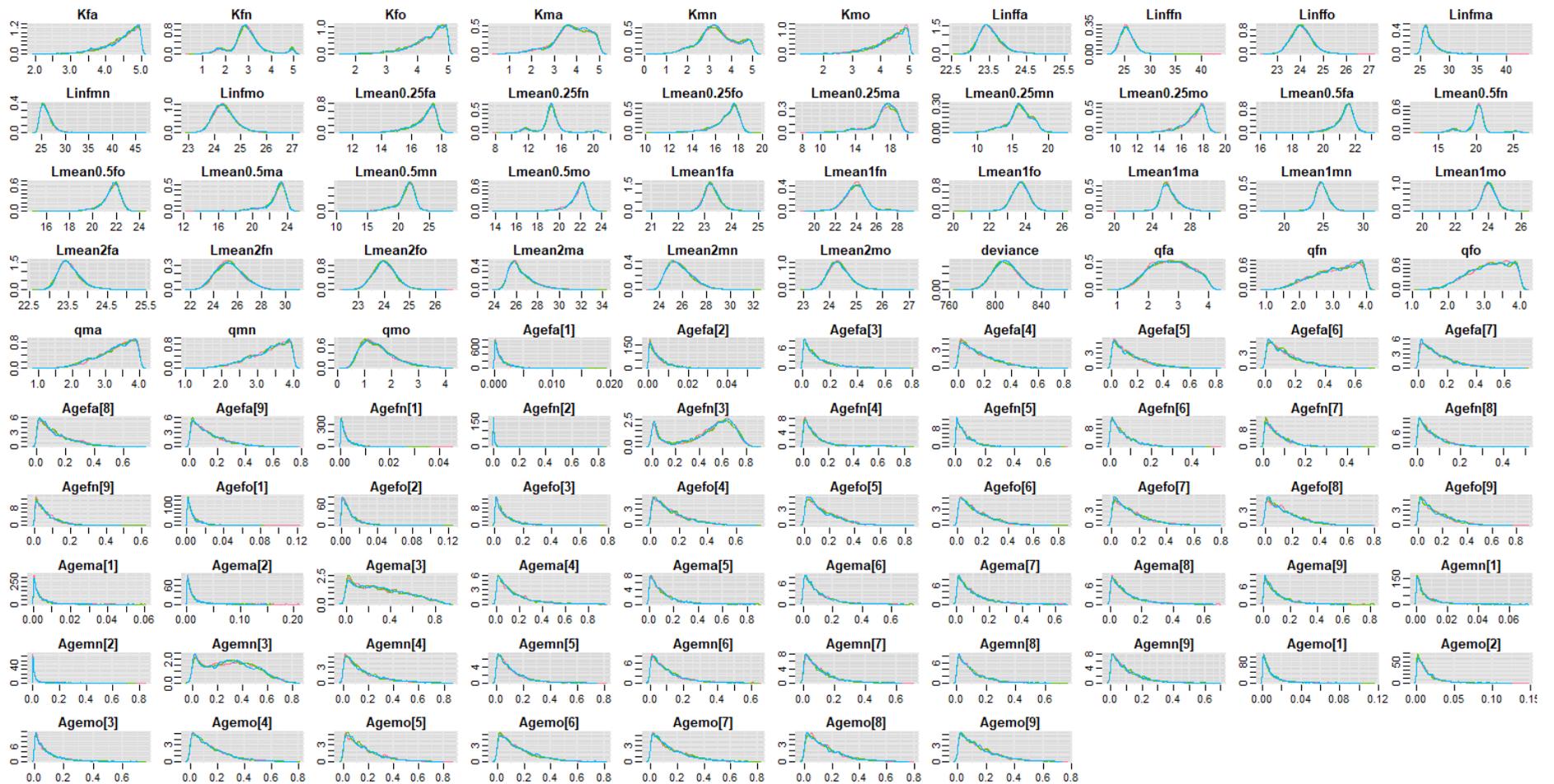


Figura S3 Distribuição *a posteriori* dos parâmetros estabelecidos para a equação de VBGF e comprimentos médios estimados com base nos parâmetros estimados da equação de VBGF com distribuição Binomial Negativa para *H. eques* dos respectivos sexos e períodos de ENSO. (K“...”: coeficiente de crescimento para o grupo determinado; Linffa“...”: comprimento assintótico do grupo determinado; Lmean0.25“...”: comprimento

médio estimado na idade de 2 anos para o grupo determinado; Lmean0.5“...”: comprimento médio estimado na idade de 2 anos para o grupo determinado; Lmean1“...”: comprimento médio estimado na idade de 2 anos para o grupo determinado; Lmean2“...”: comprimento médio estimado na idade de 2 anos para o grupo determinado; *deviance*: desvio do modelo; r“...”: parâmetro na estimação da verossimilhança com distribuição Binomial Negativa; *Age*“...” [número da idade]: frequência da composição da idade para o grupo determinado; “...”: fa: fêmea no período de *La Niña*/ fn: fêmea no período Neutro/ fo: fêmea no período de *Ei Niño*/ ma: macho no período de *La Niña*/ mn: macho no período Neutro/ mo: macho no período de *Ei Niño*)

