



UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE TECNOLOGIA E GEOCIÊNCIAS
DEPARTAMENTO DE OCEANOGRAFIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM OCEANOGRAFIA



**ANÁLISE DAS INCERTEZAS DAS ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DE
CRESCIMENTO E MORTALIDADE UTILIZADOS NA AVALIAÇÃO DE
ESTOQUES DE PEIXES RECIFAIS NO NORDESTE DO BRASIL**

Simone Ferreira Teixeira

RECIFE

2004

SIMONE FERREIRA TEIXEIRA

**ANÁLISE DAS INCERTEZAS DAS ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DE
CRESCIMENTO E MORTALIDADE UTILIZADOS NA AVALIAÇÃO DE
ESTOQUES DE PEIXES RECIFAIS NO NORDESTE DO BRASIL**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação
em Oceanografia, da Universidade Federal de
Pernambuco, como parte dos requisitos para a
obtenção do título de Doutor em Oceanografia.

Orientadora: Dra. Beatrice Padovani Ferreira

Co-Orientador: Dr. Aduino José Ferreira de Souza

RECIFE

2004

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO

CENTRO DE TECNOLOGIA E GEOCIÊNCIAS

DEPARTAMENTO DE OCEANOGRAFIA

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM OCEANOGRAFIA

Análise das incertezas das estimativas dos parâmetros de crescimento e mortalidade
utilizados na avaliação de estoques de peixes recifais no Nordeste do Brasil

Simone Ferreira Teixeira

Tese defendida e aprovada pela Banca Examinadora composta pelos seguintes professores:



Beatrice Padovani Ferreira, Dra.

Orientadora



Antônio Adauto Fonteles Filho, Dr.

Examinador Externo – UFC



Borko Stosic, Dr.

Examinador Externo – UFRPE



Sigrid Neumann-Leitão, Dra.

Examinador Interno – UFPE



Moacir Cunha de Araújo Filho, Dr.

Examinador Interno – UFPE

Tese aprovada no dia 29/07/2004 no Departamento de Oceanografia da UFPE.

Ainda que eu tenha o dom de profetizar e conheça todos os mistérios e toda a ciência, ainda que eu tenha tamanha fé ao ponto de transportar montes, se não tiver amor nada serei.

1 Coríntios 13:2

AGRADECIMENTOS

Aos Órgãos de Pesquisa

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pela concessão de 21 meses de bolsa e, à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal (CAPES) pela concessão de 6 meses de bolsa, nos 47 meses de execução do doutorado.

Às Instituições

Ao Centro de Pesquisa e Gestão de Recursos Pesqueiros do Litoral Nordeste (CEPENE), em nome do seu chefe Sr. Antonio Clerton de Paula Santos, por permitir o uso das instalações deste Centro durante minhas estadas em Tamandaré.

Ao Projeto Recifes Costeiros, em nome do coordenador Dr. Mauro Maida, pelas facilidades logísticas e uso de equipamentos do referido projeto.

À Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Oceanografia

Em nome da atual coordenadora Dra. Maria Elisabeth de Araújo e das ex-coordenadoras Dra. Lília Pereira de Souza Santos e Dra. Sigrid Neumann-Leitão.

A secretária da Coordenação do PPG-O Mirna Lins pelo auxílio na tramitação dos documentos exigidos.

Agradecimentos Especiais

Aos orientadores Dra. Beatrice Padovani Ferreira e Dr. Adauto José Ferreira de Souza por acreditarem que eu pudesse desenvolver este trabalho e pelas valiosas críticas e sugestões para o aprimoramento deste.

Aos amostradores do Projeto REVIZEE Biól. Alexandre Neiva Ferraz de Almeida, Oc. Fabiana Cava Corrêa, Yalan Ferreira Duarte, Alexandre Libânio Silva Reis, José Manuel Saraiva Farias, Kobayashi e André Ricardo Vasconcelos (“Zero Um”) pela coleta dos dados biológicos.

Ao prefeito de Caiçara do Norte Dr. Edmilson Albuquerque Jr. e ao Sr. Edmilson Ramos pelo apoio para as amostragens em Caiçara do Norte (RN).

À Cooperativa de Pescadores de Caiçara do Norte (RN), em nome do seu Presidente Sr. William Bezerra de Andrade, e aos funcionários José Quirino da Silva Santos (Empenado), José Cirilo da Silva (Zezé) e Pedro Lopes dos Reis, pelo auxílio prestado durante as amostragens.

Às Colônias de Pescadores do Pina, Tamandaré e São José da Coroa Grande (PE) por permitirem a coleta de dados em suas instalações.

Ao MSc. Moustapha Diedhiou, MSc. Sérgio Magalhães Rezende, Dra. Beatrice Padovani Ferreira, Danilo Marques e Kennedy de Jesus pela leitura dos otólitos de *Lutjanus chrysurus*.

Aos amigos Sérgio Magalhães Rezende, pela amizade e eterno apoio em Tamandaré, e Sirleis Lacerda e Tâmara de Almeida, pela amizade, apoio e conselhos nas horas difíceis, bem como pelos bons momentos de comemorações diversas.

À amiga Susmara Silva Campos pela paciência, ao longo destes anos de Doutorado, em escutar minhas divagações e indagações a respeito do bootstrap e pelo incentivo a conclusão deste trabalho.

À Família Tillmann, Silvana, Reinaldo, Mariana, Rafael e Júlia, pelo incentivo e carinho, mesmo que à distância, ao longo desta jornada.

Aos meus pais Aires Teixeira e Neda Maria Ferreira Teixeira que, mesmo de longe, sempre me apoiaram e incentivaram, aos quais dedico esta tese.

SUMÁRIO

AGRADECIMENTOS	4
SUMÁRIO.....	6
RESUMO	7
ABSTRACT	9
LISTA DE TABELAS	11
LISTA DE FIGURAS	15
INTRODUÇÃO.....	20
METODOLOGIA.....	32
<i>Amostras</i>	<i>32</i>
<i>Técnica de Reamostragem e Programação.....</i>	<i>34</i>
<i>Cálculo dos Parâmetros de Crescimento, Taxas de Mortalidade e Modelos Preditivos.....</i>	<i>40</i>
<i>Análise das Incertezas</i>	<i>44</i>
RESULTADOS	47
<i>Programas</i>	<i>47</i>
<i>QUESTÃO 1: Quais as incertezas das estimativas dos parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade utilizadas na avaliação de estoque de peixes recifais no Nordeste do Brasil?</i>	<i>48</i>
<i>Incetezas dos parâmetros de crescimento.....</i>	<i>48</i>
<i>Incetezas das taxas de mortalidade</i>	<i>56</i>
<i>QUESTÃO 2: Qual o efeito da ausência de peixes jovens sobre as estimativas dos parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade utilizadas na avaliação de estoque de peixes recifais no Nordeste do Brasil?</i>	<i>63</i>
<i>Incetezas dos parâmetros de crescimento.....</i>	<i>63</i>
<i>Incetezas das taxas de mortalidade</i>	<i>70</i>
<i>QUESTÃO 3: Qual o efeito da sobrepesca sobre as estimativas dos parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade utilizadas na avaliação de estoque de peixes recifais no Nordeste do Brasil?</i>	<i>77</i>
<i>Incetezas dos parâmetros de crescimento.....</i>	<i>77</i>
<i>Incetezas das taxas de mortalidade</i>	<i>84</i>
<i>ANÁLISE COMPARATIVA: parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade</i>	<i>91</i>
<i>SIMULAÇÕES: influências das incertezas na avaliação do estoque</i>	<i>96</i>
DISCUSSÃO	100
<i>Número amostral e número de replicações/simulações.....</i>	<i>101</i>
<i>Incetezas dos parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade.....</i>	<i>102</i>
<i>Influência das incertezas dos parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade na avaliação do estoque de Lutjanus chrysurus.....</i>	<i>111</i>
CONCLUSÕES	114
BIBLIOGRAFIA	116
ANEXOS.....	124

RESUMO

O manejo pesqueiro, tradicionalmente, baseia-se em modelos de avaliação de estoque objetivando indicar recomendações para a exploração ótima de uma determinada espécie, sem que ocorra o colapso desta. Os modelos de avaliação de estoque requerem em seus cálculos dados biológicos da população provenientes dos parâmetros de crescimento e das taxas de mortalidade. As expressões matemáticas desses cálculos apresentam como premissas básicas suposições que metodologicamente ou biologicamente nem sempre são todas cumpridas, gerando vícios/erros nos resultados obtidos. Essas incertezas que envolvem a avaliação dos estoques pesqueiros podem dificultar a tomada de decisão acerca das capturas futuras. O manejo dos recursos pesqueiros, utilizando os métodos tradicionais, tem se mostrado ineficiente, acarretando no colapso de muitas pescarias. A partir da década de 70 e devido ao colapso das pescarias, a aplicação de outras estatísticas, como o método de bootstrap, tem possibilitado a investigação das incertezas das estimativas provenientes das estatísticas clássicas e rotineiramente utilizadas. Com o objetivo de investigar a exatidão das estimativas dos parâmetros biológicos de crescimento e taxas de mortalidade, da influência da frequência reduzida de peixes jovens na amostra e da influência do acréscimo amostral de adultos e velhos no estoque explorado, foram realizadas reamostras, pelo método de bootstrap, para se estimar as incertezas destas estimativas e simular suas conseqüências nos modelos de avaliação de estoques. Para a aplicação desta metodologia foi tomado como estudo de caso a guaiúba *Lutjanus chrysurus*, capturada ao longo da costa nordestina, entre as profundidades de 47 a 400 m e amostrada pelo Programa Recursos Vivos da Zona Econômica Exclusiva (REVIZEE – Score/NE), entre os anos de 1996 e 2000. Os dados de idade, obtidos por meio da leitura de 660 otólitos de *L. chrysurus*, foram utilizados para a elaboração de um conjunto de dados de idade e comprimento furcal. O método de bootstrap foi utilizado para gerar novos

conjuntos de dados de idade e comprimento furcal, a partir da amostra original, sendo desenvolvido dois programas em linguagem C para realizar estas reamostras. O modelo utilizado para estimar os parâmetros de crescimento em comprimento foi a equação de von Bertalanffy; as taxas de mortalidade foram estimadas pelos métodos de Pauly, Ralston e Jensen; os modelos preditivos utilizados foram o Modelo de Rendimento por Recruta de Beverton & Holt e o Modelo de Biomassa por Recruta de Beverton & Holt; e, as incertezas das estimativas dos parâmetros de crescimento e das taxas de mortalidade foram analisadas por meio do intervalo de confiança do bootstrap padrão e do vício relativo. Os resultados do presente estudo indicaram que, dentre os parâmetros de crescimento, crescimento assintótico em comprimento (L_{∞}), taxa de crescimento (k) e idade teórica da espécie com comprimento zero (t_0), o k é o parâmetro estimado com maior variabilidade e que mais influencia a estimativa da taxa de mortalidade natural (M); que os maiores vícios nas estimativas dos parâmetros de crescimento e mortalidade foram quando se simulou a redução dos jovens da amostra e o acréscimo dos adultos e velhos, sugerindo que a ausência de jovens nas amostras acarreta em sérios erros nas estimativas dos parâmetros de crescimento e das taxas de mortalidade; que a avaliação de estoques não deve ser somente baseada em modelos de biomassa por recruta, visto que os vícios relativos sempre foram maiores na biomassa do que no rendimento relativo por recruta; e, que a técnica de reamostragem deve ser considerada como uma ferramenta rotineira e essencial nas estimativas dos parâmetros de crescimento, taxas de mortalidade e na avaliação de estoques, já que o melhor rendimento relativo por recruta e biomassa relativa por recruta foi proveniente da análise das incertezas. Baseado nos dados obtidos sugere-se a redução da taxa de mortalidade por pesca de *L. chrysurus* a fim de evitar o colapso desta espécie.

Palavras-chave: Peixes recifais, bootstrap, avaliação de estoques, manejo pesqueiro, Nordeste, Brasil.

ABSTRACT

Fisheries management has been traditionally based on stock assessment models, aiming to indicate the optimum yield that is possible to obtain from a given species without causing the fishery to collapse. Stock assessment models require biological population parameters for their calculations such as growth parameters and mortality rates. The mathematical expressions of these calculations involve some basic assumptions, not always methodologically or biologically satisfied by a real population, what may lead to bias/errors in the obtained results. The uncertainties that involve fishery stock assessment can make difficult the decision making about the future catch. There have been many examples where fishery management using the traditional models has led to the collapse of a fishery. For this reason, since the 70's, the application of other statistical methods, such as bootstrap, has been used to investigate the uncertainties associated with parameter estimation through traditional statistical methods. The aim of this work was to investigate the accuracy of growth parameters and mortality rates estimates as well as to assess the effect of reducing the frequency of young fish and of increasing the numbers of adults and old fish in the sample, and then the uncertainties stemming from the assessment models, using the bootstrap resampling method. For the application of bootstrap, a case study was performed on the yellowtail snapper *Lutjanus chrysurus*, caught along the Northeastern Brazilian coast, between 47 and 400 m depth, sampled through the Brazilian Economic Exclusive Zone Study Program (REVIZEE - Score/NE), between 1996 and 2000. The age data, obtained from readings of 660 otoliths of *L. chrysurus*, were used for the dataset of age and fork length. The bootstrap resampling method was used to generate new datasets of age and fork length on the basis of the original sample for which two programs were developed in C programming language. The data were fitted to the von Bertalanffy growth model; the mortality rates were estimated from the Pauly,

Ralston and Jensen methods; the predictive models used were Beverton & Holt relative yield-per-recruit and Beverton & Holt relative biomass-per-recruit; and, the uncertainties of growth parameters and mortality rates estimators were analyzed from the standard bootstrap confidence limits and relative bias. The results of this study indicated that the growth rate (k) was the parameter with the largest variability and that influenced the most on the natural mortality rate (M) estimates. It was also demonstrated that the largest bias in the estimates of growth parameters and mortality rates were observed when young fishes were taken from the sample and adults and old fishes were added to the simulated sample, leading to the conclusion that absence of younger fish in the samples may result in serious errors. Stock assessments should not be based only in biomass-per-recruit models, because the relative bias was always larger in the biomass than in yield-per-recruit. Re-sampling methods should be considered an essential routine tool for the estimates of growth parameters; mortality rates and the stock assessment, since the best relative bias for yield-per-recruit and biomass-per-recruit were obtained from the uncertainties analysis. The obtained results suggest that the fishing mortality for *L. chrysurus* should be reduced in order to avoid the collapse of this specie.

Key – words: Reef fishes, bootstrap, stock assessment, fishery management, Northeast, Brazil.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Valores dos números amostrais (n) em cada idade para a reamostra simulada “jovens”, com acréscimo de 20% entre as idades 0 e 4 e redução de 20 % entre as idades 5 e 18.

Tabela 2 – Valores dos números amostrais (n) em cada idade para a reamostra simulada “sobrepesca”, com redução de 20 % entre as idades 0 e 11 e acréscimo de 20% entre as idades 12 e 18.

Tabela 3 – Valores de probabilidade do teste de Kolmogorov-Smirnov unicaudal entre a amostra real e as reamostras simuladas das hipóteses 2 (“jovens”) e 3 (“sobrepesca”).

Tabela 4 – Valores da probabilidade do teste de normalidade de Shapiro-Wilk (W) e medida de assimetria (As) para os parâmetros de crescimento das reamostras “não-simulada”.

Tabela 5 – Valores de L_{∞} , k e t_0 para a amostra real, reamostras “não-simulada” e amostra ajustada.

Tabela 6 – Valores da probabilidade do teste de normalidade de Shapiro-Wilk (W), medida de assimetria (As), média (\bar{X}) e classe modal para os parâmetros de mortalidade da reamostra “não-simulada”.

Tabela 7 – Valores da amostra original, reamostras “não-simulada” e amostra ajustada para os parâmetros de mortalidade M , F e Z de *Lutjanus chrysurus*.

Tabela 8 – Amostra ajustada e limites de confiança 95% superior e inferior para os parâmetros de mortalidade.

Tabela 9 – Valores da probabilidade do teste de normalidade de Shapiro-Wilk (W) e medida de assimetria (As) para os parâmetros de crescimento das reamostras simuladas “jovens”.

Tabela 10 – Valores de L_{∞} , k e t_0 para a amostra original, reamostras simuladas “jovens” e amostra ajustada.

Tabela 11 – Valores da probabilidade do teste de normalidade de Shapiro-Wilk (W), medida de assimetria (As), média (\bar{X}) e classe modal para os parâmetros de mortalidade das reamostras simuladas “jovens”.

Tabela 12 - Valores da amostra real, reamostra simulada “jovens” e amostra ajustada para os parâmetros de mortalidade M , F e Z de *Lutjanus chrysurus*.

Tabela 13 - Amostra ajustada e limites de confiança 95% superior e inferior para os parâmetros de mortalidade de *Lutjanus chrysurus* da reamostra simulada “jovens”.

Tabela 14 – Valores da probabilidade do teste de normalidade de Shapiro-Wilk (W) e medida de assimetria (As) para os parâmetros de crescimento das reamostras simuladas “sobrepesca”.

Tabela 15 – Valores de L_{∞} , k e t_0 para a amostra real, reamostras simuladas “sobrepesca” e amostra ajustada.

Tabela 16 – Valores da probabilidade do teste de normalidade de Shapiro-Wilk (W), medida de assimetria (As), média (\bar{X}) e classe modal para os parâmetros de mortalidade da reamostra simulada “sobrepesca”.

Tabela 17 - Valores da amostra real, reamostras simulada “sobrepesca” e amostra ajustada para os parâmetros de mortalidade M , F e Z de *Lutjanus chrysurus*.

Tabela 18 - Amostra ajustada e limites de confiança 95% superior e inferior para os parâmetros de mortalidade de *Lutjanus chrysurus* da reamostra simulada “sobrepesca”.

Tabela 19 – Valores de L_{∞} , k e t_0 para a amostra real, reamostra “não-simulada” e reamostras simuladas “jovens” e “sobrepesca”.

Tabela 20 - Valores da amostra real, reamostras “não-simulada”, reamostras simulada “jovens” e reamostras simulada “sobrepesca”, para os parâmetros de mortalidade M , F e Z de *Lutjanus chrysurus*.

Tabela 21 – Análises de rendimento relativo por recruta (Y'/R), biomassa relativa por recruta (B'/R) e taxa de exploração (E) para a amostra real, reamostra “não-simulada” e amostra ajustada para *Lutjanus chrysurus*.

Tabela 22 – Análises de rendimento relativo por recruta (Y'/R), biomassa relativa por recruta (B'/R) e taxa de exploração (E) para a amostra real, reamostras “jovens” e amostra ajustada para *Lutjanus chrysurus*.

Tabela 23 – Análises de rendimento relativo por recruta (Y'/R), biomassa relativa por recruta (B'/R) e taxa de exploração (E) para a amostra real, reamostras “sobrepesca” e amostra ajustada para *Lutjanus chrysurus*.

Tabela 24 – Análise de sensibilidade do rendimento relativo por recruta (Y'/R) e da biomassa relativa por recruta (B'/R) para a amostra real e para a amostra ajustada, da reamostra “não-simulada”, variando as taxas de mortalidade M , F e Z . Valores de variação das taxas de mortalidade provenientes dos limites inferior e superior das réplicas do bootstrap.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Localização da área de estudo (adaptada das cartas náuticas nos. 50 e 60 da Diretoria de Hidrografia e Navegação – Marinha do Brasil).

Figura 2 – Fluxograma da estrutura de programação e do processo de replicação de bootstrap.

*: processo dos cálculos parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade na figura 3.

Figura 3 – Fluxograma dos cálculos realizados para a determinação dos parâmetros de crescimento, taxas de mortalidade e modelos preditivos. *: processo de reamostragem na figura 2.

Figura 4 – Curva de crescimento de von Bertalanffy para *Lutjanus chrysurus* (n = 660).

Figura 5 – Distribuição da frequência absoluta dos comprimentos de *Lutjanus chrysurus*.

Coluna em preto representa a classe modal.

Figura 6 – Distribuições de frequência relativa para os parâmetros de crescimento L_{∞} , k e t_0 para *Lutjanus chrysurus* em 1000 procedimentos de bootstrap. Colunas pretas representam valor do parâmetro da amostra real.

Figura 7 – Relação entre os parâmetros de crescimento k e L_{∞} para as reamostras “não-simulada”.

Figura 8 – Relação entre os parâmetros de crescimento k e t_0 para as reamostras “não-simulada”.

Figura 9 – Limites de confiança para os parâmetros de crescimento L_∞ , k e t_0 de *Lutjanus chrysurus* para diferentes tamanhos de reamostras, utilizando o método bootstrap padrão.

Figura 10 – Coeficiente de variação para os parâmetros estimados L_∞ , k e t_0 para *Lutjanus chrysurus* em diferentes replicações de bootstrap.

Figura 11 – Vícios relativos para os parâmetros estimados L_∞ , k e t_0 para *Lutjanus chrysurus*.

Figura 12 – Distribuição de frequência relativa para as taxas de mortalidade M , F e Z para *Lutjanus chrysurus* em 1000 procedimentos de bootstrap. Colunas pretas representam o valor do parâmetro da amostra real. Z : mortalidade total, M : mortalidade natural, F : mortalidade por pesca.

Figura 13 – Limites de confiança para as taxas de mortalidade M , F e Z para *Lutjanus chrysurus* de reamostras de diferentes tamanhos, utilizando o método bootstrap padrão. Z : mortalidade total, M : mortalidade natural, F : mortalidade por pesca.

Figura 14 – Coeficiente de variação e vício relativo para os parâmetros de mortalidade para *Lutjanus chrysurus*. Z : mortalidade total, M : mortalidade natural, F : mortalidade por pesca.

Figura 15 – Distribuições de frequência relativa para os parâmetros de crescimento L_{∞} , k e t_0 para *Lutjanus chrysurus* em 1000 procedimentos de bootstrap da reamostra simulada “jovens”.

Figura 16 – Relação entre os parâmetros de crescimento k e L_{∞} para a reamostra simulada “jovens”.

Figura 17 – Relação entre os parâmetros de crescimento t_0 e k para a reamostra simulada “jovens”.

Figura 18 – Limites de confiança para os parâmetros de crescimento L_{∞} , k e t_0 de *Lutjanus chrysurus* para diferentes tamanhos da reamostra simulada “jovens”, utilizando o método bootstrap padrão.

Figura 19 – Coeficiente de variação para os parâmetros estimados L_{∞} , k e t_0 da reamostra simulada “jovens” para *Lutjanus chrysurus* em diferentes simulações de bootstrap.

Figura 20 – Vícios relativos para os parâmetros estimados L_{∞} , k e t_0 da reamostra simulada “jovens” para *Lutjanus chrysurus*.

Figura 21 – Distribuição de frequência relativa para as taxas de mortalidade M , F e Z da reamostra simulada “jovens”, para *Lutjanus chrysurus*, em 1000 procedimentos de bootstrap. Z : mortalidade total, M : mortalidade natural, F : mortalidade por pesca.

Figura 22 – Limites de confiança para as taxas de mortalidade M , F e Z , da reamostra simulada “jovens”, para *Lutjanus chrysurus* de reamostras de diferentes tamanhos, utilizando o método bootstrap padrão. Z : mortalidade total, M : mortalidade natural, F : mortalidade por pesca.

Figura 23 – Coeficiente de variação e vício relativo para os parâmetros de mortalidade para *Lutjanus chrysurus* da reamostra simulada “jovens”. Z : mortalidade total, M : mortalidade natural, F : mortalidade por pesca.

Figura 24 – Distribuições de frequência relativa para os parâmetros de crescimento L_∞ , k e t_0 para *Lutjanus chrysurus* em 1000 procedimentos de bootstrap da reamostra simulada “sobrepesca”.

Figura 25 – Relação entre os parâmetros de crescimento k e L_∞ para as reamostras simulada “sobrepesca”.

Figura 26 – Relação entre os parâmetros de crescimento k e t_0 para as reamostras simuladas “sobrepesca”.

Figura 27 – Limites de confiança para os parâmetros de crescimento L_∞ , k e t_0 de *Lutjanus chrysurus* para diferentes tamanhos de reamostras da reamostra simulada “sobrepesca”, utilizando o método bootstrap padrão.

Figura 28 – Coeficiente de variação para os parâmetros estimados L_∞ , k e t_0 da reamostra simulada “sobrepesca” para *Lutjanus chrysurus* em diferentes simulações de bootstrap.

Figura 29 – Vícios relativos para os parâmetros estimados L_{∞} , k e t_0 da reamostra simulada “sobrepesca” para *Lutjanus chrysurus*.

Figura 30 – Distribuição de frequência relativa para as taxas de mortalidade M , F e Z da reamostra simulada “sobrepesca”, para *Lutjanus chrysurus*, em 1000 procedimentos de bootstrap. Z : mortalidade total, M : mortalidade natural, F : mortalidade por pesca.

Figura 31 – Limites de confiança para as taxas de mortalidade M , F e Z , da reamostra simulada “sobrepesca”, para *Lutjanus chrysurus* de reamostras de diferentes tamanhos, utilizando o método bootstrap padrão. Z : mortalidade total, M : mortalidade natural, F : mortalidade por pesca.

Figura 32 – Coeficiente de variação e vício relativo para os parâmetros de mortalidade para *Lutjanus chrysurus* da reamostra simulada “sobrepesca”. Z : mortalidade total, M : mortalidade natural, F : mortalidade por pesca.

Figura 33 - Vícios relativos dos parâmetros de crescimento estimados L_{∞} , k e t_0 para *Lutjanus chrysurus*. A: reamostra “não-simulada”, B: reamostra simulada “jovens”, C: reamostra simulada “sobrepesca”.

Figura 34 – Vícios relativos dos parâmetros de mortalidade M , F e Z para *Lutjanus chrysurus*. A: reamostra “não-simulada”, B: reamostra simulada “jovens”, C: reamostra simulada “sobrepesca”. Z : mortalidade total, M : mortalidade natural, F : mortalidade por pesca.

INTRODUÇÃO

O manejo pesqueiro, tradicionalmente, tem-se baseado em modelos de avaliação de estoque de espécies-alvo, tais como, o Modelo de Rendimento por Recruta (Beverton e Holt, 1957), a Análise de Coorte de Idade (Pope, 1972), a Análise de Coorte de Comprimento (Jones, 1974) e a Análise de População Virtual (Gulland, 1983).

O objetivo da avaliação de estoque de recursos pesqueiros é o de indicar recomendações para a exploração ótima da espécie-alvo procurando o máximo de produção em peso, sem que haja o colapso de tal espécie (Sparre e Venema, 1997).

Os modelos de avaliação de estoques requerem como valores básicos de entrada para as suas estimativas dados biológicos provenientes dos parâmetros de crescimento populacional, que são L_{∞} - crescimento assintótico da espécie em comprimento ou W_{∞} - crescimento assintótico em peso, k - taxa na qual o comprimento alcança a assíntota e t_0 - idade teórica da espécie com comprimento zero; assim como dados provenientes das taxas de mortalidade M - mortalidade natural, F - mortalidade por pesca e Z - mortalidade total. Esses parâmetros biológicos podem ser estimados através da análise de progressão modal, a partir das distribuições das frequências dos comprimentos da espécie ou pela leitura de anéis etários, por meio de estruturas rígidas, principalmente os otólitos.

O crescimento baseado na análise da progressão modal parte da idéia de que as frequências de comprimento geralmente têm modas, ao menos nos menores tamanhos, que, presumivelmente, representam coortes ou eventos de recrutamento. Uma vez que um conjunto de modas ao longo de um tempo é encontrado, os comprimentos, nestas modas, são tomados como o comprimento médio da coorte e esses comprimentos médios podem ser utilizados para traçar a curva de crescimento (Hilborn e Walters, 1992). Outro método de analisar o crescimento é baseado na determinação da idade do peixe, que se faz por meio da leitura de

anéis etários em otólitos ou escamas que são marcados periodicamente devido a flutuações ambientais, sendo então este conjunto de dados comprimento-idade utilizado para gerar a curva de crescimento da espécie (Hilborn e Walters, 1992).

A determinação da idade, por meio da identificação das modas de comprimento, tem como premissa básica que a distribuição de comprimento seja normal o que é um fator limitante desse método, pois nem sempre as classes etárias apresentam normalidade nítida (Fonteles Filho, 1989). Outros fatores limitantes são os fatos de que duas ou mais modas podem aparecer na distribuição de frequência e de que a progressiva redução da taxa de crescimento com a idade aumenta a superposição das distribuições de frequência de classes etárias sucessivas, de modo que apenas as modas dos primeiros grupos podem ser identificadas com segurança (Fonteles Filho, 1989). A vantagem desse método é a facilidade de obtenção de dados de comprimento dos peixes capturados pela pesca (Hilborn e Walters, 1992). Já, a determinação da idade por meio de estruturas rígidas tem como premissas básicas a periodicidade na formação dos anéis e a proporcionalidade entre o crescimento da estrutura e do indivíduo (Fonteles Filho, 1989). A limitação desse método provém do fato de que deve haver um esforço maior na coleta dos dados, nesse caso as estruturas rígidas do peixe, e de que deve ser feita a validação da formação das marcas etárias, para assegurar se incrementos ditos anuais são verdadeiramente incrementos anuais (Hilborn e Walters, 1992). A vantagem desse método é a sua maior confiabilidade, mesmo com os erros causados pelos vícios das técnicas de estimação da idade (Hilborn e Walters, 1992).

Com relação aos parâmetros de crescimento, a equação mais utilizada para determiná-los é a de von Bertalanffy e existe uma variedade de métodos para se estimar os parâmetros L_{∞} , W_{∞} , k e t_0 . Entretanto, muitas vezes L_{∞} , W_{∞} e t_0 são pobremente determinados devido à falta de dados para peixes muito velhos ou muito jovens (Hilborn e Walters, 1992), afetando a exatidão da determinação desses parâmetros. Mulligan e Leaman

(1992), estudando uma população não explorada de *Sebastes alutus*, um peixe de vida longa, observaram nesse estoque a presença de peixes mais velhos com comprimentos menores que peixes de idades intermediárias. Eles concluíram que as estimativas dos parâmetros de crescimento, por meio de dados de comprimento por idade, para peixes com essas características, podem levar a conclusões erradas acerca do crescimento individual, por sobreestimar a proporção dos peixes com crescimento rápido e por subestimar a proporção dos peixes com crescimento lento.

As causas para a ausência de peixes muito jovens ou velhos podem estar relacionadas à amostragem, devido ao fato da pesca atuar com apetrechos seletivos e que não abrangem todos os tamanhos da população, ou a sobrepesca. A sobrepesca afeta a população reduzindo o tamanho dos indivíduos devido à retirada seletiva dos indivíduos mais velhos e maiores, cuja frequência na população passa a ser cada vez menor, o que, por consequência, também altera o estoque desovante, diminuindo o número de ovos e larvas e, portanto, o número de sobreviventes do estoque.

No que se refere às taxas de mortalidade estas apresentam uma variedade de métodos para a determinação de seus parâmetros. Para a taxa de mortalidade natural (M) tem-se, por exemplo, as fórmulas de Rikhter e Efanov (1976), a de Pauly (1980), a de Ralston (1987), a de Jensen (1996); a estimação da taxa de mortalidade total (Z) pode ser executada, por exemplo, a partir de dados de captura por unidade de esforço, a partir de uma curva de captura linearizada ou, a partir das equações de Beverton & Holt baseadas em dados ou de comprimento ou de idades ou no tamanho de primeira captura (Sparre e Venema, 1997); e, a taxa de mortalidade por pesca (F), usualmente é estimada pela subtração entre a taxa de mortalidade total e a taxa de mortalidade natural.

A taxa de mortalidade natural é aquela ocorrida por outros fatores que não seja a pesca, ou seja, por predação, parasitismo, stress, fome ou velhice e, é maior em indivíduos

menores que estão mais sujeitos, principalmente, a predação. Por outro lado, a mortalidade por pesca é maior entre os indivíduos maiores, que são o alvo da pesca (Sparre e Venema, 1997). Em ambos os casos, conforme Ricker (1969), a mortalidade é tamanho-seletiva e não-linear e, pode causar uma redução ou incremento na variabilidade em comprimento de uma população ao longo do tempo.

Valores das taxas de mortalidade são utilizados na maioria dos cálculos dos modelos de predição dos estoques e, muitos cálculos para a determinação das taxas de mortalidade utilizam valores dos parâmetros de crescimento. Como, as expressões matemáticas destes cálculos tais como o Modelo de Rendimento por Recruta e o Modelo de Biomassa por Recruta, apresentam como premissas básicas suposições que metodologicamente ou biologicamente nem sempre são todas cumpridas, como por exemplo, amostras aleatórias, recrutamento constante de ano a ano, todos os indivíduos de uma coorte com a mesma idade num determinado tempo e mortalidade constante ao longo do tempo, há a geração de vícios/erros nos resultados obtidos.

Essas incertezas que envolvem a avaliação dos estoques pesqueiros podem dificultar a tomada de decisão acerca das capturas futuras. As estatísticas clássicas objetivam a estimação de parâmetros e testes de hipóteses, sem fornecer nenhuma advertência direta sobre como atuar face ao grande número de possíveis incertezas (Kinas, 1996).

O uso desses métodos tradicionais na avaliação das pescarias foi mundialmente difundido, pois com o advento das calculadoras programáveis e, posteriormente, dos microcomputadores, foram sendo desenvolvidos manuais, como por exemplo, o de Pauly (1984) para uso com calculadoras HP, para auxiliar nos cálculos dos parâmetros de crescimento, taxas de mortalidade e modelos de avaliação de estoques. Um dos principais pacotes de programas para microcomputadores que calculam os parâmetros de crescimento, as taxas de mortalidade e rotinas para a avaliação de estoques é o Programa FISAT, sigla

proveniente de **FAO-ICLARM Stock Assessment Tools** (Sparre e Venema, 1997), que inclui várias rotinas previamente programadas. Um dos primeiros pacotes de programas desenvolvido para microcomputadores e escrito em linguagem Basic foi o **LFSA (Length-based Stock Assessment)** que visava, principalmente, calcular os parâmetros de crescimento (L_{∞} , k e t_0), as taxas de mortalidade e os modelo Rendimento por Recruta de Beverton & Holt, baseados na frequência de comprimentos dos peixes. Em 1981, Pauly e David lançam o pacote **COMPLETE ELEFAN**, baseado em seu programa prévio o **ELEFAN (Electronic Length Frequency Analysis)**, que aborda a estimação dos parâmetros de crescimento utilizando a análise de frequência de comprimentos, além de calcular taxas de mortalidade e analisar a captura relativa por recruta. Finalmente, em 1990, a FAO, Organização das Nações Unidas para a Alimentação e a Agricultura, e a ICLARM, Centro Internacional para a Gestão dos Recursos Aquáticos Vivos, desenvolvem o pacote de programas baseado em comprimentos denominado **FISAT**, que inclui as rotinas do **LFSA**, do **COMPLETE ELEFAN**, além de rotinas novas, e apresentam os modelos e os resultados sob forma gráfica para uma fácil interpretação dos dados (Sparre e Venema, 1997).

Esses pacotes computacionais, ao mesmo tempo em que facilitaram os cálculos para a avaliação dos estoques pesqueiros, também propagaram a coleta e análise dos dados baseado exclusivamente nas frequências de comprimentos dos peixes. Hilborn e Walters (1992) comentam que dados de comprimento são, provavelmente, a informação mais frequentemente coletada da pesca, simplesmente devido à facilidade em obtê-la, e que se torna irresistível utilizá-los. Mas, esses mesmos autores advertem que se deve resistir a essa tentação e de que há poucos exemplos em que análises baseadas em comprimento levaram a previsões úteis para o manejo pesqueiro, sendo que eles consideram somente as análises de Pauly *et. al.*, para a anchoveta do Peru, em 1981, como o único exemplo convincente.

O manejo dos recursos pesqueiros, utilizando estes métodos tradicionais, se mostrou ineficiente acarretando no colapso das pescarias. Exemplos clássicos foram o colapso das pescarias da anchoveta peruana *Engraulis ringens*, entre 1970 e início dos anos 80, e do arenque do Mar do Norte *Clupea harengus* na década de 70 (Hilborn e Walters, 1992). Também houve o colapso de garoupas no Golfo do México, como *Epinephelus flavolimbatus* (Bannerot *et al.*, 1987) e, devido à sobrepesca, em outubro de 1994, a pescaria no Georges Bank foi proibida para o bacalhau *Gadus morhua*, o haddock *Melanogrammus aeglefinus* e o linguado *Pleuronectes ferrugineus* (Roughgarden e Smith, 1996). E, em 1997, devido a um dramático incremento na pescaria do pargo *Pagrus pagrus*, do sudeste dos Estados Unidos, a biomassa do estoque desovante foi reduzida em 88,8%, levando ao declínio dessa pescaria (Vaughan e Prager, 2001). Myers e Worm (2003) mostraram que os oceanos perderam mais de 90% dos grandes peixes predadores nesses últimos anos, devido à intensa captura pela pesca industrial.

A partir da década de 70 e devido ao colapso das pescarias, a aplicação de outras estatísticas, como os métodos de jackknife, bootstrap e inferência bayesiana, têm possibilitado a investigação das incertezas de estimativas provenientes das estatísticas clássicas e rotineiramente utilizadas.

A idéia do método de jackknife, desenvolvido por Tukey, é separar os dados observados em grupos e computar os valores estatísticos de interesse, com um dos grupos de observações sendo ignorado a cada nova resolução. A média dessas estimativas é utilizada para reduzir os vícios na estatística e a variabilidade entre esses valores é utilizada para estimar o erro padrão (Sokal e Rohlf, 1981).

A análise bayesiana, desenvolvida por Bayes, tem como princípio básico inferir probabilidades *a priori*, de valores numéricos tomados de um parâmetro em particular, em novas probabilidades, resultantes da coleta de mais dados com o uso do teorema de Bayes

(Manly, 1998). O teorema de Bayes calcula a probabilidade de hipóteses (H) baseadas em informações *a priori* e em observação corrente (R), sendo que, no modo mais simples de inferência, este teorema diz que a probabilidade de H dada pela informação *a priori* e a observação corrente (R) é proporcional ao produto da probabilidade *a priori* de H e a probabilidade de R , dado H ($P(R/H)$) (Jennings *et al.*, 2001).

O método de bootstrap foi desenvolvido por Efron (1979) com o objetivo de criar estimativas para medir os erros provenientes de testes estatísticos, ou seja, determinar a exatidão de parâmetros populacionais, que pudessem ser estendidos a outros parâmetros além da média amostral (Efron, 1982).

Esse método consiste na idéia de que, na ausência de qualquer outro conhecimento acerca da população, os valores encontrados em uma amostragem randômica, de tamanho n , são os melhores indicativos para a distribuição desta população. Conseqüentemente, uma reamostragem com reposição dessa amostra será o melhor indicador do que se poderia esperar se a população fosse amostrada novamente (Manly, 1998).

No método de bootstrap, considera-se $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ como uma seqüência de variáveis randômicas mutuamente independentes e com uma função de distribuição em F comum, mas desconhecida. Considerando θ o parâmetro de interesse desconhecido, por exemplo, média, variância, mediana, coeficiente de correlação, etc., então $\hat{\theta}(y)$ é uma estimativa de θ baseada na amostra observada $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$. O método de bootstrap dá uma solução paramétrica ou não-paramétrica para estimar a distribuição amostral e avaliar a exatidão estatística de uma estimação. Este método envolve reamostrar o dado original y , e fazer inferências sobre a reamostragem. Primeiramente o F é estimado pelo \hat{F} , a função de distribuição empírica, construída pela probabilidade $1/n$ para cada y_i . Depois que a amostra de bootstrap $y^* = (y_1^*, y_2^*, \dots, y_n^*)$ é gerada de \hat{F} , por uma reamostragem com reposição dos

dados, o valor da estatística que se refere à amostra de bootstrap $\hat{\theta}^* = \hat{\theta}(y_1^*, y_2^*, \dots, y_n^*)$ é computado (Mignani e Rosa, 1995).

A dificuldade do procedimento do bootstrap está no modo de calcular a distribuição de bootstrap. O modo mais freqüentemente utilizado para a realização deste cálculo é a aproximação de Monte Carlo para a distribuição de bootstrap (Efron, 1979).

No método de Monte Carlo, repetidas realizações de \mathbf{X}^* (amostra de bootstrap) são geradas tomando-se amostras randômicas de tamanho n de \hat{F} (distribuição de probabilidade de Fisher), ditas \mathbf{x}^{*1} , \mathbf{x}^{*2} , . . . , \mathbf{x}^{*N} , (valores de \mathbf{X}^*) e o histograma dos valores correspondentes $R(\mathbf{x}^{*1}, \hat{F})$, $R(\mathbf{x}^{*2}, \hat{F})$, . . . , $R(\mathbf{x}^{*N}, \hat{F})$ é tomado como uma aproximação da distribuição de bootstrap ($R^* = R(\mathbf{X}^*, \hat{F})$) (Efron, 1979).

Este método tem sido amplamente utilizado nas análises de diversos tópicos da biologia pesqueira, tais como: erros randômicos e sistemáticos nos parâmetros de crescimento (L_∞ e k) e taxa de mortalidade total (Z) em uma população simulada de peixes pelágicos oceânicos (Powers, 1983); vícios simulados na estimativa dos parâmetros de crescimento (L_∞ e k) (Ralston e Williams, 1989); simulação de estudos de casos de capturas do *Merluccius* sp do norte da Namíbia (Punt, 1995; Punt, 1997); análises da pescaria, baseado em dados de captura-por-idade, de *Gadus macrocephalus* do estreito Hecate do Pacífico (Liu e Pitcher, 1995) e para *Sebastes entomelas* da costa de Washington, Oregon e Califórnia (Hightower, 1996); estimativas das taxas de mortalidade e tamanho da coorte (Chen, 1996); dados de captura-por-idade (Chen, 1996); estimativas dos coeficientes de seletividade idade-específico (Chen, 1996); parâmetros do modelo estoque-recrutamento (Schnute e Kronlund, 1996); mortalidade natural de *Merluccius gayi* do Chile (Cubillos *et al.*, 1999); modelos bioeconômicos da produção pesqueira (Defeo e Seijo, 1999); estimação das incertezas dos modelos de rendimento por recruta e biomassa por recruta de Beverton & Holt (Pitcher,

1999); simulação dos modelos de avaliação, baseado em dados de idade, para o linguado *Pleuronectes platessa* do Mar do Norte (Lewy e Nielsen, 2003); e, intervalos de confiança para as estimativas de capturas (Smith, 1997; Hoyle e Cameron, 2003).

Punt (1997) cita vantagens e desvantagens no uso da simulação de Monte Carlo para avaliar o desempenho dos procedimentos do manejo pesqueiro, visto que o modelo utilizado tem que representar o verdadeiro estado do sistema analisado. As vantagens desse método são que, como é impossível na prática conhecer o verdadeiro estado do sistema em questão durante todo o tempo do período de observação, a simulação possibilita o acesso mais apropriado para avaliar o desempenho dos métodos de avaliação. Outras razões incluem as consequências dos procedimentos de manejo inadequados nas populações; a necessidade de se esperar por muitas gerações para que os resultados das medidas de manejo tornem-se disponíveis; e, a dificuldade associada em encontrar réplicas convenientes da população e então implementar os procedimentos de manejo. A principal desvantagem do uso da simulação de Monte Carlo para estimar o desempenho dos métodos de avaliação, é que os modelos de simulação considerados devem repercutir adequadamente a dinâmica real da pescaria, ou seja, que a simulação seja feita a partir de uma amostra representativa do verdadeiro estado do sistema.

Como para o manejo pesqueiro deve-se considerar a importância das estimativas dos parâmetros biológicos de crescimento e taxas de mortalidade, que são utilizados nos modelos de avaliação de estoques, foi tomado como estudo de caso a guaiúba *Lutjanus chrysurus* do Nordeste do Brasil, para a aplicação do método de bootstrap.

Lutjanus chrysurus é um peixe recifal pertencente à família Lutjanidae e, conforme Manoch III (1987) os estudos ao redor do mundo sobre os representantes dessa família indicam que esses peixes são de longa-vida, crescimento lento e que apresentam taxas de mortalidade natural relativamente baixa. Grimes (1987) em uma revisão sobre a biologia

reprodutiva de 40 representantes dessa família indica que esses peixes são gonocorísticos; possuem razão sexual bem como razão sexual por tamanho assimétrica, observado por meio de taxas de crescimento e mortalidade diferente entre os sexos; apresentam maturidade sexual ao redor de 40-50% do comprimento máximo; e, são espécies altamente fecundas, produzindo em torno de $5-7 \cdot (10^6)$ ovócitos.

No Brasil estudos sobre a dinâmica populacional de *Lutjanus chrysurus* são escassos e os trabalhos existentes são referentes à biologia reprodutiva e idade e crescimento (Calado Neto *et al.*, 1998); aspectos da pesca, estrutura do tamanho de captura e idade e crescimento (Diedhiou *et al.*, 2004); e, distribuição batimétrica de *Lutjanus chrysurus* ao longo da plataforma nordestina (Frédou e Ferreira, no prelo). Também há informações sobre os desembarques desta espécie, no Nordeste do Brasil, através do Programa de Estatística Pesqueira do Instituto Brasileiro de Meio Ambiente (IBAMA).

Lutjanus chrysurus é largamente capturado na costa do Nordeste do Brasil - nos estados do Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe e Bahia - e, que vem sendo amostrado desde 1997 pelo Programa REVIZEE - Score/NE (Recursos Vivos da Zona Econômica Exclusiva – região Nordeste), na plataforma continental (Ferreira *et al.*, 2001; Rezende *et al.*, 2003).

A captura total de *Lutjanus chrysurus*, entre os anos de 2000 e 2002, nos estados do Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba e Pernambuco, baseado em dados dos Boletins Estatísticos da Pesca Marítima e Estuarina do Nordeste do Brasil (IBAMA 2001, IBAMA 2002 e IBAMA 2003), foi estimada em 4.420,9 ton., representando 14,8% da captura total de peixes, que foi de 78.434,0 e, representando 38,0% da captura total dos peixes vermelhos (*Lutjanus analis*, *Lutjanus chrysurus*, *Lutjanus jocu*, *Lutjanus synagris* e *Lutjanus vivanus*), que foi de 11.631,4 ton.

Coleman *et al.* (2000) citam que os estoques de peixes recifais das famílias Lutjanidae e Serranidae estão diminuindo devido ao incremento excessivo pela demanda de peixes nessa última década e a inefetividade das ferramentas de manejo pesqueiro, que são afetadas pelo modo da história de vida e características comportamentais dessas famílias.

Devido à importância de *Lutjanus chrysurus* como recurso pesqueiro e com a finalidade de averiguar a relevância da exatidão das estimativas dos parâmetros biológicos de crescimento e taxas de mortalidade, as seguintes questões são levantadas:

- (1) Quais as incertezas das estimativas dos parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade utilizadas na avaliação de estoque de peixes recifais no Nordeste do Brasil?
- (2) Qual o efeito da ausência de peixes jovens sobre as estimativas dos parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade utilizadas na avaliação de estoque de peixes recifais no Nordeste do Brasil?
- (3) Qual o efeito da sobrepesca sobre as estimativas dos parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade utilizadas na avaliação de estoque de peixes recifais no Nordeste do Brasil?

As hipóteses levantadas para os questionamentos 1, 2, e 3 são:

(a) Hipótese 1 - reamostra “não-simulada”:

H_0 : as estimativas dos parâmetros são acuradas e não apresentam erros.

H_1 : as estimativas dos parâmetros não são acuradas e apresentam erros.

(b) Hipótese 2 - reamostra simulada “jovens”:

H_0 : a ausência de jovens nas amostras não interfere nas estimativas dos parâmetros.

H_1 : a ausência de jovens nas amostras interfere nas estimativas dos parâmetros.

(c) Hipótese 3 - reamostra simulada “sobrepesca”:

H_0 : a sobrepesca não interfere nas estimativas dos parâmetros.

H_1 : a sobrepesca interfere nas estimativas dos parâmetros.

Com o objetivo de investigar a exatidão das estimativas (1) dos parâmetros biológicos de crescimento e taxas de mortalidade, (2) da influência da frequência reduzida de peixes jovens na amostra e (3) da influência da sobrepesca no estoque explorado, foram realizadas reamostras, pelo método de bootstrap, para se estimar as incertezas destas estimativas.

Como Shao e Tu (1996) comentam que apesar do poder dos modernos computadores e pacotes computacionais é muito importante estudar quão eficientemente o estimador de bootstrap é computado, especialmente quando se computa limites de confiança do bootstrap, se teve também como objetivo desenvolver o programa de reamostragem dos dados utilizados, pois é possível intervir na programação. Em virtude disto, optou-se por não utilizar os pacotes computacionais que realizam bootstrap presentes no mercado, e sim desenvolver uma suíte de programas para realizar essas reamostras, pois isto permite que se tenha o conhecimento do algoritmo e que se realize a validação deste, por meio da aferição dos dados gerados.

E, com base nas incertezas estimadas dos parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade, pelo método de bootstrap, foi simulada sua consequência na avaliação do estoque da guaiúba *Lutjanus chrysurus*, com a finalidade de direcionar as propostas de manejo para a espécie em questão, bem como servir de base para ser aplicada a outras espécies de peixes recifais, do complexo Lutjanidae, de importância comercial do Nordeste do Brasil, como a cioba *Lutjanus analis*, o dentão *Lutjanus jocu*, o arióco *Lutjanus synagris* e o pargo olho-de-vidro *Lutjanus vivanus*, que foram as espécies-alvo do Projeto Dinâmica Populacional de Peixes Recifais do Programa Recursos Vivos da Zona Econômica Exclusiva (REVIZEE - Score/NE)

METODOLOGIA

Amostras

Os dados para o presente estudo foram provenientes de amostragens realizadas mensalmente, entre agosto e dezembro de 1996, nos entrepostos de pesca de Candeias, em Pernambuco, e de dois embarques na frota artesanal de Natal, no Rio Grande do Norte; e, das amostragens realizadas dentro do Projeto Dinâmica Populacional de Peixes Recifais, coordenado pela Universidade Federal de Pernambuco/Departamento de Oceanografia, que fez parte do Programa Recursos Vivos da Zona Econômica Exclusiva (REVIZEE - Score/NE), ao longo da costa nordestina, entre os estados do Ceará e Pernambuco, de janeiro de 1997 a março de 2000 e, na Bahia, de março de 1998 a abril de 2000 (figura 1).

Os dados de peixes oriundos do Programa REVIZEE - Score/NE foram provenientes de amostragens mensais na colônia de pescadores de Camocim, no Ceará, e de Caiçara do Norte, no Rio Grande do Norte; dos entrepostos de pesca de Candeias, Tamandaré e São José da Coroa Grande, em Pernambuco, bem como de embarques na frota artesanal destes dois estados. Na Bahia, as amostras mensais foram provenientes da frota artesanal das localidades de Arembepe, Itacimirim e Praia do Forte. Também foram obtidos dados através das expedições de pesquisa do Programa REVIZEE/NE, executadas pelo N.Pq. Martins Filho, da Universidade Federal do Ceará, em março e novembro de 1997 e, pelo B.Pq. Natureza, do IBAMA, em abril e outubro de 1997. O N.Pq. Martins Filho utilizou espinhel de fundo, no talude e em bancos recifais da costa nordestina e, o B.Pq. Natureza utilizou armadilha na plataforma e talude da costa nordestina.

As profundidades de captura dos peixes amostrados dentro do Programa REVIZEE/NE variaram de 47 a 400 metros sendo que *Lutjanus chrysurus* foi capturado entre as profundidades de 20 a 80 metros (Frédou e Ferreira, no prelo). As capturas efetuadas pela

frota artesanal foram realizadas por meio de jangadas ou paquetes, botes a vela e barcos a motor. A arte de pesca utilizada pela frota artesanal é a linha de mão, com uso de um ou dois anzóis por linha.

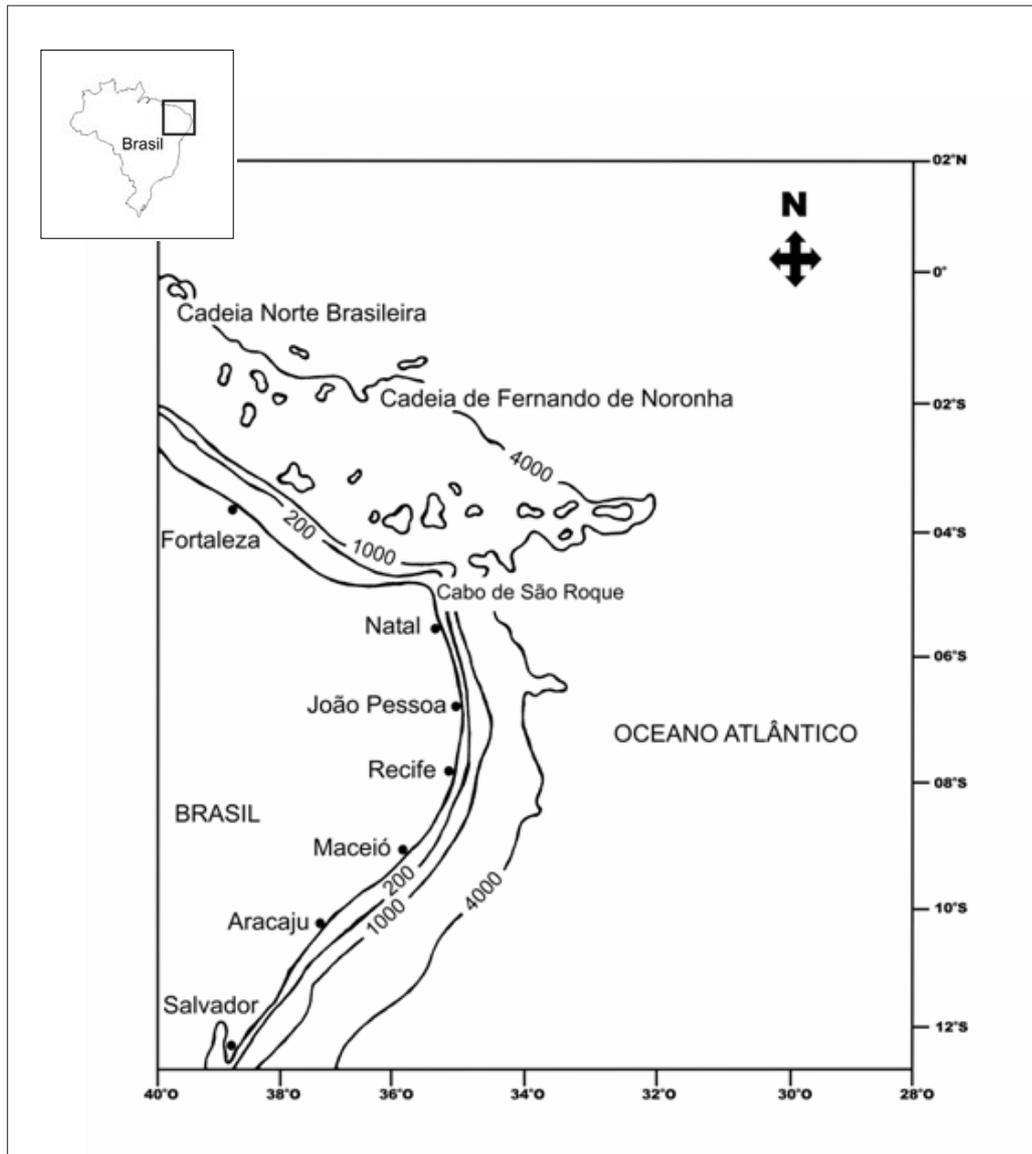


Figura 1 – Localização da área de estudo (adaptada das cartas náuticas nos. 50 e 60 da Diretoria de Hidrografia e Navegação – Marinha do Brasil).

Dados biométricos de comprimento padrão (CP), furcal (CF) e total (CT), em cm e, de peso total (PT) e eviscerado (PE), em g, foram coletados em campo, bem como foram extraídos otólitos de *Lutjanus chrysurus*.

Os dados de idade, obtidos por meio da leitura de 660 otólitos da guaiúba *Lutjanus chrysurus*, foram utilizados para a elaboração de um conjunto de dados de idade e comprimento furcal.

Técnica de Reamostragem e Programação

O método de bootstrap foi utilizado para gerar novos conjuntos de dados de idade e comprimento furcal, a partir da amostra original dos dados, doravante denominada amostra real. O método de Monte Carlo, para a aproximação da distribuição de bootstrap, utilizado para replicar os dados reais foi o algoritmo Método de Monte Carlo Direto, demonstrado no anexo I (Shao e Tu, 1996).

O algoritmo de bootstrap foi programado em linguagem C utilizando-se o compilador GNU para a plataforma Unix e o compilador Bloodshed Dev-C++ (version 4) para plataforma Windows (Laplace *et al.*, 2000).

Foram desenvolvidos dois tipos de programas com rotinas diferentes, denominados bootstrap tipo 1 e bootstrap tipo 2.

O programa bootstrap tipo 1 foi utilizado para gerar as reamostras do conjunto de dados para a hipótese 1 (reamostra “não-simulada”) e para a rotina do bootstrap do bootstrap das hipóteses 2 (reamostra simulada “jovens”) e 3 (reamostra simulada “sobrepesca”).

O programa bootstrap tipo 2 foi utilizado para gerar 10 reamostras para a hipótese 2 (reamostra simulada “jovens”) e 10 reamostras para a hipótese 3 (reamostra simulada “sobrepesca”). A partir de cada uma dessas reamostras foram geradas 100 reamostras, com o

uso do programa bootstrap tipo 1. Esse tipo de procedimento, no qual se executa reamostras da reamostra, é que é denominado bootstrap do bootstrap.

A simulação dos dados para a hipótese 2 (“jovens”) foi realizada fazendo-se um acréscimo eqüitativo de 20% no número amostral entre as idades 0 e 4 e, uma redução eqüitativa de 20% no número amostral entre as idades 5 e 18 (tabela 1). Foi determinado o acréscimo amostral entre as idades 0 e 4 tomando-se como base o comprimento no qual 50% dos peixes são retidos pela arte de pesca (L_c), que foi de 33,9 cm, sendo que os comprimentos acima de 34 cm tinham como idade mínima 5 anos. Devido a isso, consideraram-se os peixes com idades entre 0 e 4 com probabilidade de captura menor e, portanto, com número amostral menor que as idades subseqüentes.

Tabela 1 – Valores dos números amostrais (n) em cada idade para a reamostra simulada “jovens”, com acréscimo de 20% entre as idades 0 e 4 e redução de 20 % entre as idades 5 e 18.

Idades	Amostra real	Simulação	Reamostra simulada
	n	%	n
0	1		26
1	8		34
2	25	Acréscimo de 20%	51
3	50		76
4	40		66
5	55		45
6	47		37
7	69		59
8	57		47
9	46		35
10	49		39
11	49	Redução de 20%	39
12	49		39
13	30		20
14	21		11
15	42		32
16	14		4
17	6		0
18	2		0
Total	660		660

Para a hipótese 3 (“sobrepesca”), a simulação executada foi uma redução equitativa de 20% no número amostral entre as idades 0 e 11 e, um conseqüente acréscimo equitativo de 20% no número amostral entre as idades 12 e 18 (tabela 2). A idade 12 foi escolhida como a idade inicial de acréscimo amostral por apresentar indícios de sobrepesca, visto que na idade 12 o tamanho máximo dos peixes amostrados, que foi de 49,9 cm, foi menor que o tamanho máximo encontrado na idade 11, que foi de 53,4 cm.

Tabela 2 – Valores dos números amostrais (n) em cada idade para a reamostra simulada “sobrepesca”, com redução de 20 % entre as idades 0 e 11 e acréscimo de 20% entre as idades 12 e 18.

Idades	Amostra original	Simulação	Reamostra simulada
	n	%	n
0	1		0
1	8		0
2	25		13
3	50		38
4	40		28
5	55	Redução de 20%	43
6	47		35
7	69		57
8	57		45
9	46		34
10	49		37
11	49		37
12	49		67
13	30		48
14	21		39
15	42	Acréscimo de 20%	60
16	14		33
17	6		25
18	2		21
Total	660		660

O percentual de 20% foi o escolhido, para as hipóteses 2 e 3, por ter sido o percentual mínimo que gerou reamostras estatisticamente significativas e com uma simulação biológica provável. Além disso, o recurso de acréscimo/decrécimo dos dados foi assim efetuado devido à necessidade de se manter o número de indivíduos original da amostra, que foi de 660.

O teste de Kolmogorov-Smirnov unicaudal, ao nível de significância de 0,05, foi utilizado para comparar as distribuições de frequências de crescimento entre a amostra real e as 10 reamostras simuladas, provenientes da amostra real, para as hipóteses 2 (reamostra simulada “sobrepesca”) e 3 (reamostra simulada “jovens”) (Zar, 1996).

Foram geradas 1000 reamostras, para cada hipótese, e a partir dessas replicações de bootstrap foram calculados os novos parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade.

A figura 2 mostra um esquema da estrutura de programação e do processo de replicação de bootstrap.

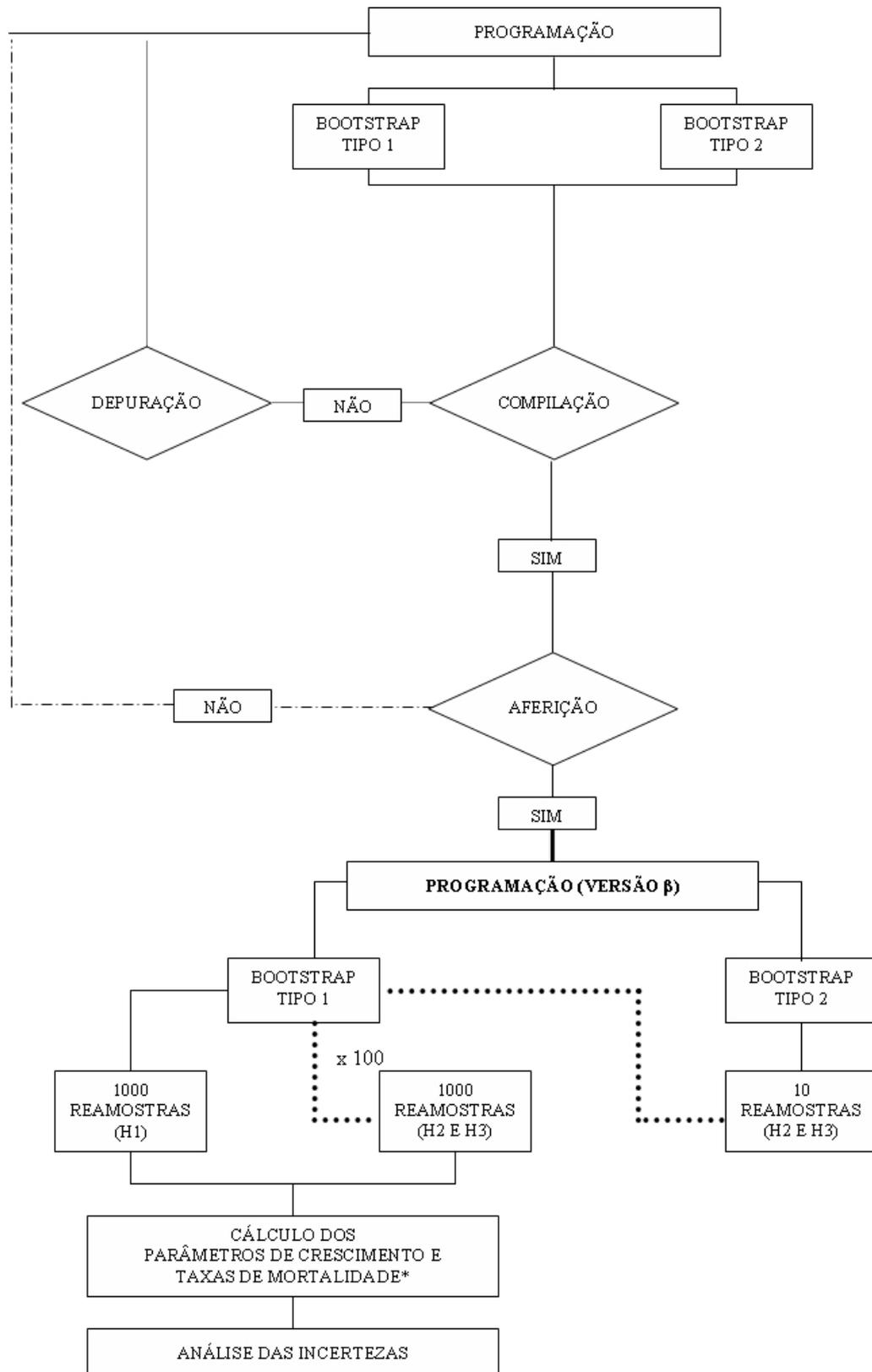


Figura 2 – Fluxograma da estrutura de programação e do processo de replicação de bootstrap.

*: processo dos cálculos parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade na figura 3.

Cálculo dos Parâmetros de Crescimento, Taxas de Mortalidade e Modelos Preditivos

O modelo utilizado para estimar os parâmetros de crescimento em comprimento foi à equação de von Bertalanffy:

$$L_t = L_\infty [1 - e^{-k(t-t_0)}] \quad \text{eq. 1}$$

onde,

L_∞ = crescimento assintótico em comprimento,

k = taxa de crescimento e,

t_0 = idade teórica da espécie com comprimento zero.

O ajuste da curva de crescimento foi determinado por meio do algoritmo de Levenberg-Marquardt, para solucionar regressões não-lineares, presente no programa CurveExpert versão 1.37 (Hyams, 2001).

Este algoritmo objetiva realizar várias iterações até determinar a curva final, estipulando-se previamente um nível de tolerância para se obter a curva final. A diferença entre o erro padrão, em duas iterações consecutivas, deve ser menor que a tolerância estipulada para que a computação termine. Sendo que, quanto menor o nível de tolerância mais acurado é o parâmetro obtido, mas o algoritmo necessitará de mais tempo para convergir.

As iterações são cessadas quando:

$$| \chi^2(a+\delta a) - \chi^2(a) | < \text{nível de tolerância,}$$

sendo,

χ^2 = qui-quadrado;

a = vetor do parâmetro a ; e ,

δa = derivada do parâmetro a .

O nível de tolerância utilizado para determinar a curva foi de $1 \cdot e^{-6}$.

A estimação da taxa de mortalidade natural (M) foi calculada pela fórmula empírica de Pauly (1980) (eq. 2),

$$\ln M = -0,0152 - 0,279 * \ln L_{\infty} + 0,6543 * \ln k + 0,463 * \ln T \quad \text{eq. 2,}$$

onde,

T = temperatura ($^{\circ}\text{C}$) = 25°C ;

pela fórmula de Ralston (1987) (eq. 3),

$$M = 0,0666 + 2,52 * k \quad \text{eq. 3;}$$

e, pela fórmula de Jensen (1996) (eq. 4),

$$M = 1,6 * k \quad \text{eq. 4.}$$

A taxa de mortalidade total (Z) (eq. 5) foi calculada pela equação de Beverton e Holt baseada em dados de idade (Sparre e Venema, 1997):

$$Z = \frac{1}{\bar{t} - t'} \quad \text{eq. 5,}$$

sendo,

$$t' = t_0 - \frac{1}{k} * \ln\left[1 - \left(\frac{L}{L_\infty}\right)\right] \quad \text{eq. 6,}$$

onde,

\bar{t} = idade média de todos os peixes de idade t' ,

t' = idade na qual todos os peixes dessa idade e os mais velhos se encontram sob exploração total, e,

t_0 = zero.

O coeficiente de mortalidade por pesca (F) foi calculado como $F = Z - M$ (eq. 7), para cada taxa de mortalidade natural.

Os modelos preditivos utilizados foram o Modelo de Rendimento por Recruta de Beverton & Holt (eq. 8) e o Modelo de Biomassa por Recruta de Beverton & Holt (eq. 9) (Sparre e Venema, 1997). A escolha desses modelos foi devido ao fato de eles ainda estarem em uso, apesar de estarem sendo gradativamente substituídos pelo modelo de Thompson & Bell que requer o uso de computadores para o seu cálculo, e, principalmente, porque o seu cálculo requer o uso de parâmetros de crescimento (L_∞ e k) e taxas de mortalidade (F e Z).

O Modelo de Rendimento Relativo por Recruta (Y'/R) é calculado como:

$$Y'/R = E * U^{M/k} * \left\{ 1 - \frac{3U}{1+m} + \frac{3U^2}{1+2m} - \frac{U^3}{1+3m} \right\} \quad \text{eq. 8,}$$

sendo,

$$U = 1 - (L_c/L_\infty);$$

$$m = k / Z; e,$$

$$E = F/Z = \text{taxa de exploração};$$

onde,

L_c = comprimento no qual 50% dos peixes são retidos pela arte de pesca = 33,9 cm.

O Modelo de Biomassa Relativa por Recruta (B'/R) é calculado como:

$$B'/R = (Y'/R)/F \quad (\text{eq. 9}).$$

A figura 3 mostra um esquema dos cálculos realizados para a determinação dos parâmetros de crescimento, taxas de mortalidade e modelos preditivos.

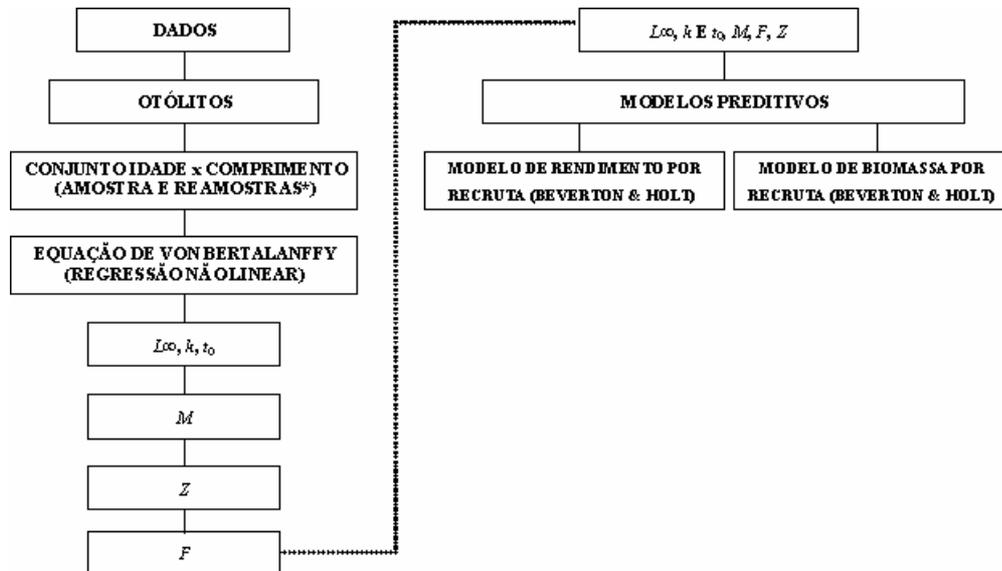


Figura 3 – Fluxograma dos cálculos realizados para a determinação dos parâmetros de crescimento, taxas de mortalidade e modelos preditivos. *: processo de reamostragem na figura 2.

Análise das Incertezas

O intervalo de confiança do bootstrap padrão, ao nível de significância de 0,05, foi estimado a partir dos dados obtidos na reamostragem dos valores dos dados originais e das amostras simuladas, onde (Manly, 1998):

$$\text{Estimativa} \pm Z_{\alpha/2}$$

A estimativa adotada foi o intervalo de confiança para a média dos parâmetros de crescimento (L_{∞} , k e t_0) e das taxas de mortalidade (M , F e Z), onde:

$$z_{1-\alpha/2} < (\bar{\theta}_B - \bar{\theta}) / (s_B / \sqrt{n}) < z_{\alpha/2}$$

com a média dada por:

$$\bar{\theta}_B - z_{\alpha/2} (s_B / \sqrt{n}) < \theta < \bar{\theta}_B + z_{1-\alpha/2} (s_B / \sqrt{n})$$

onde:

$\bar{\theta}_B$ = parâmetro médio da amostra de bootstrap;

$\bar{\theta}$ = parâmetro médio da amostra real (L_{∞} , k ou t_0 / M , F ou Z);

s_B = desvio padrão da amostra de bootstrap;

n = número da amostra de bootstrap; e,

$Z_{0,025} = 1,96$.

O ajuste das amostras, denominado amostra ajustada, foi realizado após a determinação do vício da estimativa (VE), calculado como:

$$VE = \bar{\theta}_B - \bar{\theta}$$

onde,

$\bar{\theta}_B$ = parâmetro médio da amostra de bootstrap;

$\bar{\theta}$ = parâmetro médio da amostra real (L_∞ , k ou t_0 / M , F ou Z);

Para o ajuste da amostra se, o VE calculado era positivo o ajuste da amostra era realizado subtraindo-se o VE do parâmetro verdadeiro da amostra real, caso contrário, se o VE era negativo o ajuste da amostra era realizado somando-se o VE ao parâmetro verdadeiro da amostra real (Manly, 1998).

O vício relativo (VR) (eq. 10), que avalia a exatidão do parâmetro estimado dos parâmetros verdadeiros, foi calculado como:

$$VR = \left((\bar{\theta}_B - \bar{\theta}) * 100 \right) / \bar{\theta} \quad (\text{eq. 10})$$

onde,

$$\bar{\theta}_B = \sum_{i=1}^n \theta_i / n$$

O coeficiente de variação ($CV\%$) foi utilizado como uma medida de precisão, sendo:

$$CV = \frac{s_B}{\bar{X}_B} * 100 \quad (\text{eq. 11})$$

onde,

s_B = desvio padrão da amostra de bootstrap; e,

\bar{X}_B = média da amostra de bootstrap.

O teste de normalidade de Shapiro-Wilk foi executado para averiguar o modo da distribuição da frequência da amostra e das reamostras, ao nível de significância de 0,05 (Royston, 1982). A assimetria da distribuição da frequência da amostra e das reamostras foi calculada pelo método de Pearson (Zar, 1996).

O teste de Mann-Whitney (U), executado ao nível de significância de 0,05, foi efetuado para averiguar em que tamanho de reamostra os limites de confiança não apresentavam diferenças significativas (Zar, 1996).

RESULTADOS

Programas

Os programas bootstrap tipo 1 e tipo 2 são mostrados, respectivamente, nos anexos II e III.

A comparação entre as distribuições de frequências dos parâmetros de crescimento da amostra real e das reamostras simuladas, geradas pelo programa bootstrap tipo 2, para as hipóteses 2 (reamostra simulada “jovens”) e 3 (reamostra simulada “sobrepesca”), apresentaram diferenças significativas (tabela 3). Portanto, pode-se utilizar as reamostras simuladas na técnica do bootstrap do bootstrap, visto que essas novas distribuições de frequências foram significativamente diferentes da amostra real.

Tabela 3 – Valores de probabilidade do teste de Kolmogorov-Smirnov unicaudal entre a amostra real e as reamostras simuladas das hipóteses 2 (“jovens”) e 3 (“sobrepesca”).

Comparações	n	Hipótese 2	Hipótese 3
		<i>P</i>	<i>P</i>
Amostra real x Reamostra 1	660	0,0000	0,0148
Amostra real x Reamostra 2	660	0,0006	0,0135
Amostra real x Reamostra 3	660	0,0000	0,0391
Amostra real x Reamostra 4	660	0,0000	0,0151
Amostra real x Reamostra 5	660	0,0000	0,0215
Amostra real x Reamostra 6	660	0,0000	0,0418
Amostra real x Reamostra 7	660	0,0000	0,0072
Amostra real x Reamostra 8	660	0,0000	0,0384
Amostra real x Reamostra 9	660	0,0001	0,0079
Amostra real x Reamostra 10	660	0,0000	0,0031

QUESTÃO 1: Quais as incertezas das estimativas dos parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade utilizadas na avaliação de estoque de peixes recifais no Nordeste do Brasil?

Incertezas dos parâmetros de crescimento

A curva de crescimento para a amostra real de *Lutjanus chrysurus* é mostrada na figura 4.

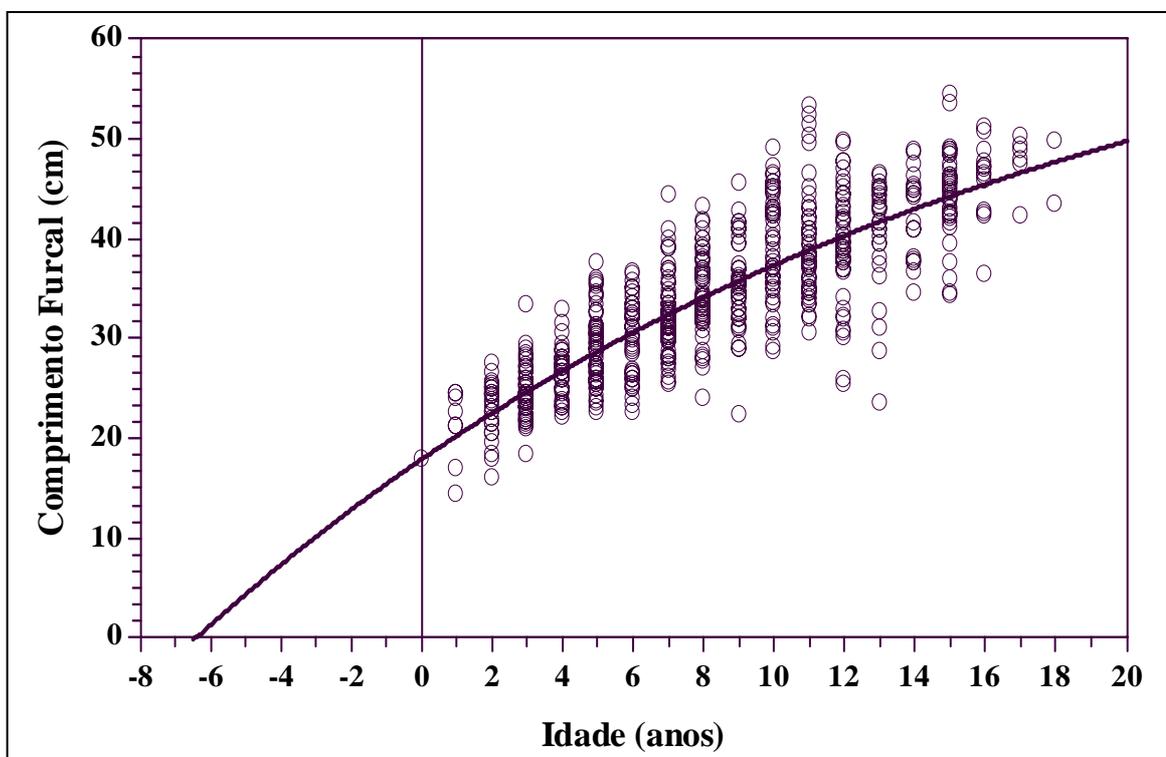


Figura 4 – Curva de crescimento de von Bertalanffy para *Lutjanus chrysurus* (n = 660).

A distribuição da frequência de comprimento de *Lutjanus chrysurus* não apresentou distribuição normal (n = 660, $P W_{(0,9842)} = 0,0000$), tendo distribuição assimétrica negativa ($A_s = 0,1605$), com média de 34,4cm e moda na classe 33 cm (figura 5). Os parâmetros de crescimento L_∞ , k e t_0 foram, respectivamente, 71,7 cm, $0,0449 \text{ ano}^{-1}$ e $-6,431$ ano (n = 660, $r = 0,8430$).

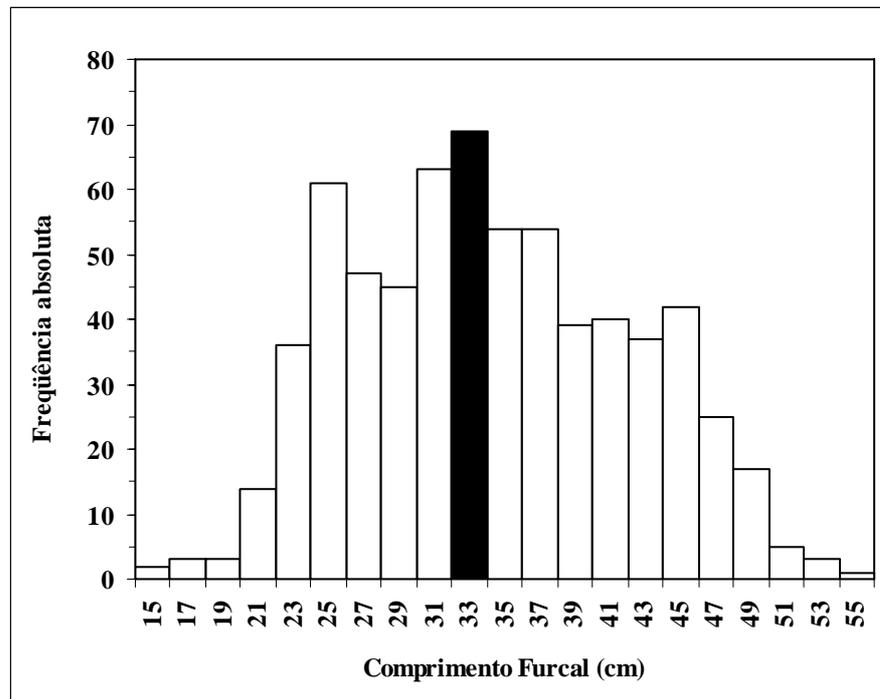


Figura 5 – Distribuição da frequência absoluta dos comprimentos de *Lutjanus chrysurus*. Coluna em preto representa a classe modal.

A partir do conjunto de dados reais da idade e comprimento furcal, mil replicações de bootstrap foram executadas para determinar os novos parâmetros de crescimento bem como, sua exatidão e precisão.

A figura 6 mostra as distribuições de probabilidade para os parâmetros de crescimento L_{∞} , k e t_0 em 1000 reamostras. Estes parâmetros não apresentaram distribuição normal e tiveram assimetria positiva (tabela 4). O L_{∞} apresentou média 79,3 cm e moda na classe 75 cm, o k teve média igual a 0,041 ano⁻¹ e moda na classe 0,038 ano⁻¹, e o t_0 apresentou média -6,669 ano e moda na classe -6,750 ano. Os parâmetros reais do L_{∞} , k e t_0 apresentaram a probabilidade de ocorrer nas reamostras de 15,7%, 31,2% e 18,4%, respectivamente.

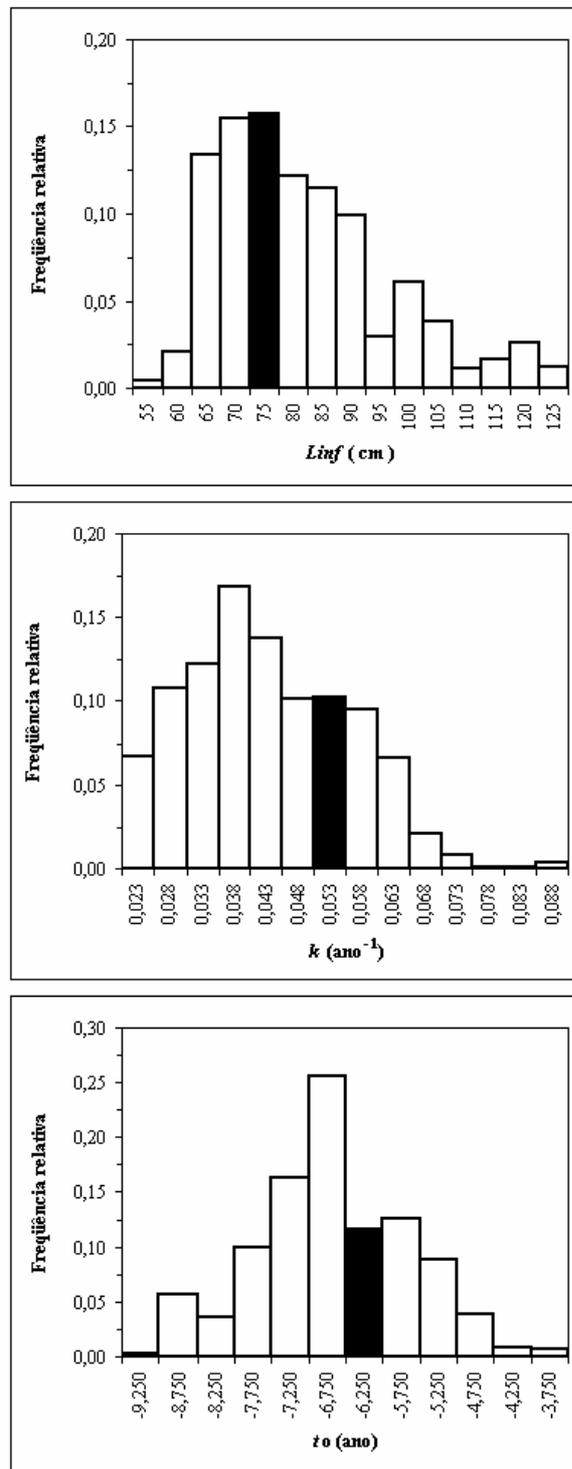


Figura 6 – Distribuições de frequência relativa para os parâmetros de crescimento L_{∞} , k e t_0 para *Lutjanus chrysurus* em 1000 procedimentos de bootstrap. Colunas pretas representam valor do parâmetro da amostra real.

Tabela 4 – Valores da probabilidade do teste de normalidade de Shapiro-Wilk (W) e medida de assimetria (As) para os parâmetros de crescimento das reamostras “não-simulada”.

Parâmetros de crescimento	n	W	P	As
L_{∞}	1000	0,9284	0,0000	0,9418
k	1000	0,9786	0,0000	0,3703
t_0	1000	0,9902	0,0000	0,0635

A relação entre os parâmetros k e L_{∞} foi expressa pelo modelo logístico $L_{\infty} = 47,1652 / (1 - 0,9296 * \exp(-22,4257k))$ ($n = 1000$, $r = 0,9962$, $ep = 1,2966$) (figura 7). A relação entre os parâmetros k e t_0 apresentou duas tendências de curvas. Uma, o tipo 1, foi expresso pela curva logarítmica $t_0 = 3,863 + 3,301 \ln(k)$ ($n = 944$, $r = 0,9736$, $ep = 0,2445$) e, o tipo 2, foi expresso pela curva logarítmica $t_0 = 0,050 + 2,247 \ln(k)$ ($n = 527$, $r = 0,9223$, $ep = 0,2671$) (figura 8). Os parâmetros k e L_{∞} têm uma correlação inversa e k e t_0 possuem uma correlação positiva.

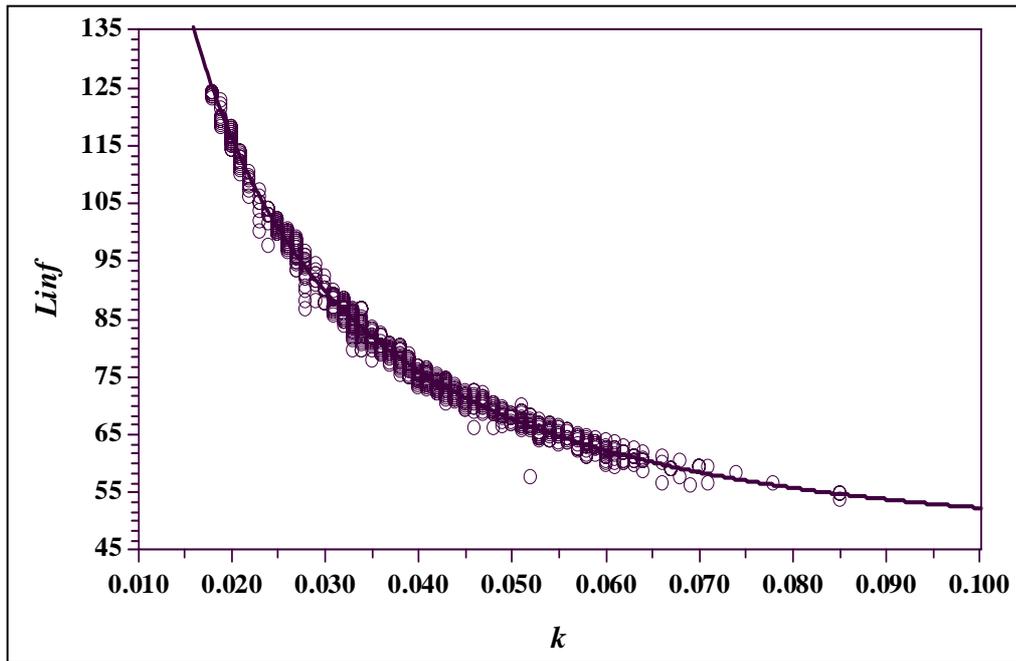


Figura 7 – Relação entre os parâmetros de crescimento k e L_{∞} para as reamostras “não-simulada”.

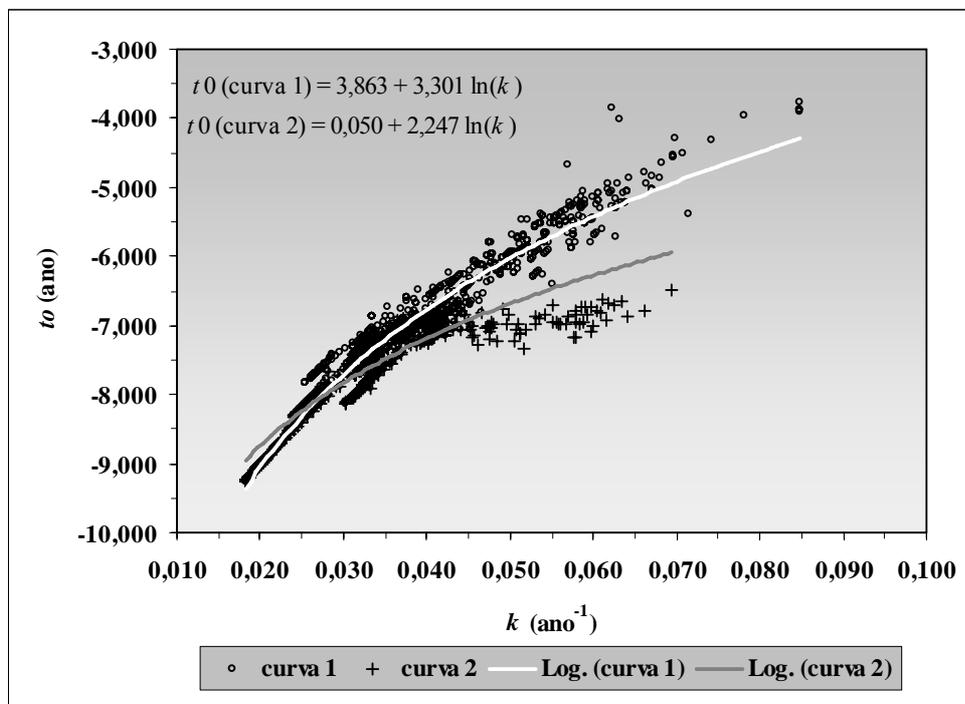


Figura 8 – Relação entre os parâmetros de crescimento k e t_0 para as reamostras “não-simulada”.

Replicações para os limites de confiança L_{∞} , k e t_0 de diferentes tamanhos de reamostras (100, 200, 300, ... , 1000) são mostrados na figura 9. Os limites de confiança para k e t_0 estabilizaram após 600 reamostras ($P U_{(k)}$: 0,1963; $P U_{(t_0)}$: 0,2417) e para o L_{∞} após 800 reamostras ($P U$: 0,6365).

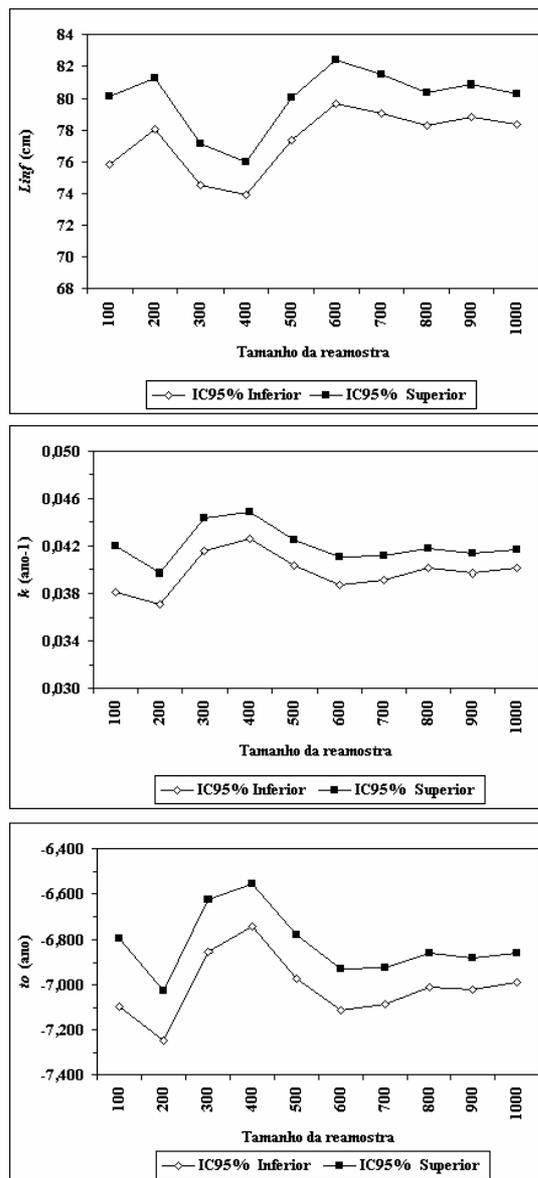


Figura 9 – Limites de confiança para os parâmetros de crescimento L_{∞} , k e t_0 de *Lutjanus chrysurus* para diferentes tamanhos de reamostras, utilizando o método bootstrap padrão.

Os coeficientes de variação (CV%) para os parâmetros de crescimento L_{∞} , k e t_0 indicaram que existe um incremento na variação destes parâmetros com o incremento do número de reamostras (figura 10) e existe uma tendência a estabilizar após 600 reamostras. O parâmetro k foi o que apresentou o maior coeficiente de variação (CV% = 30,70 em 1000 reamostras).

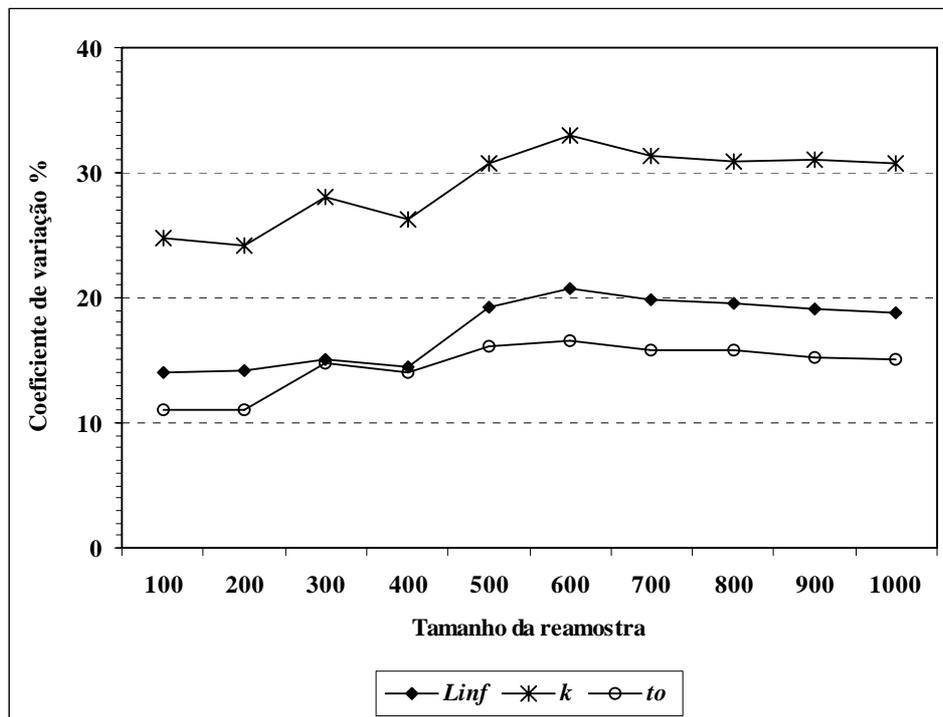


Figura 10 – Coeficiente de variação para os parâmetros estimados L_{∞} , k e t_0 para *Lutjanus chrysurus* em diferentes replicações de bootstrap.

Os parâmetros de crescimento L_{∞} , k e t_0 para *Lutjanus chrysurus* para a amostra real, reamostras “não-simulada” e o valor da amostra ajustada são mostrados na tabela 5.

Tabela 5 – Valores de L_{∞} , k e t_0 para a amostra real, reamostras “não-simulada” e amostra ajustada.

	L_{∞}	k	t_0
Amostra real	71,7	0,0449	-6,431
Reamostras “não-simulada”:			
Média	79,3	0,0408	-6,926
Desvio padrão	14,9	0,0125	1,042
IC _{95%} :			
Limite inferior	78,4	0,0401	-6,991
Limite superior	80,3	0,0416	-6,862
Amostra ajustada	64,1	0,0490	-5,936

O vício relativo para os parâmetros L_{∞} , k e t_0 mostrou que L_{∞} e k possuem o maior vício percentual com relação ao valor real do parâmetro, que foi de 10,60% e -9,13%, respectivamente (figura 11).

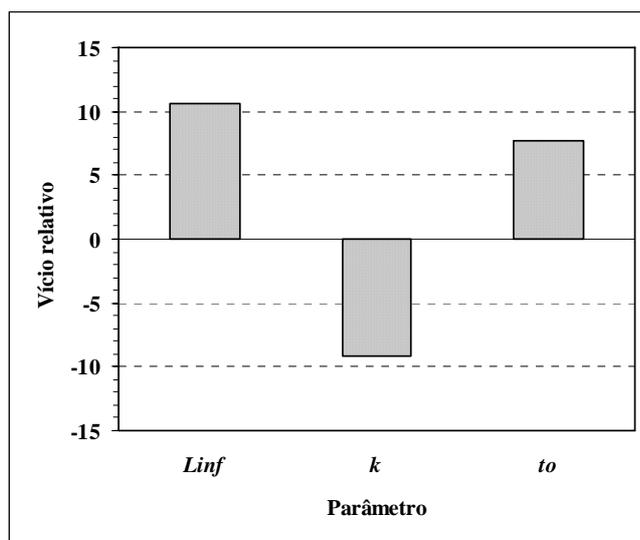


Figura 11 – Vícios relativos para os parâmetros estimados L_{∞} , k e t_0 para *Lutjanus chrysurus*.

O valor ajustado para L_{∞} foi 64,1 cm, e o $IC_{95\%}$ foi [63,2; 65,0]; para k foi 0,0490 ano⁻¹, e o $IC_{95\%}$ foi [0,0483; 0,0497]; e, para t_0 foi -5,936 ano⁻¹, e o $IC_{95\%}$ foi [-6,0006; -5,8714].

Incerteza das taxas de mortalidade

A distribuição de probabilidade das taxas de mortalidade natural (M), mortalidade por pesca (F) e mortalidade total (Z) é mostrada na figura 12. Os valores reais dos parâmetros de M (Pauly), M (Ralston) e M (Jensen) tiveram a probabilidade de ocorrer de 6,6%, 10,2% e 10,1%, respectivamente; F (Pauly), F (Ralston) e F (Jensen) tiveram a probabilidade de ocorrer de 10,9%, 12,8% e 11,8%, respectivamente; e Z teve a probabilidade de ocorrer 8,0%.

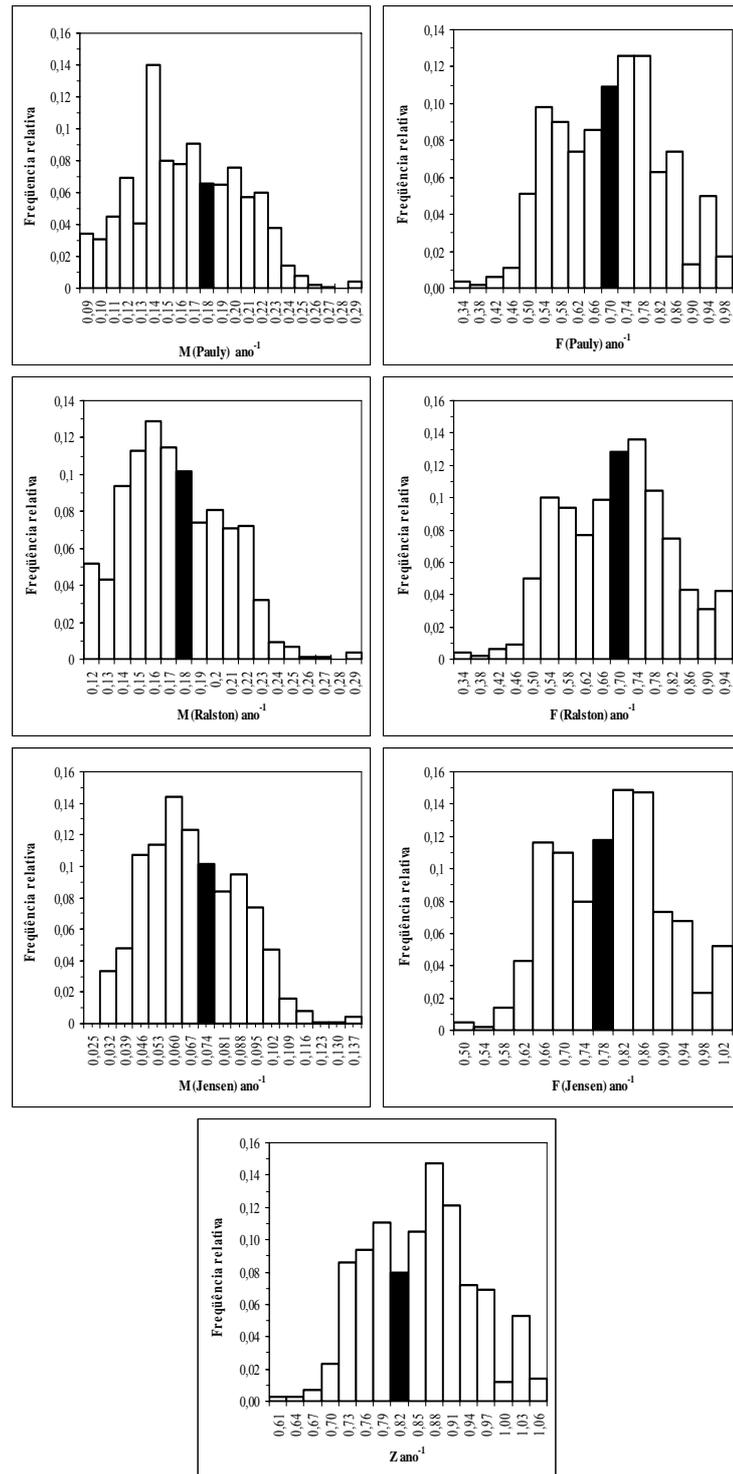


Figura 12 – Distribuição de frequência relativa para as taxas de mortalidade M , F e Z para *Lutjanus chrysurus* em 1000 procedimentos de bootstrap. Colunas pretas representam o valor do parâmetro da amostra real. Z : mortalidade total, M : mortalidade natural, F : mortalidade por pesca.

Os parâmetros de mortalidade M , F e Z não apresentaram distribuição normal e tiveram assimetria positiva, com exceção da mortalidade por pesca de Ralston (F_{Ralston}) que apresentou assimetria negativa. Os valores da probabilidade do teste de normalidade, da medida de assimetria e as médias e modas dos parâmetros de mortalidade são mostrados na tabela 6.

Tabela 6 – Valores da probabilidade do teste de normalidade de Shapiro-Wilk (W), medida de assimetria (As), média (\bar{X}) e classe modal para os parâmetros de mortalidade da reamostra “não-simulada”.

	n	W	P	As	\bar{X}	Classe Modal
$M(\text{Pauly})$	1000	0,9867	0,0000	0,1823	0,165	0,140
$M(\text{Ralston})$	1000	0,987	0,0000	0,3703	0,174	0,160
$M(\text{Jensen})$	1000	0,9868	0,0000	0,3697	0,068	0,050
$F(\text{Pauly})$	1000	0,9855	0,0000	0,0318	0,701	0,740-0,780
$F(\text{Ralston})$	1000	0,9787	0,0000	-0,0549	0,693	0,740
$F(\text{Jensen})$	1000	0,9787	0,0000	0,0377	0,797	0,820
Z	1000	0,9856	0,0000	0,1277	0,857	0,880

Replicações para os limites de confiança de M , F e Z para *Lutjanus chrysurus* em 1000 procedimentos de bootstrap tiveram tendência de estabilizar após 700 reamostras ($P U_{(MPauly)}$: 0,4175; $P U_{(MRalston)}$: 0,3959; $P U_{(MJensen)}$: 0,3960; $P U_{(FPauly)}$: 0,2693; $P U_{(FRalston)}$: 0,2516; $P U_{(FJensen)}$: 0,2324; $P U_{(Z)}$: 0,2051) (figura 13).

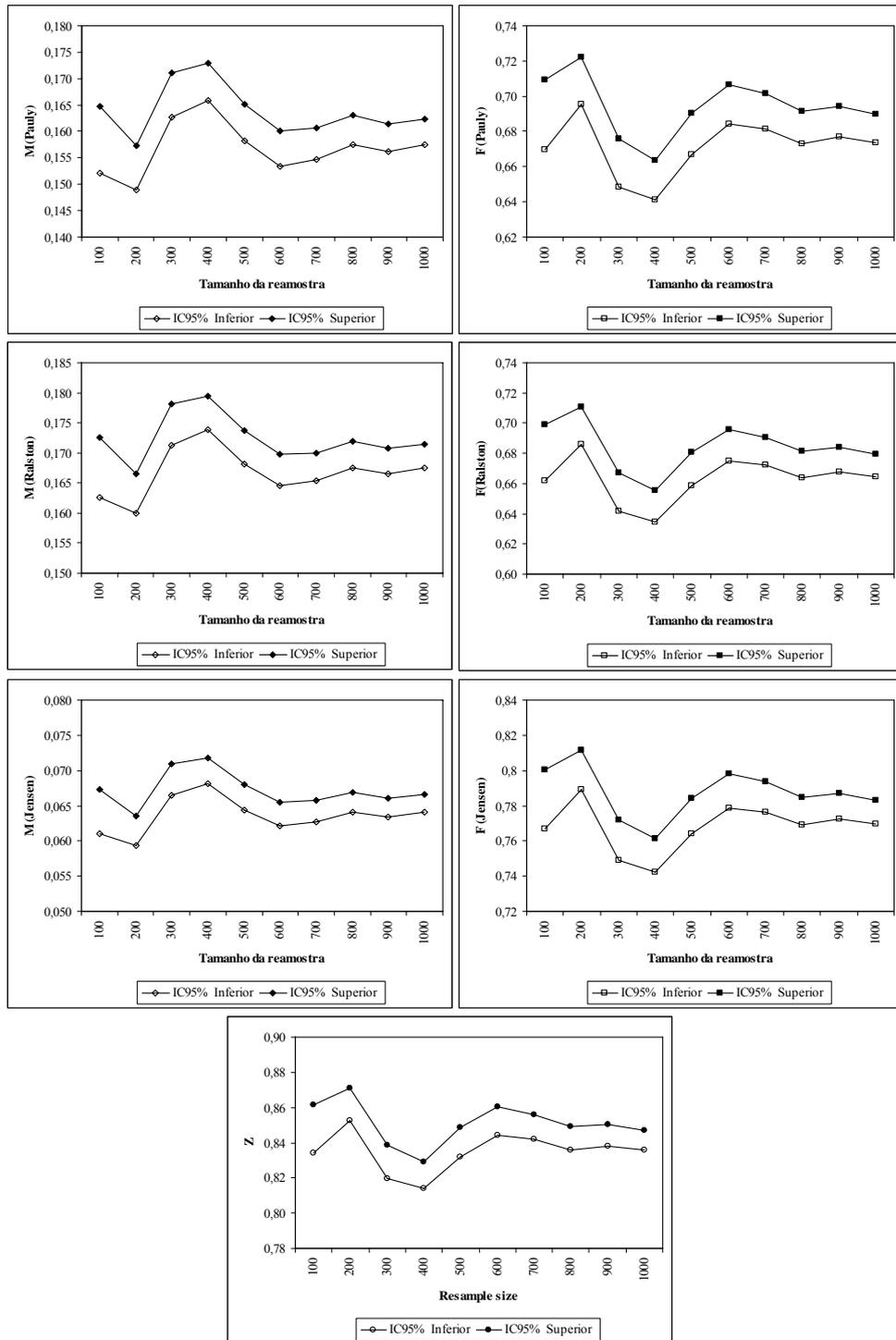


Figura 13 – Limites de confiança para as taxas de mortalidade M , F e Z para *Lutjanus chrysurus* de reamostras de diferentes tamanhos, utilizando o método bootstrap padrão. Z : mortalidade total, M : mortalidade natural, F : mortalidade por pesca.

A tabela 7 mostra os valores da amostra real, reamostras “não-simulada” e amostra ajustada para os parâmetros de mortalidade M , F e Z .

Tabela 7 – Valores da amostra original, reamostras “não-simulada” e amostra ajustada para os parâmetros de mortalidade M , F e Z de *Lutjanus chrysurus*.

	M (Pauly)	M (Ralston)	M (Jensen)	F (Pauly)	F (Ralston)	F (Jensen)	Z
Amostra real	0,174	0,180	0,072	0,625	0,620	0,728	0,800
Reamostras “não-simulada”:							
Média	0,160	0,170	0,065	0,681	0,672	0,776	0,842
Desvio padrão	0,040	0,032	0,020	0,129	0,121	0,110	0,090
IC _{95%} :							
Limite inferior	0,157	0,168	0,064	0,674	0,665	0,769	0,836
Limite superior	0,162	0,171	0,067	0,690	0,680	0,783	0,847
Amostra ajustada	0,188	0,190	0,079	0,569	0,568	0,680	0,758

O valor ajustado e os limites de confiança de 95% para os parâmetros de mortalidade são mostrados na tabela 8.

Tabela 8 – Amostra ajustada e limites de confiança 95% superior e inferior para os parâmetros de mortalidade.

	Amostra ajustada	IC _{95%} inferior	IC _{95%} superior
<i>M</i> (Pauly)	0,188	0,183	0,193
<i>M</i> (Ralston)	0,190	0,186	0,194
<i>M</i> (Jensen)	0,079	0,077	0,082
<i>F</i> (Pauly)	0,569	0,553	0,585
<i>F</i> (Ralston)	0,568	0,553	0,583
<i>F</i> (Jensen)	0,680	0,666	0,694
<i>Z</i>	0,758	0,747	0,769

A figura 14 mostra que a taxa de mortalidade natural (*M*) de Ralston teve os menores valores de coeficiente de variação (18,62%) e vício relativo (-5,50%), dentre as taxas de mortalidade natural calculadas. Na mortalidade por pesca (*F*), os menores valores de coeficiente de variação e vício relativo foram os de Jensen, com valores de 14,16% e 6,65%, respectivamente. A taxa de mortalidade total teve coeficiente de variação de 10,73% e vício relativo de 5,31%.

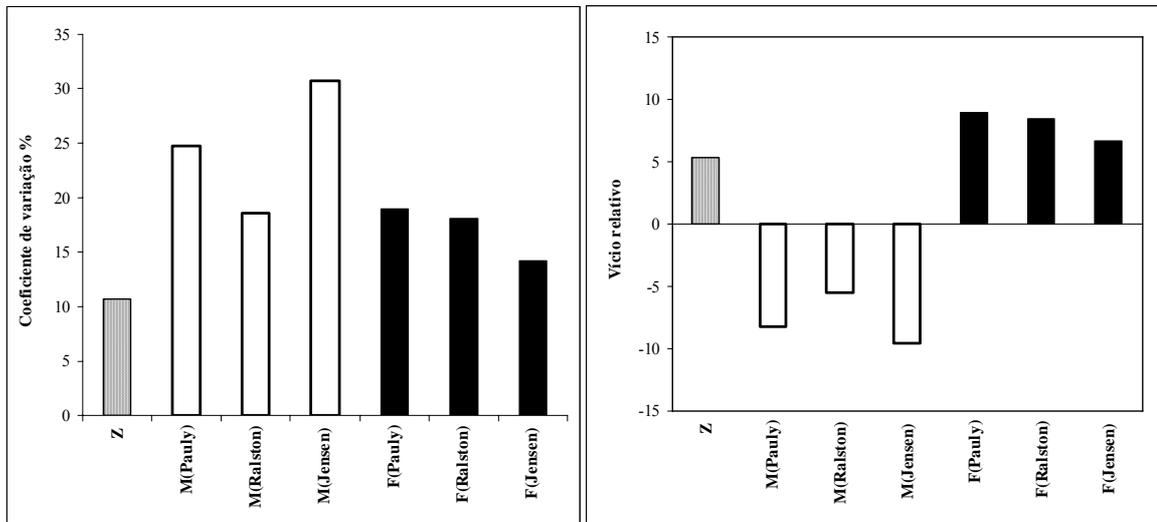


Figura 14 – Coeficiente de variação e vício relativo para os parâmetros de mortalidade para *Lutjanus chrysurus*. Z: mortalidade total, M: mortalidade natural, F: mortalidade por pesca.

QUESTÃO 2: Qual o efeito da ausência de peixes jovens sobre as estimativas dos parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade utilizadas na avaliação de estoque de peixes recifais no Nordeste do Brasil?

Os resultados dessa questão referem-se à amostra simulada “jovens”, na qual se acresceu 20% do número amostral real, entre as idades 0 e 4, e se reduziu 20% do número amostral real, entre as idades 5 e 18 (tabela 1 - metodologia).

Incertezas dos parâmetros de crescimento

A figura 15 mostra as distribuições de probabilidade para os parâmetros de crescimento L_{∞} , k e t_0 em 1000 reamostras simuladas “jovens”.

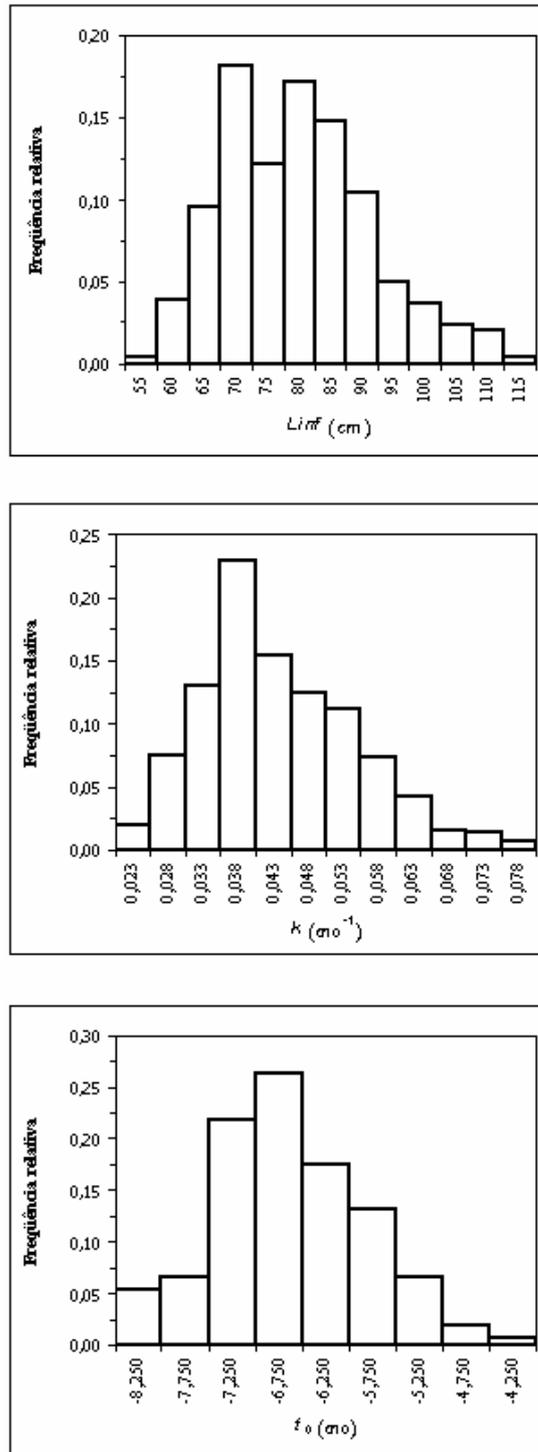


Figura 15 – Distribuições de frequência relativa para os parâmetros de crescimento L_{∞} , k e t_0 para *Lutjanus chrysurus* em 1000 procedimentos de bootstrap da reamostra simulada “jovens”.

Os parâmetros de crescimento L_{∞} , k e t_0 não apresentaram distribuição normal e tiveram assimetria positiva (tabela 9). O L_{∞} apresentou média 79,9 cm e moda na classe 70 cm, o k teve média igual a $0,044 \text{ ano}^{-1}$ e moda na classe $0,038 \text{ ano}^{-1}$, e o t_0 apresentou média -6,630 ano e moda na classe -6,750 ano.

Tabela 9 – Valores da probabilidade do teste de normalidade de Shapiro-Wilk (W) e medida de assimetria (As) para os parâmetros de crescimento das reamostras simuladas “jovens”.

Parâmetros de crescimento	n	W	P	As
L_{∞}	1000	0,9749	0,0000	0,5392
k	1000	0,9680	0,0000	0,6415
t_0	1000	0,9862	0,0000	0,2364

A relação entre os parâmetros L_{∞} e k foi expressa pelo modelo logístico $L_{\infty} = 43,0895 / (1 - 0,9179 * \exp(-18,7603(k)))$ ($n = 1000$, $r = 0,9952$, $ep = 1,1494$) (figura 16). A relação entre os parâmetros k e t_0 foi expressa pela curva logarítmica $t_0 = 2,788 + 2,997 \ln(k)$ ($n = 1000$, $r = 0,9632$, $ep = 0,2179$) (figura 17). Na relação entre os parâmetros k e t_0 não houve a tendência de formação de duas curvas como observado nas replicações da reamostra “não-simulada” (questão 1 - figura 8).

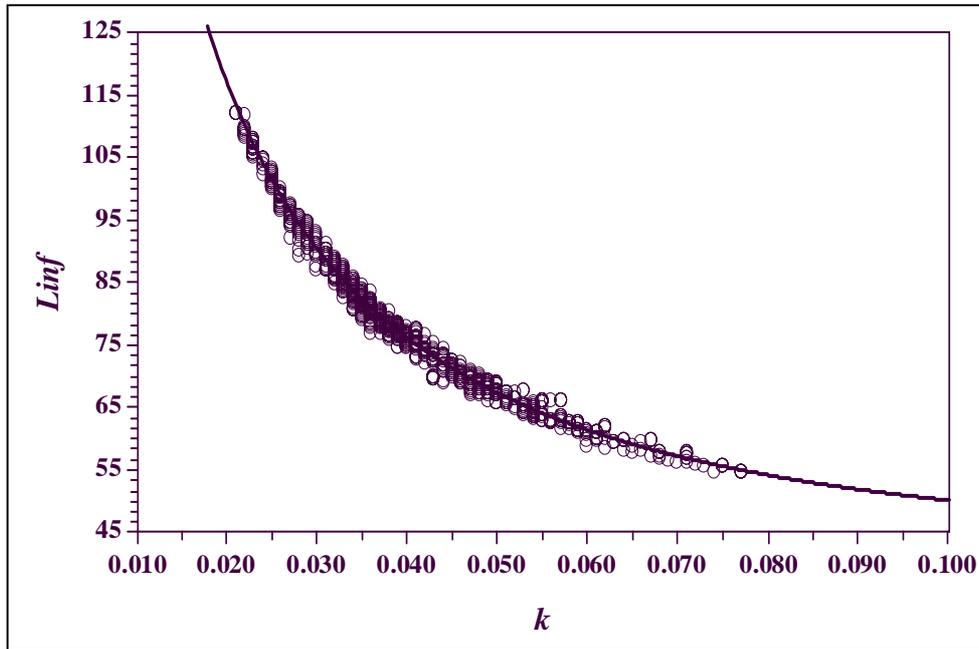


Figura 16 – Relação entre os parâmetros de crescimento k e L_{∞} para a reamostra simulada “jovens”.

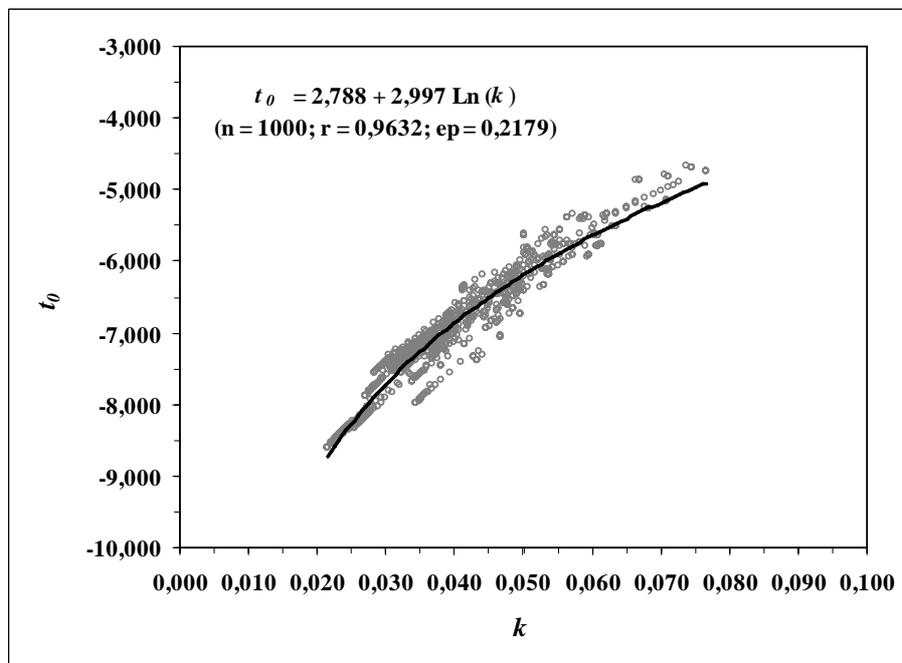


Figura 17 – Relação entre os parâmetros de crescimento t_0 e k para a reamostra simulada “jovens”.

Simulações para os limites de confiança L_{∞} , k e t_0 , em diferentes tamanhos de reamostras (100, 200, 300, ... , 1000), são mostrados na figura 18. Os limites de confiança para todos os parâmetros estabilizaram após 600 reamostras ($P U_{(L_{\infty})}$: 0,2647; $P U_{(k)}$: 0,2486; $P U_{(t_0)}$: 0,4299).

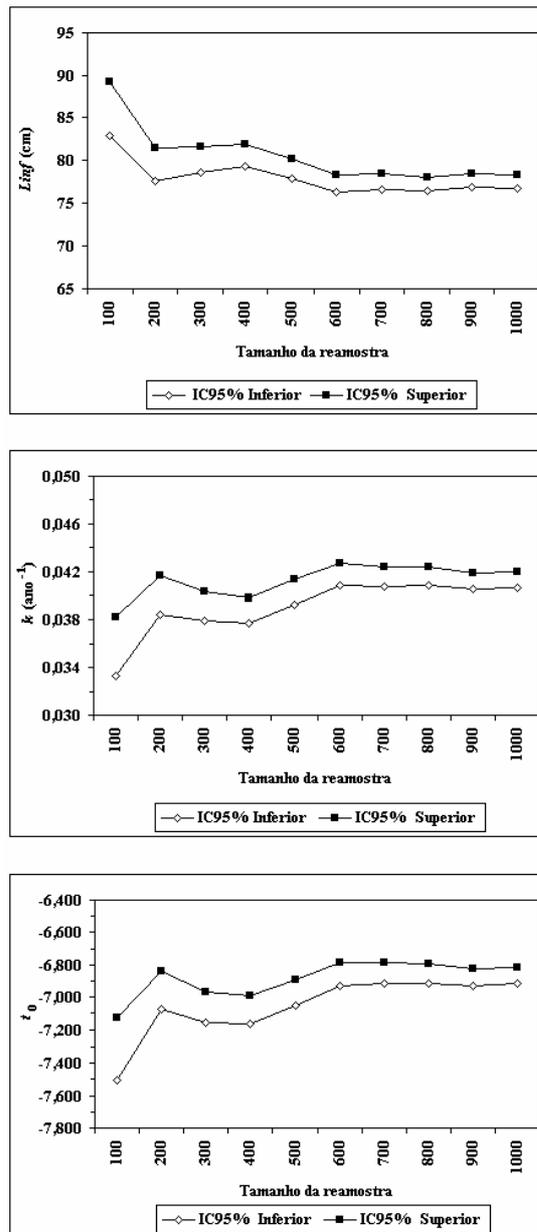


Figura 18 – Limites de confiança para os parâmetros de crescimento L_{∞} , k e t_0 de *Lutjanus chrysurus* para diferentes tamanhos da amostra simulada “jovens”, utilizando o método bootstrap padrão.

Os coeficientes de variação (CV%), para os parâmetros de crescimento L_{∞} , k e t_0 , indicaram que existe um decréscimo na variação destes parâmetros com o incremento do número de reamostras e existe uma tendência a estabilizar após 600 reamostras (figura 19). O parâmetro k foi o que apresentou o maior coeficiente de variação (CV% = 26,43 em 1000 reamostras). Contudo, os coeficientes de variação, para todos os parâmetros de crescimento, foram menores que os observados nas reamostras “não-simulada” (questão 1 - figura 10).

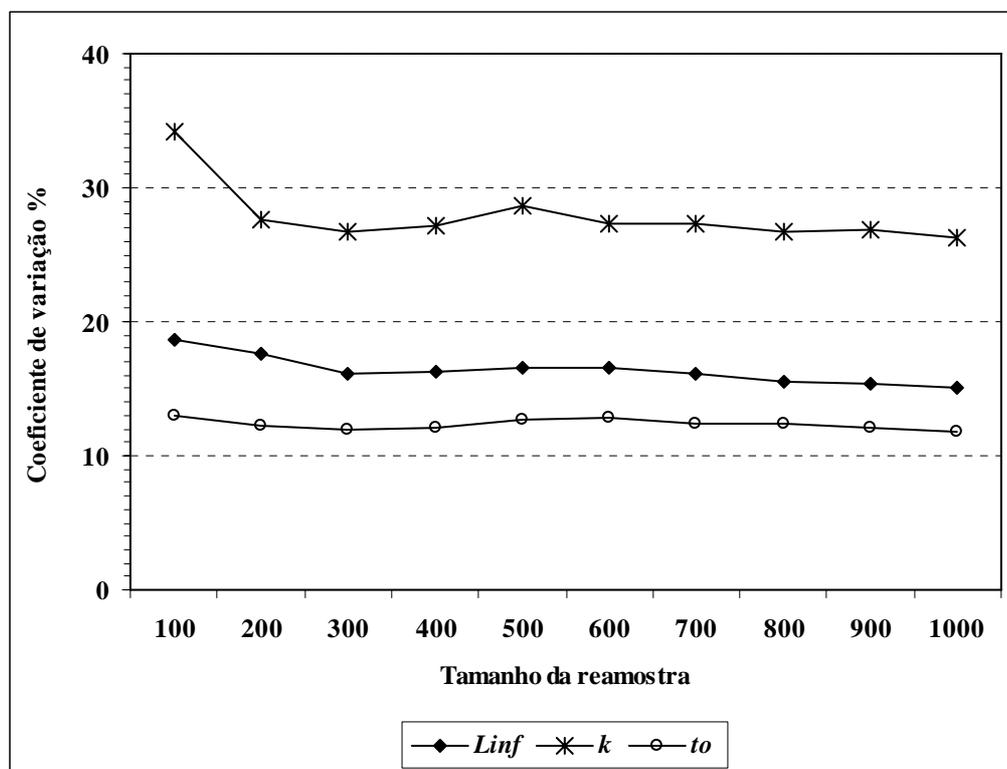


Figura 19 – Coeficiente de variação para os parâmetros estimados L_{∞} , k e t_0 da reamostra simulada “jovens” para *Lutjanus chrysurus* em diferentes simulações de bootstrap.

Os parâmetros de crescimento L_{∞} , k e t_0 para *Lutjanus chrysurus* para a amostra real, reamostras simuladas “jovens” e o valor da amostra ajustada são mostrados na tabela 10.

Tabela 10 – Valores de L_{∞} , k e t_0 para a amostra original, reamostras simuladas “jovens” e amostra ajustada.

	L_{∞}	k	t_0
Amostra real	71,7	0,0449	-6,431
Reamostras simuladas “jovens”			
Média	77,5	0,0413	-6,865
Desvio padrão	11,7	0,0109	0,811
IC _{95%} :			
Limite inferior	76,7	0,0406	-6,915
Limite superior	78,2	0,0420	-6,815
Amostra ajustada	65,9	0,0485	-5,997

O vício relativo para os parâmetros L_{∞} , k e t_0 mostrou que L_{∞} e k têm o maior vício percentual com relação ao valor real do parâmetro, que foi de 8,09% e -8,02%, respectivamente (figura 20).

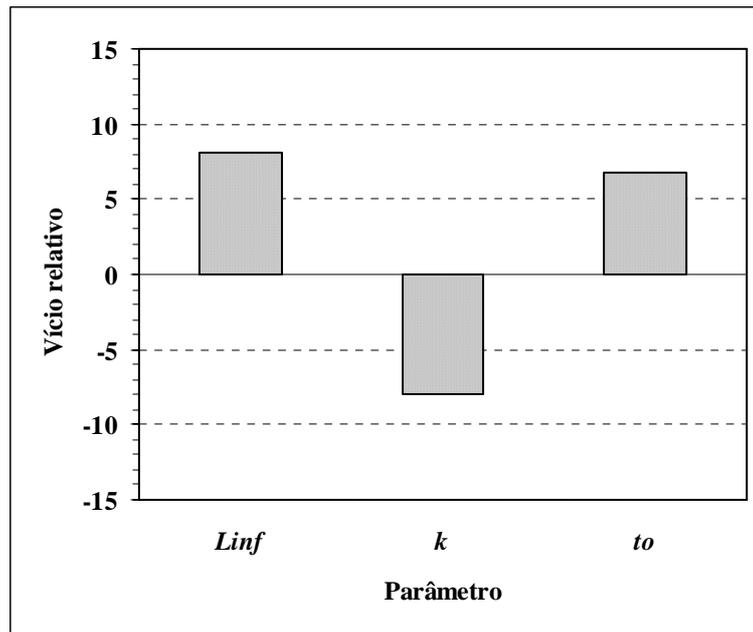


Figura 20 – Vícios relativos para os parâmetros estimados L_{∞} , k e t_0 da reamostra simulada “jovens” para *Lutjanus chrysurus*.

O valor ajustado para L_{∞} foi 65,9 cm, e o IC_{95%} foi [65,2; 66,6]; para k foi 0,0485 ano⁻¹, e o IC_{95%} foi [0,0478; 0,0492]; e, para t_0 foi -5,997 ano⁻¹, e o IC_{95%} foi [-6,0473; -5,9467].

Incertezas das taxas de mortalidade

A distribuição de probabilidade das taxas de mortalidade natural (M), mortalidade por pesca (F) e mortalidade total (Z) é mostrada na figura 21.

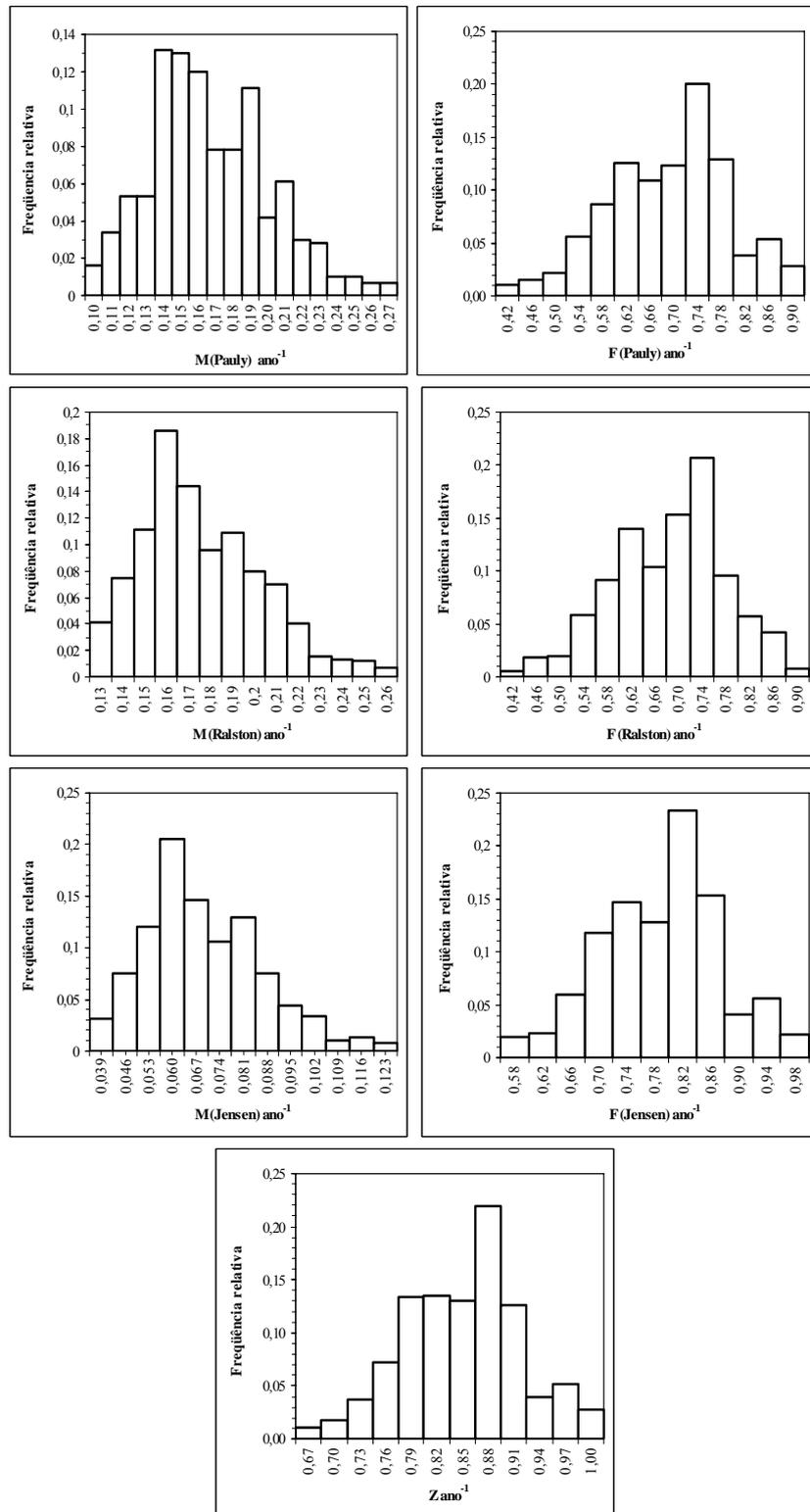


Figura 21 – Distribuição de frequência relativa para as taxas de mortalidade M , F e Z da reamostra simulada “jovens”, para *Lutjanus chrysurus*, em 1000 procedimentos de bootstrap. Z : mortalidade total, M : mortalidade natural, F : mortalidade por pesca.

Os parâmetros de mortalidade M , F e Z não apresentaram distribuição normal. As taxas de mortalidade natural de $M(\text{Pauly})$, $M(\text{Ralston})$ e $M(\text{Jensen})$ apresentaram assimetria positiva e as taxas de mortalidade por pesca de $F(\text{Pauly})$, $F(\text{Ralston})$ e $F(\text{Jensen})$ e total Z apresentaram assimetria negativa. Os valores da probabilidade do teste de normalidade, da medida de assimetria e as médias e modas dos parâmetros de mortalidade são mostrados na tabela 11.

Tabela 11 – Valores da probabilidade do teste de normalidade de Shapiro-Wilk (W), medida de assimetria (As), média (\bar{X}) e classe modal para os parâmetros de mortalidade das reamostras simuladas “jovens”.

	n	W	P	As	\bar{X}	Classe Modal
$M(\text{Pauly})$	1000	0,9887	0,0000	0,4771	0,167	0,120
$M(\text{Ralston})$	1000	0,9879	0,0000	0,6415	0,176	0,160
$M(\text{Jensen})$	1000	0,9890	0,0000	0,6415	0,695	0,060
$F(\text{Pauly})$	1000	0,9791	0,0000	-0,2259	0,692	0,740
$F(\text{Ralston})$	1000	0,9680	0,0000	-0,2529	0,685	0,740
$F(\text{Jensen})$	1000	0,9680	0,0000	-0,2071	0,790	0,820
Z	1000	0,9910	0,0000	-0,0976	0,850	0,880

A figura 22 mostra as simulações dos limites de confiança para os parâmetros de mortalidade M , F e Z para *Lutjanus chrysurus*, em sucessivos tamanhos de reamostras. Todos os parâmetros de mortalidade tiveram tendência de estabilizar após 600 reamostras ($P U_{(MPauly)}$: 0,2475; $P U_{(MRalston)}$: 0,2486; $P U_{(MJensen)}$: 0,2485; $P U_{(FPauly)}$: 0,2876; $P U_{(FRalston)}$: 0,2977; $P U_{(FJensen)}$: 0,3106; $P U_{(Z)}$: 0,3507).

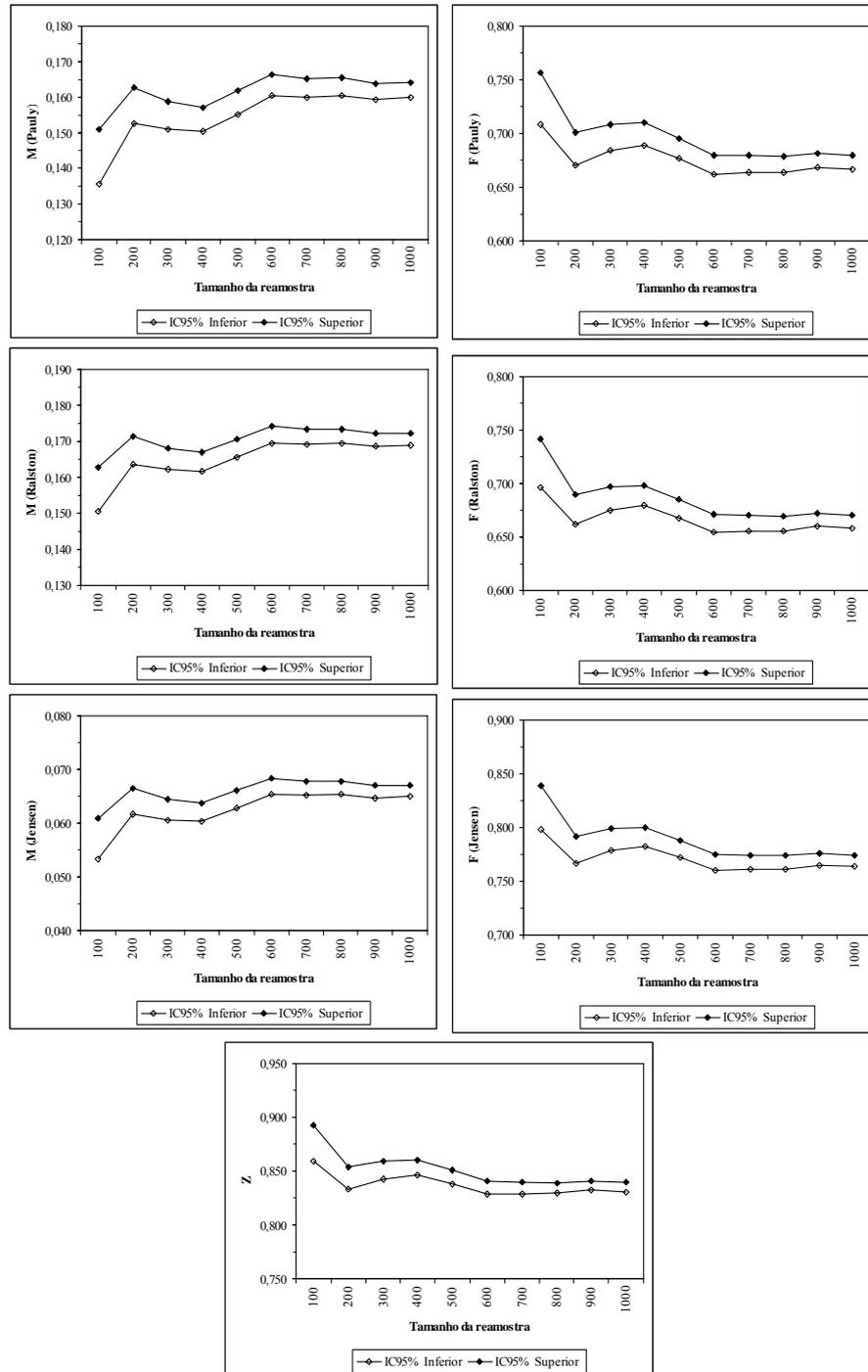


Figura 22 – Limites de confiança para as taxas de mortalidade M , F e Z , da reamostra simulada “jovens”, para *Lutjanus chrysurus* de reamostras de diferentes tamanhos, utilizando o método bootstrap padrão. Z : mortalidade total, M : mortalidade natural, F : mortalidade por pesca.

Os valores da amostra real, reamostras simuladas “jovens” e amostra ajustada para os parâmetros de mortalidade M , F e Z são mostrados na tabela 12.

Tabela 12 - Valores da amostra real, reamostra simulada “jovens” e amostra ajustada para os parâmetros de mortalidade M , F e Z de *Lutjanus chrysurus*.

	$M(\text{Pauly})$	$M(\text{Ralston})$	$M(\text{Jensen})$	$F(\text{Pauly})$	$F(\text{Ralston})$	$F(\text{Jensen})$	Z
Amostra real	0,174	0,180	0,072	0,625	0,620	0,728	0,800
Reamostras “jovens”:							
Média	0,162	0,171	0,066	0,673	0,665	0,769	0,835
Desvio padrão	0,034	0,027	0,017	0,102	0,095	0,085	0,068
IC _{95%} :							
Limite inferior	0,160	0,169	0,065	0,667	0,659	0,764	0,831
Limite superior	0,164	0,172	0,067	0,680	0,671	0,775	0,840
Amostra ajustada	0,187	0,189	0,078	0,577	0,575	0,686	0,764

A tabela 13 mostra o valor ajustado e os limites de confiança de 95% para os parâmetros de mortalidade.

Tabela 13 - Amostra ajustada e limites de confiança 95% superior e inferior para os parâmetros de mortalidade de *Lutjanus chrysurus* da reamostra simulada “jovens”.

	Amostra ajustada	IC _{95%} inferior	IC _{95%} superior
<i>M</i> (Pauly)	0,187	0,183	0,191
<i>M</i> (Ralston)	0,189	0,186	0,192
<i>M</i> (Jensen)	0,078	0,076	0,080
<i>F</i> (Pauly)	0,577	0,564	0,590
<i>F</i> (Ralston)	0,575	0,563	0,587
<i>F</i> (Jensen)	0,686	0,675	0,697
<i>Z</i>	0,764	0,756	0,587

A taxa de mortalidade natural (*M*) de Ralston foi a que apresentou menor coeficiente de variação e vício relativo, com valores de 16,06% e -5,16%, respectivamente. E, a taxa de mortalidade por pesca (*F*) de Jensen foi a que apresentou menor coeficiente de variação e vício relativo, com valores de 11,09% e 5,72%, respectivamente. A taxa de mortalidade total (*Z*) teve coeficiente de variação de 8,18% e vício relativo de 4,46% (figura 23).

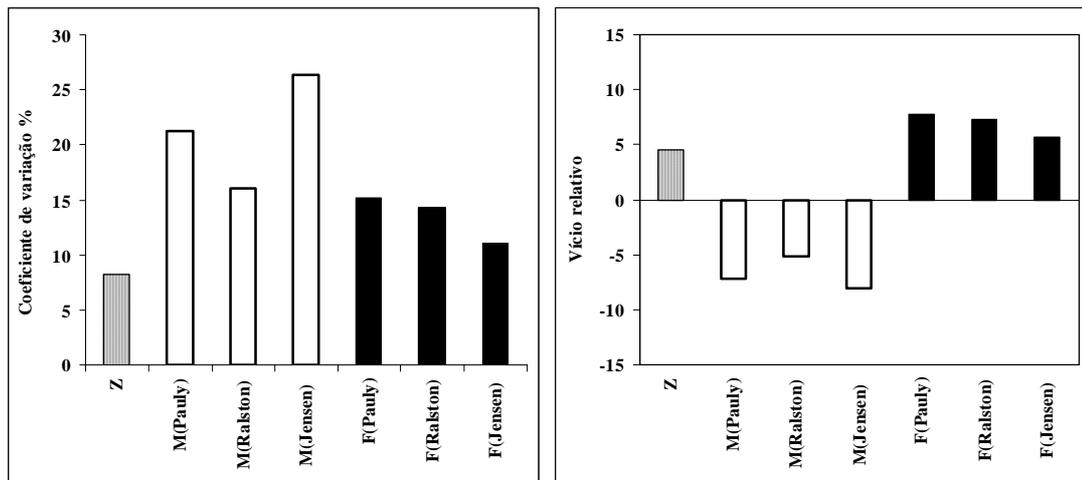


Figura 23 – Coeficiente de variação e vício relativo para os parâmetros de mortalidade para *Lutjanus chrysurus* da reamostra simulada “jovens”. Z: mortalidade total, M: mortalidade natural, F: mortalidade por pesca.

QUESTÃO 3: Qual o efeito da sobrepesca sobre as estimativas dos parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade utilizadas na avaliação de estoque de peixes recifais no Nordeste do Brasil?

Os resultados dessa questão referem-se à amostra simulada “sobrepesca”, na qual se reduziu 20% do número amostral real, entre as idades 0 e 11, e se acresceu 20% do número amostral real, entre as idades 12 e 18 (tabela 2 - metodologia).

Incertezas dos parâmetros de crescimento

A figura 24 mostra as distribuições de probabilidade para os parâmetros de crescimento L_{∞} , k e t_0 em 1000 reamostras simuladas “sobrepesca”.

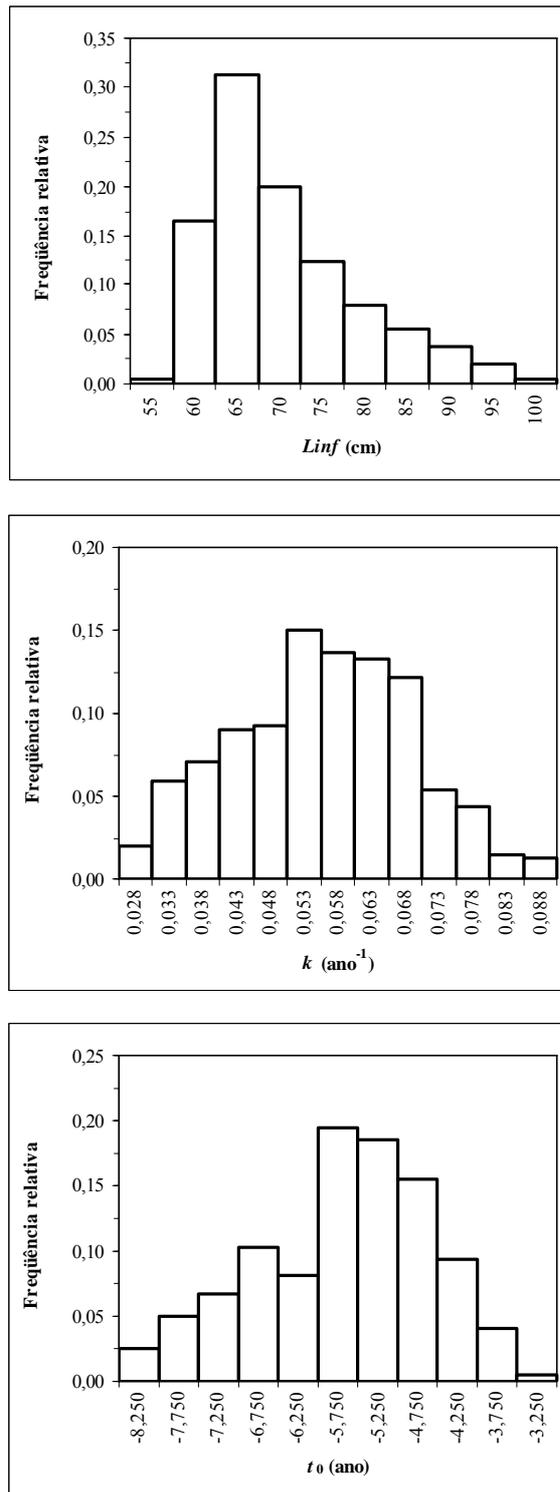


Figura 24 – Distribuições de frequência relativa para os parâmetros de crescimento L_{∞} , k e t_0 para *Lutjanus chrysurus* em 1000 procedimentos de bootstrap da reamostra simulada “sobrepesca”.

Os parâmetros de crescimento L_{∞} , k e t_0 não apresentaram distribuição normal, sendo que o L_{∞} teve assimetria positiva e o k e t_0 tiveram assimetria negativa (tabela 14). O L_{∞} apresentou média 70,3 cm e moda na classe 65 cm, o k teve média igual a 0,056 ano⁻¹ e moda na classe 0,053 ano⁻¹, e o t_0 apresentou média -5,675 ano e moda na classe -5,750 ano.

Tabela 14 – Valores da probabilidade do teste de normalidade de Shapiro-Wilk (W) e medida de assimetria (As) para os parâmetros de crescimento das reamostras simuladas “sobrepesca”.

Parâmetros de crescimento	n	W	P	As
L_{∞}	1000	0,9174	0,0000	0,9971
k	1000	0,9884	0,0000	-0,0103
t_0	1000	0,9764	0,0000	-0,3788

A relação entre os parâmetros k e L_{∞} foi expressa pelo modelo logístico $L_{\infty} = 45,9662 / (1 - 0,8645 * \exp(-19,7760(k)))$ (n = 1000, r = 0,9966, ep = 0,7220) (figura 25). A correlação entre os parâmetros k e t_0 é positiva e foi expressa pela curva logarítmica com $t_0 = 6,258 + 4,110 \ln(k)$ (n = 1000, r = 0,9852, ep = 0,1870) (figura 26). Na relação entre os parâmetros k e t_0 , assim como para a reamostra simulada “jovens”, não houve a tendência de formação de duas curvas como observado nas replicações da reamostra “não-simulada” (questão 1 - figura 8).

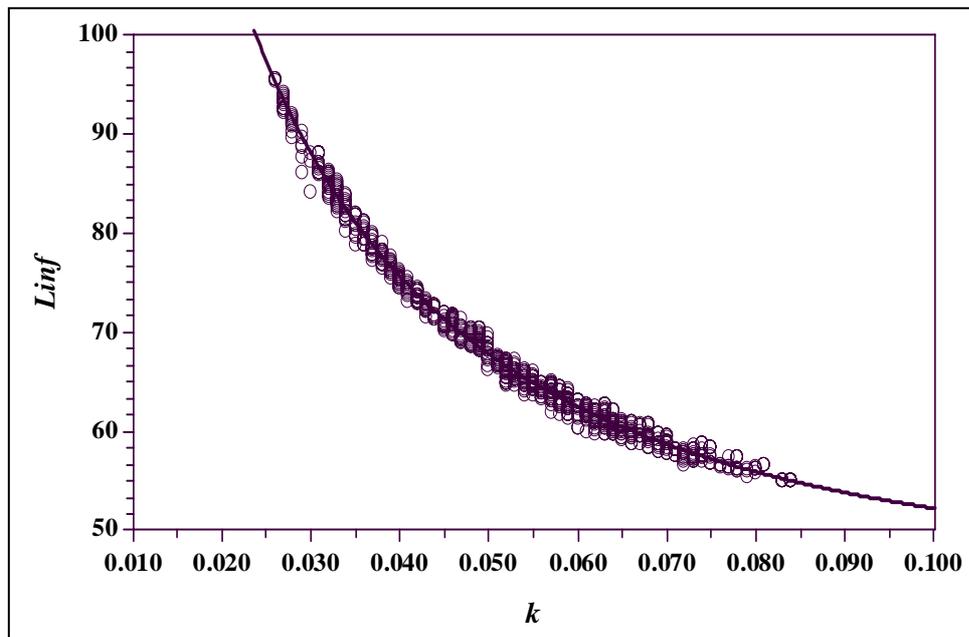


Figura 25 – Relação entre os parâmetros de crescimento k e L_{∞} para as reamostras simulada “sobrepesca”.

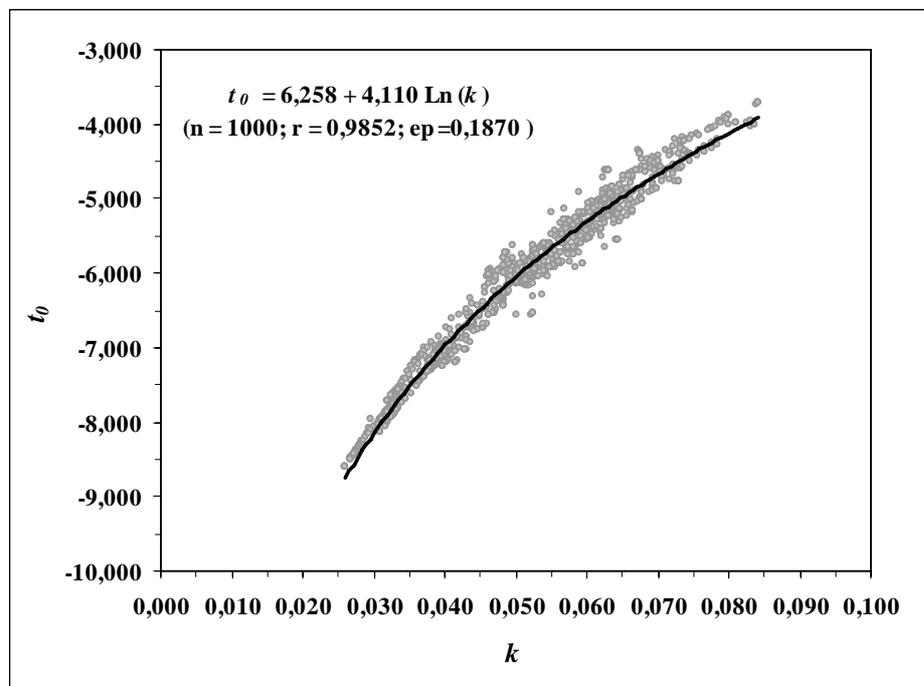


Figura 26 – Relação entre os parâmetros de crescimento k e t_0 para as reamostras simuladas “sobrepesca”.

As simulações para os limites de confiança L_{∞} , k e t_0 em diferentes tamanhos de reamostras (100, 200, 300, ... , 1000) são mostrados na figura 27. Os limites de confiança para estes parâmetros estabilizaram após 800 reamostras ($P U_{(L_{\infty})}$: 0,3963; $P U_{(k)}$: 0,4594; $P U_{(t_0)}$: 0,4436).

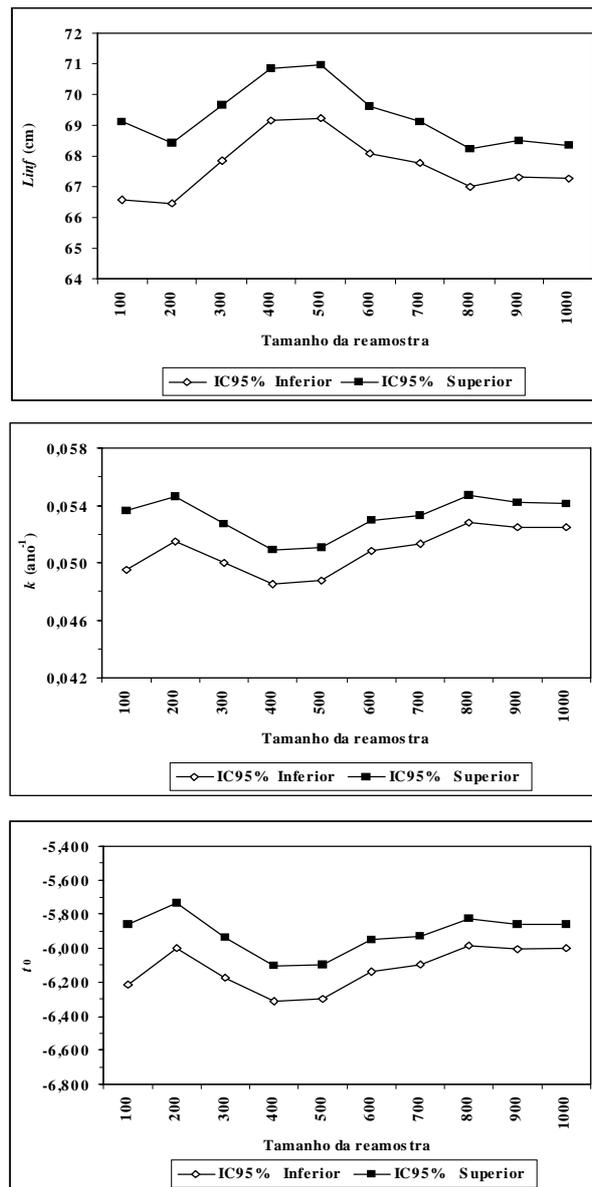


Figura 27 – Limites de confiança para os parâmetros de crescimento L_{∞} , k e t_0 de *Lutjanus chrysurus* para diferentes tamanhos de reamostras da reamostra simulada “sobrepesca”, utilizando o método bootstrap padrão.

Os coeficientes de variação dos parâmetros de crescimento L_{∞} , k e t_0 estabilizaram após 700 reamostras (figura 28). O parâmetro k foi o que apresentou o maior coeficiente de variação que foi igual a 24,60%, em 1000 reamostras.

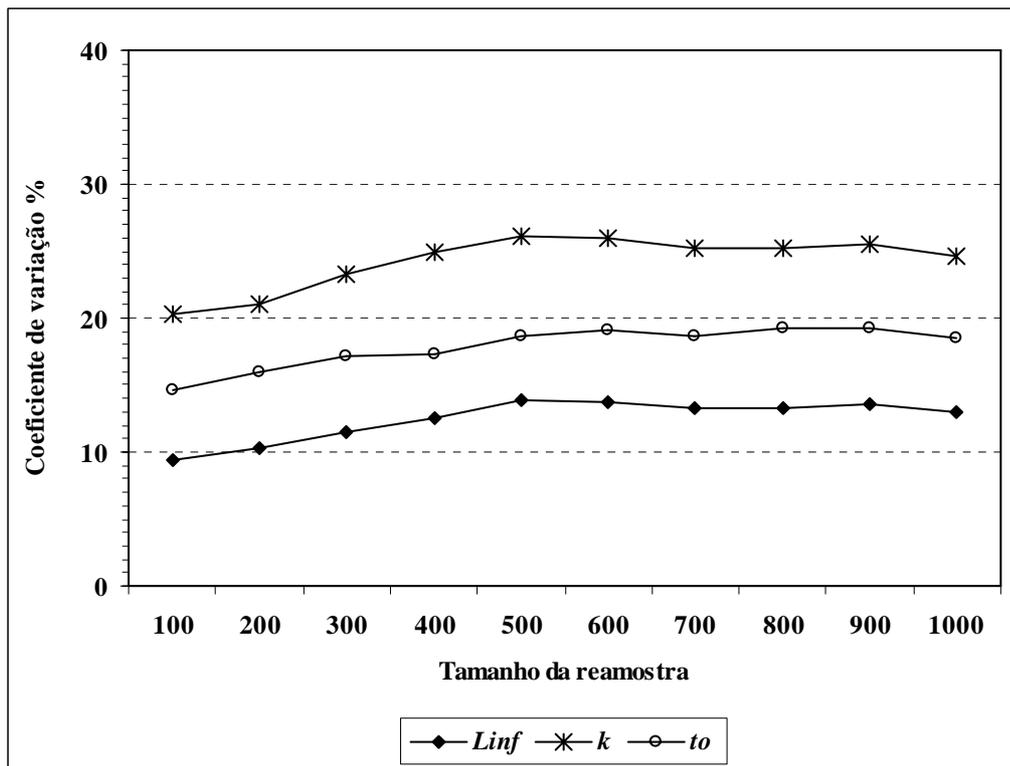


Figura 28 – Coeficiente de variação para os parâmetros estimados L_{∞} , k e t_0 da amostra simulada “sobrepesca” para *Lutjanus chrysurus* em diferentes simulações de bootstrap.

Na tabela 15 são mostrados os parâmetros de crescimento L_{∞} , k e t_0 de *Lutjanus chrysurus* para a amostra real, reamostras simuladas “sobrepesca” e o valor da amostra ajustada.

Tabela 15 – Valores de L_{∞} , k e t_0 para a amostra real, reamostras simuladas “sobrepesca” e amostra ajustada.

	L_{∞}	k	t_0
Amostra real	71,7	0,0449	-6,431
Reamostras simuladas “sobrepesca”			
Média	67,8	0,0533	-5,931
Desvio padrão	8,8	0,0131	1,094
IC _{95%} :			
Limite inferior	67,3	0,0525	-5,998
Limite superior	68,4	0,0541	-5,863
Amostra ajustada	75,6	0,0365	-6,931

O vício relativo para os parâmetros L_{∞} , k e t_0 indicou que o k apresentou o maior vício percentual com relação ao valor real do parâmetro, que foi de 18,71% (figura 29).

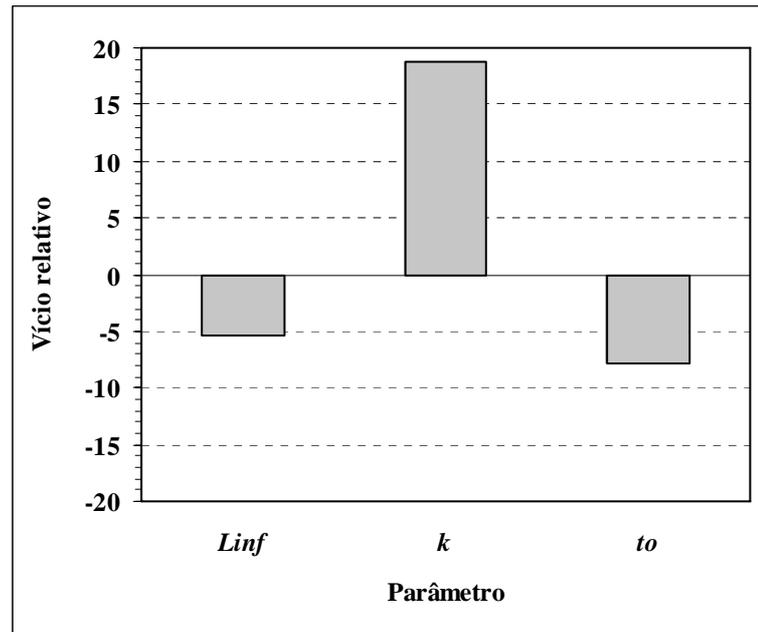


Figura 29 – Vícios relativos para os parâmetros estimados L_{∞} , k e t_0 da reamostra simulada “sobrepesca” para *Lutjanus chrysurus*.

Incertezas das taxas de mortalidade

A distribuição de probabilidade das taxas de mortalidade natural (M), mortalidade por pesca (F) e mortalidade total (Z) é mostrada na figura 30.

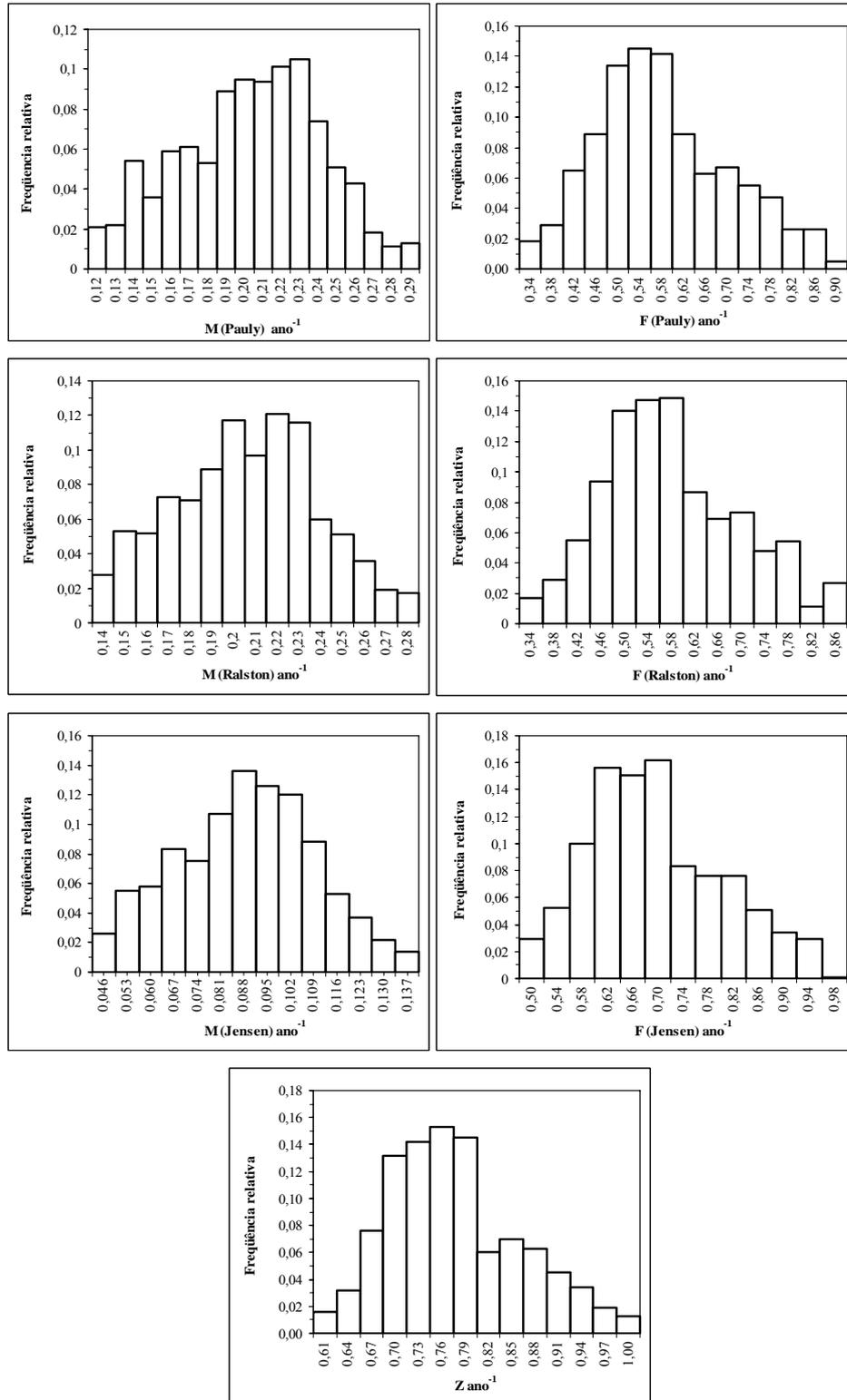


Figura 30 – Distribuição de frequência relativa para as taxas de mortalidade M , F e Z da reamostra simulada “sobrepesca”, para *Lutjanus chrysurus*, em 1000 procedimentos de bootstrap. Z : mortalidade total, M : mortalidade natural, F : mortalidade por pesca.

Os parâmetros de mortalidade M , F e Z não apresentaram distribuição normal. As taxas de mortalidade natural de M (Pauly), M (Ralston) e M (Jensen) apresentaram assimetria negativa e as taxas de mortalidade por pesca de F (Pauly), F (Ralston) e F (Jensen) e total Z apresentaram assimetria positiva. Os valores da probabilidade do teste de normalidade, da medida de assimetria e as médias e modas dos parâmetros de mortalidade são mostrados na tabela 16.

Tabela 16 – Valores da probabilidade do teste de normalidade de Shapiro-Wilk (W), medida de assimetria (As), média (\bar{X}) e classe modal para os parâmetros de mortalidade da reamostra simulada “sobrepesca”.

	n	W	P	As	\bar{X}	Classe Modal
M (Pauly)	1000	0,9767	0,0000	-0,1639	0,203	0,230
M (Ralston)	1000	0,9790	0,0000	-0,0103	0,206	0,220
M (Jensen)	1000	0,9766	0,0000	-0,0102	0,088	0,088
F (Pauly)	1000	0,9860	0,0000	0,4188	0,582	0,540
F (Ralston)	1000	0,9884	0,0000	0,3875	0,580	0,580
F (Jensen)	1000	0,9884	0,0000	0,4309	0,696	0,700
Z	1000	0,9699	0,0000	0,5349	0,776	0,760

As simulações dos limites de confiança para os parâmetros de mortalidade M , F e Z de *Lutjanus chrysurus*, em sucessivos tamanhos de reamostras, são mostradas na figura 31. Todos os parâmetros de mortalidade tiveram tendência de estabilizar após 800 reamostras ($P U_{(MPauly)}$: 0,4443; $P U_{(MRalston)}$: 0,4593; $P U_{(MJensen)}$: 0,4593; $P U_{(FPauly)}$: 0,5313; $P U_{(FRalston)}$: 0,5395; $P U_{(FJensen)}$: 0,5500; $P U_{(Z)}$: 0,5639).

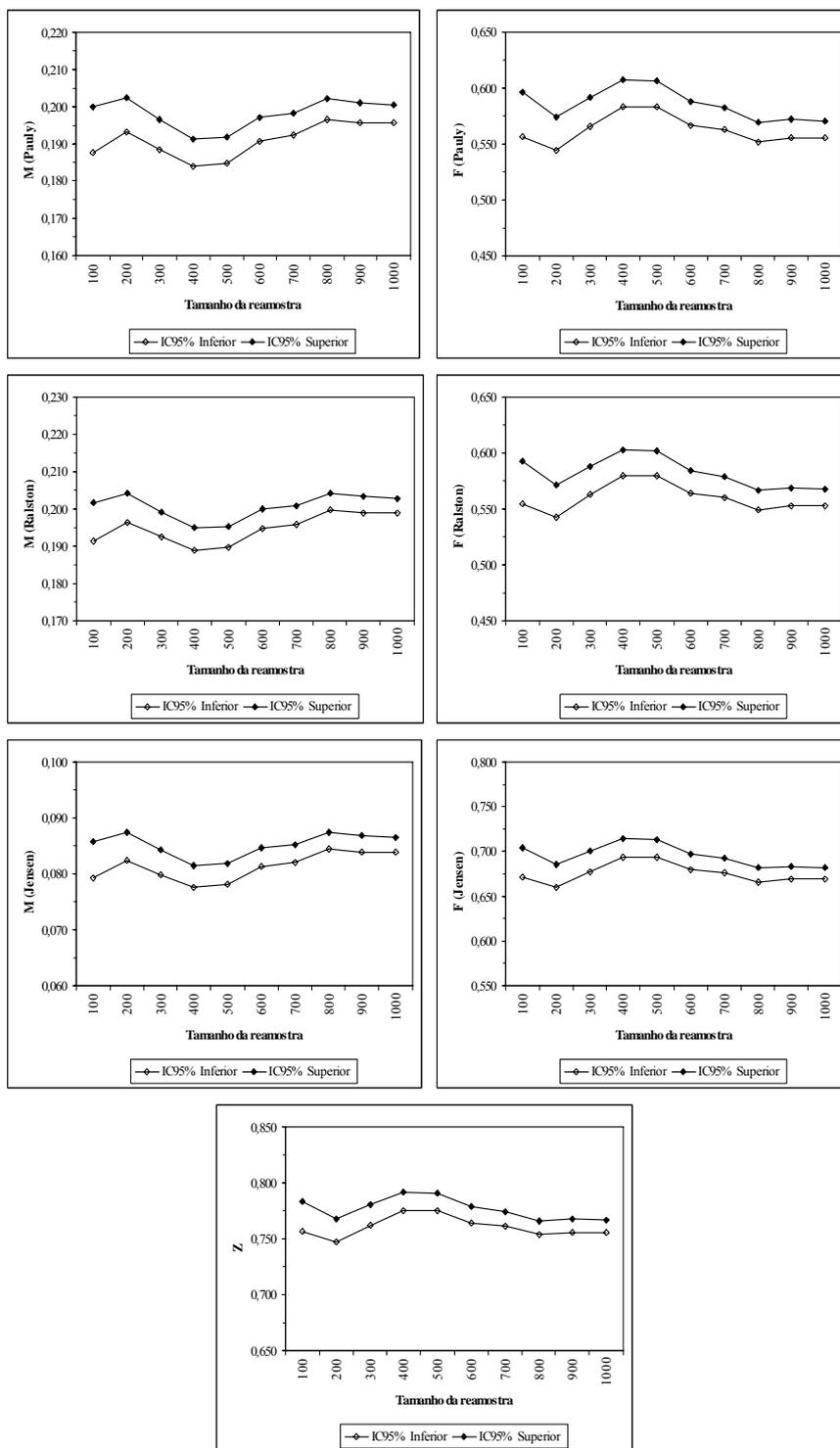


Figura 31 – Limites de confiança para as taxas de mortalidade M , F e Z , da amostra simulada “sobrepesca”, para *Lutjanus chrysurus* de amostras de diferentes tamanhos, utilizando o método bootstrap padrão. Z : mortalidade total, M : mortalidade natural, F : mortalidade por pesca.

Os valores da amostra real, reamostras simulada “sobrepesca” e amostra ajustada para os parâmetros de mortalidade M , F e Z são mostrados na tabela 17.

Tabela 17 - Valores da amostra real, reamostras simulada “sobrepesca” e amostra ajustada para os parâmetros de mortalidade M , F e Z de *Lutjanus chrysurus*.

	M (Pauly)	M (Ralston)	M (Jensen)	F (Pauly)	F (Ralston)	F (Jensen)	Z
Amostra real	0,174	0,180	0,072	0,625	0,620	0,728	0,800
Reamostras “sobrepesca”:							
Média	0,198	0,201	0,085	0,563	0,560	0,676	0,761
Desvio padrão	0,039	0,033	0,021	0,123	0,118	0,106	0,085
IC _{95%} :							
Limite inferior	0,196	0,199	0,084	0,555	0,552	0,669	0,756
Limite superior	0,201	0,203	0,087	0,571	0,568	0,682	0,766
Amostra ajustada	0,150	0,159	0,059	0,687	0,679	0,780	0,838

A tabela 18 mostra o valor ajustado e os limites de confiança de 95% para os parâmetros de mortalidade (M , F e Z) da reamostra simulada “sobrepesca”.

Tabela 18 - Amostra ajustada e limites de confiança 95% superior e inferior para os parâmetros de mortalidade de *Lutjanus chrysurus* da reamostra simulada “sobrepesca”.

	Amostra ajustada	IC _{95%} inferior	IC _{95%} superior
<i>M</i> (Pauly)	0,150	0,145	0,155
<i>M</i> (Ralston)	0,159	0,155	0,163
<i>M</i> (Jensen)	0,059	0,056	0,062
<i>F</i> (Pauly)	0,687	0,672	0,702
<i>F</i> (Ralston)	0,679	0,664	0,694
<i>F</i> (Jensen)	0,780	0,767	0,793
<i>Z</i>	0,838	0,828	0,849

A taxa de mortalidade natural (*M*) de Ralston foi a que apresentou menor coeficiente de variação e vício relativo, com valores de 16,44% e 11,62%, respectivamente. A taxa de mortalidade por pesca (*F*) de Jensen foi a que apresentou menor coeficiente de variação e vício relativo, com valores de 15,62% e -7,12%, respectivamente. A taxa de mortalidade total (*Z*) teve coeficiente de variação de 11,16% e vício relativo de -4,81% (figura 32).

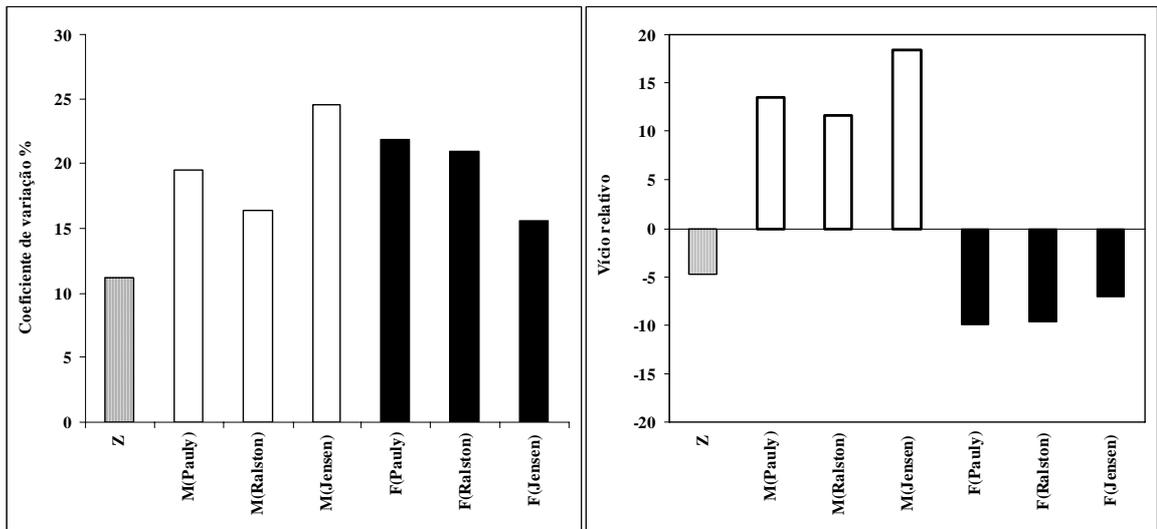


Figura 32 – Coeficiente de variação e vício relativo para os parâmetros de mortalidade para *Lutjanus chrysurus* da reamostra simulada “sobrepesca”. *Z*: mortalidade total, *M*: mortalidade natural, *F*: mortalidade por pesca.

ANÁLISE COMPARATIVA: parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade

Na tabela 19 são mostrados os valores dos parâmetros de crescimento para a amostra real e reamostras “não-simulada” e simuladas “jovens” e “sobrepesca”. A figura 33 mostra o vício relativo desses parâmetros para a reamostra “não-simulada”, reamostra simulada “jovens” e reamostra simulada “sobrepesca”.

Tabela 19 – Valores de L_{∞} , k e t_0 para a amostra real, reamostra “não-simulada” e reamostras simuladas “jovens” e “sobrepesca”.

	L_{∞}	k	t_0
Amostra real	71,7	0,0449	-6,431
Reamostras “não-simulada”	79,3	0,0408	-6,926
Reamostras simuladas “jovens”	77,5	0,0413	-6,865
Reamostras simuladas “sobrepesca”	67,8	0,0533	-5,9305

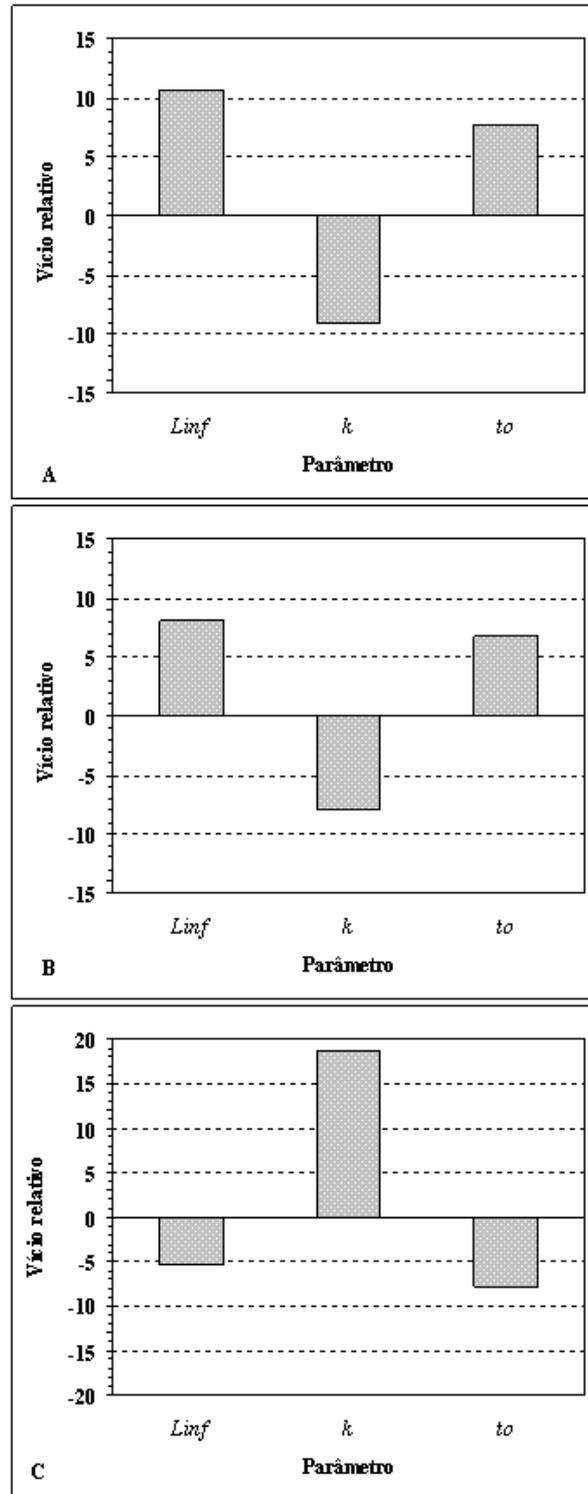


Figura 33 - Vícios relativos dos parâmetros de crescimento estimados L_{∞} , k e t_0 para *Lutjanus chrysurus*. A: reamostra “não-simulada”, B: reamostra simulada “jovens”, C: reamostra simulada “sobrepesca”.

A comparação dos parâmetros de crescimento, entre a reamostra “não-simulada” e a reamostra simulada “jovens” com a amostra real, mostra que essas reamostras apresentam a mesma tendência sobreestimando os valores de L_{∞} e t_0 e subestimando k . Além disso, os parâmetros apresentaram vícios relativos abaixo de 10%, com exceção do L_{∞} da amostra real que teve vício relativo de 10,60%.

A reamostra simulada “sobrepesca” mostrou uma tendência inversa ao observado na amostra real e a reamostra simulada “jovens”. Os vícios relativos dos seus parâmetros de crescimento mostram que os valores de L_{∞} e t_0 foram subestimados e que o valor de k foi sobreestimado. Ainda, o valor de k apresentou um vício relativo igual a 18,71% ficando acima do vício aceito como irrelevante que é de 10%.

A tabela 20 mostra os valores das taxas de mortalidade M , F e Z para a amostra real e reamostras “não-simulada” e simuladas “jovens” e “sobrepesca”. Na figura 34 são mostrados os vícios relativos desses parâmetros para a reamostra “não-simulada”, reamostra simulada “jovens” e reamostra simulada “sobrepesca”.

Tabela 20 - Valores da amostra real, reamostras “não-simulada”, reamostras simulada “jovens” e reamostras simulada “sobrepesca”, para os parâmetros de mortalidade M , F e Z de *Lutjanus chrysurus*.

	$M(\text{Pauly})$	$M(\text{Ralston})$	$M(\text{Jensen})$	$F(\text{Pauly})$	$F(\text{Ralston})$	$F(\text{Jensen})$	Z
Amostra real	0,174	0,180	0,072	0,625	0,620	0,728	0,800
Reamostras “não-simulada”	0,160	0,170	0,065	0,681	0,672	0,776	0,842
Reamostras simuladas “jovens”	0,162	0,171	0,066	0,673	0,665	0,769	0,835
Reamostras simuladas “sobrepesca”	0,198	0,201	0,085	0,563	0,560	0,676	0,761

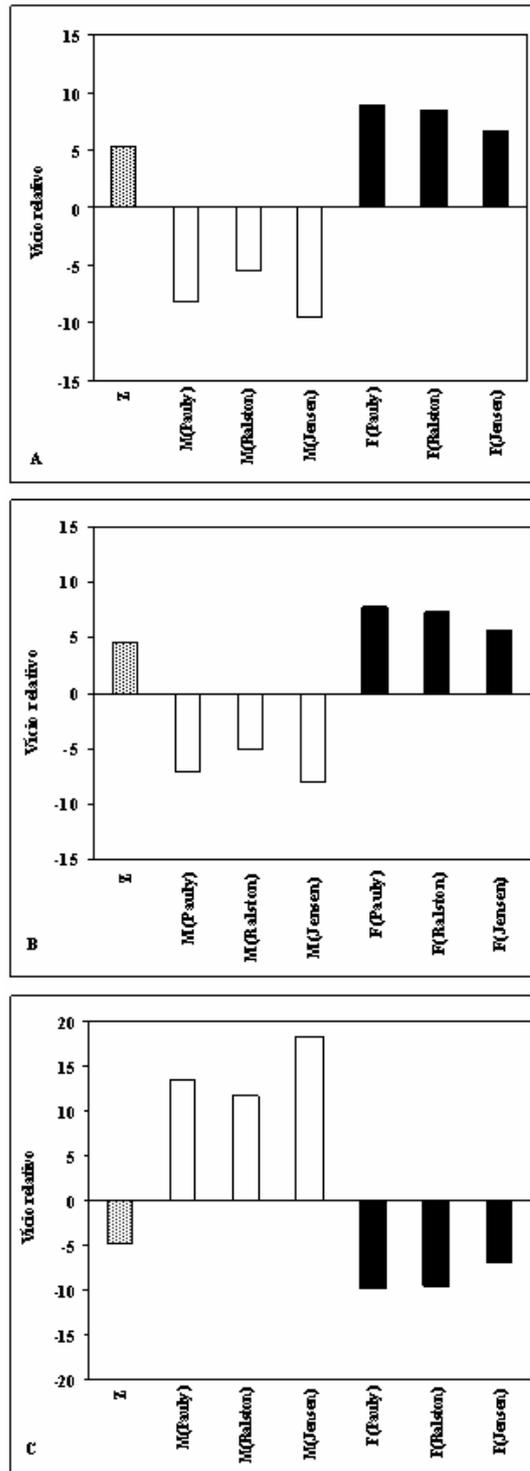


Figura 34 – Vícios relativos dos parâmetros de mortalidade M , F e Z para *Lutjanus chrysurus*. A: reamostra “não-simulada”, B: reamostra simulada “jovens”, C: reamostra simulada “sobrepesca”. Z : mortalidade total, M : mortalidade natural, F : mortalidade por pesca.

A comparação dos parâmetros de mortalidade, entre a reamostra “não-simulada” e a reamostra simulada “jovens” com a amostra real, mostra que essas reamostras apresentam a tendência de sobreestimar os valores de mortalidade total (Z) e mortalidade por pesca (F) e subestimar a mortalidade natural (M). Além disso, todas as taxas de mortalidade apresentaram vícios relativos abaixo de 10%.

A reamostra simulada “sobrepesca” mostrou uma tendência inversa ao observado na reamostra “não-simulada” e na reamostra simulada “jovens”. Os vícios relativos das taxas de mortalidade mostraram que os valores da taxa de mortalidade total (Z) e taxa de mortalidade por pesca (F) foram subestimados e que o valor da taxa de mortalidade natural (M) foi sobreestimado. Além disso, as taxas de mortalidade total e por pesca apresentaram vícios relativos menores que 10% e todas as taxas de mortalidade natural ficaram acima de 10% com valores de 11,62%, para a taxa de mortalidade natural de Ralston, 13,60%, para a taxa de mortalidade natural de Pauly e, 18,45%, para a taxa de mortalidade natural de Jensen.

Comparando a tendência de subestimação/sobreestimação entre o parâmetro de crescimento k e a taxa de mortalidade natural (M) observa-se que esses dois parâmetros foram subestimados na reamostra “não-simulada” e reamostra simulada “jovens” e sobreestimados na reamostra simulada “sobrepesca”, mostrando uma tendência da taxa de mortalidade natural (M) em seguir a subestimação/sobreestimação do k . Isso pode ser esperado para as taxas de mortalidade de Ralston e de Jensen que são somente baseadas no k , mas não para a de Pauly que é baseada nos valores de L_{∞} e k .

SIMULAÇÕES: influências das incertezas na avaliação do estoque

As análises do rendimento relativo por recruta (Y'/R) e biomassa relativa por recruta (B'/R) para a amostra real, reamostra “não-simulada” e seus limites de confiança inferior e superior e a amostra ajustada são mostradas na tabela 21.

Tabela 21 – Análises de rendimento relativo por recruta (Y'/R), biomassa relativa por recruta (B'/R) e taxa de exploração (E) para a amostra real, reamostra “não-simulada” e amostra ajustada para *Lutjanus chrysurus*.

	L_{∞}	k	$M(\text{Ralston})$	$F(\text{Ralston})$	Z	E	Y'/R	B'/R
Amostra real	71,7	0,0449	0,180	0,620	0,800	0,77500	0,00754	0,01217
Reamostras “não-simulada”:	79,3	0,0408	0,170	0,672	0,841	0,79860	0,00743	0,01106
Limite inferior	78,4	0,0401	0,168	0,665	0,836	0,79545	0,00721	0,01084
Limite superior	80,3	0,0416	0,171	0,680	0,847	0,80283	0,00771	0,01134
Amostra ajustada	64,1	0,0490	0,190	0,568	0,758	0,74934	0,00706	0,01244

Comparando o rendimento relativo por recruta (Y'/R) e biomassa relativa por recruta (B'/R) entre a amostra real e a amostra ajustada observa-se que a amostra real sobreestima o rendimento em 6,34% e subestima a biomassa em 2,17%.

As tabelas 22 e 23 mostram as análises do rendimento relativo por recruta (Y'/R) e biomassa relativa por recruta (B'/R) das reamostras simulada “jovens” e simulada “sobrepesca” e seus limites de confiança inferior e superior.

Tabela 22 – Análises de rendimento relativo por recruta (Y'/R), biomassa relativa por recruta (B'/R) e taxa de exploração (E) para a amostra real, reamostras “jovens” e amostra ajustada para *Lutjanus chrysurus*.

	L_{∞}	k	$M(\text{Ralston})$	$F(\text{Ralston})$	Z	E	Y'/R	B'/R
Amostra real	71,7	0,0449	0,180	0,620	0,800	0,77500	0,00754	0,01217
Reamostras “jovens”:	77,5	0,0413	0,171	0,665	0,835	0,79574	0,00745	0,01121
Limite inferior	76,7	0,0406	0,169	0,659	0,831	0,79266	0,00724	0,01099
Limite superior	78,2	0,0420	0,172	0,671	0,840	0,79821	0,00765	0,01140
Amostra ajustada	65,9	0,0485	0,189	0,575	0,764	0,75262	0,00729	0,01268

Tabela 23 – Análises de rendimento relativo por recruta (Y'/R), biomassa relativa por recruta (B'/R) e taxa de exploração (E) para a amostra real, reamostras “sobrepesca” e amostra ajustada para *Lutjanus chrysurus*.

	L_{∞}	k	$M(\text{Ralston})$	$F(\text{Ralston})$	Z	E	Y'/R	B'/R
Amostra real	71,7	0,0449	0,180	0,620	0,800	0,77500	0,00754	0,01217
Reamostras “sobrepesca”:	67,8	0,0533	0,201	0,560	0,761	0,73604	0,00826	0,01474
Limite inferior	67,3	0,0525	0,199	0,553	0,756	0,73154	0,00801	0,01448
Limite superior	68,4	0,0541	0,203	0,568	0,766	0,74057	0,00849	0,01497
Amostra ajustada	75,6	0,0365	0,159	0,679	0,838	0,81026	0,00640	0,00943

A comparação do rendimento relativo por recruta (Y'/R) e da biomassa relativa por recruta (B'/R) entre a amostra real e a reamostra simulada “jovens”, em que há o acréscimo de peixes jovens na amostra e redução de peixes adultos e velhos, indica que a amostra real sobreestima o rendimento e subestima a biomassa em 1,20% e 7,90%, respectivamente. Essa mesma comparação entre a amostra real e a reamostra simulada “sobrepesca”, onde houve a

simulação de acréscimo de peixes adultos e velhos e redução de peixes jovens na amostra, indica que a amostra real sobreestima o rendimento e a biomassa em 9,56% e 21,11%, respectivamente.

Além disso, na comparação entre a amostra real e as reamostras simuladas “jovens” e “sobrepesca”, as subestimações/sobreestimações sempre foram maiores na biomassa do que no rendimento.

Na tabela 24 são mostrados os valores da análise de sensibilidade do rendimento relativo por recruta (Y'/R) e da biomassa relativa por recruta (B'/R), para a amostra real e para a amostra ajustada, da reamostra “não-simulada”, em função de diferentes taxas de mortalidade M , F e Z . A taxa de mortalidade utilizada nessa análise foi a de Ralston, pois foi a que apresentou menor vício relativo, e os valores das taxas de mortalidade utilizados foram provenientes dos limites inferior e superior das réplicas do bootstrap.

Tabela 24 – Análise de sensibilidade do rendimento relativo por recruta (Y'/R) e da biomassa relativa por recruta (B'/R) para a amostra real e para a amostra ajustada, da reamostra “não-simulada”, variando as taxas de mortalidade M , F e Z . Valores de variação das taxas de mortalidade provenientes dos limites inferior e superior das réplicas do bootstrap.

	L_{∞}	k	$M(\text{Ralston})$	$F(\text{Ralston})$	Z	E	Y'/R	B'/R
Amostra real	71,7	0,0449	0,180	0,620	0,800	0,775	0,00754	0,01216
Caso 1	71,7	0,0449	0,168	0,620	0,800	0,775	0,00895	0,01444
Caso 2	71,7	0,0449	0,171	0,620	0,800	0,775	0,00857	0,01383
Caso 3	71,7	0,0449	0,180	0,665	0,800	0,831	0,00809	0,01217
Caso 4	71,7	0,0449	0,180	0,680	0,800	0,850	0,00827	0,01216
Caso 5	71,7	0,0449	0,180	0,620	0,836	0,742	0,00716	0,01155
Caso 6	71,7	0,0449	0,180	0,620	0,847	0,732	0,00706	0,01138
Amostra ajustada	64,1	0,0490	0,190	0,568	0,758	0,749	0,00706	0,01244
Caso 7	64,1	0,0490	0,168	0,568	0,758	0,749	0,00990	0,01744
Caso 8	64,1	0,0490	0,171	0,568	0,758	0,749	0,00946	0,01665
Caso 9	64,1	0,0490	0,190	0,665	0,758	0,877	0,00827	0,01244
Caso 10	64,1	0,0490	0,190	0,68	0,758	0,897	0,00846	0,01243
Caso 11	64,1	0,0490	0,190	0,568	0,836	0,679	0,00631	0,01111
Caso 12	64,1	0,0490	0,190	0,568	0,847	0,671	0,00622	0,01095

Essa análise de sensibilidade indicou que o melhor rendimento relativo por recruta (Y'/R) e biomassa relativa por recruta (B'/R) é obtido a partir dos parâmetros de crescimento L_{∞} e k , ajustados pela replicação de bootstrap, e com o uso do limite inferior da mortalidade natural de Ralston (caso 7).

DISCUSSÃO

Os modelos que descrevem a dinâmica de populações de peixes são frequentemente complicados. Em muitos casos, é necessário simplificar a estrutura dos erros por meio de suposições prévias e considerar somente fontes parciais de erro para estimar os parâmetros (Hilborn e Walters, 1992). Essas suposições prévias, como por exemplo, recrutamento e mortalidade constante, são uma prática comum na modelagem da dinâmica populacional de peixes. Conforme Chen e Paloheimo (1998), os impactos de tal prática, em simplificar a estrutura de erro na estimação dos parâmetros, não têm recebido bastante atenção e tal estudo pode indicar se a qualidade da avaliação do estoque de peixes pode ser melhorada incluindo uma estrutura de erro mais realística na sua modelagem.

As incertezas na dinâmica pesqueira podem ser devidas a (1) medições erradas, pela inabilidade de medir as variáveis da pesca perfeitamente; (2) processos errados, devido à inabilidade de descrever a dinâmica da população de peixes perfeitamente; (3) modelos errados, devido à ignorância sobre o modelo apropriado utilizado para descrever a complexa dinâmica; e, (4) erros operacionais, que podem ocorrer quando o controle exercido sobre a população biológica não é aquele que se observou ou esperou (Chen e Paloheimo, 1998).

Geralmente, os trabalhos voltados ao estudo das incertezas na dinâmica pesqueira dão pouca ênfase aos parâmetros de crescimento dos peixes. Contudo, como os parâmetros de crescimento são necessários para as análises de mortalidade e, como as taxas de mortalidade são necessárias para as análises da avaliação dos estoques, deve-se incluir os parâmetros de crescimento nas análises rotineiras de avaliação das incertezas, pois os erros inerentes a esses parâmetros terão reflexo nos demais cálculos, e deve-se averiguar o quanto eles influenciam na avaliação do estoque-alvo.

Número amostral e número de replicações/simulações

Worthington *et al.* (1995) citam que em trabalhos de determinação da idade o método mais preciso, que é o da contagem de anéis em estruturas rígidas, muitas vezes fica comprometido pelo baixo número de amostras devido ao alto custo desta técnica. E, se o número de amostras é muito baixo, o efeito do erro amostral sobre a estrutura de idade pode ser maior que o efeito do erro ocasionado pela técnica de determinação da idade. Considerando isto, Worthington *et al.* (1995) utilizaram o método de Monte Carlo para avaliar o tamanho relativo dos erros de amostragem e de determinação da idade na estimação da estrutura etária de *Pomacentrus moluccensis* do sul da Austrália, em amostras aleatórias de tamanho 50, 100, 200, 500, 1000 e 2000. Eles observaram que em baixos tamanhos amostrais (50 – 200) o erro amostral é maior que o erro de determinação da idade, mas que quando o tamanho amostral aumenta (500 – 2000) o erro amostral decresce e o erro existente é relativo ao erro da técnica de determinação da idade.

O número de amostras do presente estudo foi de 660 otólitos, portanto, conforme Worthington *et al.* (1995), que indicam como número mínimo para a determinação da idade a leitura de 500 otólitos, este número de otólitos analisados foi satisfatório para refletir a estrutura da idade de *Lutjanus chrysurus*.

Com relação ao número de reamostras, os trabalhos pioneiros que analisaram as incertezas da dinâmica pesqueira realizavam em torno de 100 replicações e/ou simulações (Powers, 1983; Ralston e Williams, 1989). Contudo, os trabalhos atuais demonstram que as reamostras estabilizam em valores muito superiores a 100 replicações/simulações, como por exemplo os trabalhos de Cubillos *et al.* (1999), que utilizaram 3000 réplicas, e o de Hoyle e Cameron (2003), que utilizaram 4000 réplicas. Manly (1998) sugere que o número mínimo necessário de replicações para se determinar intervalos de confiança ao nível de 95%, deve ser 1000 e, ao nível de 99% de confiança, deve ser 5000 replicações.

Para *L. chrysurus*, os parâmetros de crescimento e mortalidade analisados tenderam a estabilizar o seu intervalo de confiança e coeficiente de variação, em geral, após 700 reamostras. Como as reamostras estabilizaram em torno de 700 replicações e como os limites de confiança executados foram de 95%, adotou-se o uso de 1000 replicações como número mínimo a ser executado e que, conforme Manly (1998) é um valor que fornece uma representação adequada da distribuição dos dados indicando que as replicações/simulações do presente trabalho foram suficientemente grandes.

Incerteza dos parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade

Os parâmetros de crescimento L_{∞} , k e t_0 foram determinados por meio de solução não-linear utilizando o algoritmo de Levenberg-Marquardt. Conforme Vaughan e Kanciruk (1982), que compararam o desempenho de dois métodos lineares (métodos de Ford-Walford e Bayley) e um não-linear (algoritmo de Marquardt) para uma população de peixes utilizando simulações de Monte Carlo, o método não-linear iterativo é o método que estima estes parâmetros de forma mais acurada e precisa.

As distribuições da frequência de comprimento da amostra real e de todos os parâmetros de crescimento e de mortalidade, nas três questões abordadas neste trabalho, não apresentaram distribuição normal. Como o algoritmo utilizado no programa elaborado atribuiu livre distribuição na realização das replicações, a não normalidade da distribuição dos dados ficou refletida nas análises posteriores, explicando o fato de todas as distribuições dos parâmetros de crescimento e de mortalidade não terem sido normais.

Nas distribuições de frequência dos parâmetros de mortalidade M , F e Z da reamostra simulada “jovens” e da reamostra simulada “sobrepesca” observou-se a tendência de que, quando as distribuições dos parâmetros eram assimétricas negativas ocorria uma sobreestimação do parâmetro e, quando as distribuições dos parâmetros eram assimétricas

positivas ocorria uma subestimação do parâmetro. Para as demais distribuições de frequência, ou seja, dos parâmetros de crescimento da reamostra “não-simulada” e reamostras simuladas “jóvens” e “sobrepesca”, e dos parâmetros de mortalidade da reamostra “não-simulada”, não se observou a existência desse padrão.

Powers (1983), utilizando a técnica de Monte Carlo para simular a estrutura do erro nos parâmetros de crescimento de von Bertalanffy (k e L_∞) e da taxa instantânea de mortalidade total (Z), observou que, quando Z apresentava assimetria positiva, o valor deste ficava sobreestimado. Este resultado do Powers (1983) difere da tendência que foi encontrada para *L. chrysurus*. Contudo, ele assumiu previamente em sua simulação que os erros fossem normalmente distribuídos e, como ele próprio comenta, esta suposição de normalidade pode ter introduzido vícios na sua simulação. Esse fato observado indica que assumir normalidade em amostras que apresentem distribuições assimétricas pode acarretar em mais um fator de vícios/erros nas análises, incorrendo no perigo de se achar que os resultados estão subestimados quando podem estar sobreestimados. Desconsiderando o fato de Powers (1983) ter assumido distribuição normal na sua simulação, como o padrão observado entre o tipo de assimetria e a forma de estimação (subestimado/sobreestimado) divergiu entre o seu trabalho e o observado em *L. chrysurus*, isto indica que este tipo de relação é específico-dependente da distribuição da espécie alvo de estudo.

Estudos entre as relações dos parâmetros L_∞ , k e t_0 , obtidos pelo modelo de von Bertalanffy, demonstram que k e L_∞ possuem correlação inversa, indicando que crescimento rápido resulta em menor tamanho assintótico e, que k e t_0 possuem correlação positiva sendo que tanto k como t_0 são, geralmente, pobremente determinados devido à falta de observação dos tamanhos menores (Mulligan e Leaman, 1992).

Esses tipos de correlações também foram observados para a espécie estudada *L. chrysurus*. Contudo, na correlação entre k e t_0 , para a reamostra “não-simulada”, observou-se

que existem diferentes processos de crescimento para *L. chrysurus*, onde se pode verificar dois tipos de crescimento. A análise em separado dos pontos de cada segmento da curva mostrou que há um tipo de crescimento no qual os peixes crescem de forma mais rápida ($\bar{k} = 0,0400 \text{ ano}^{-1}$), apresentam tamanho menor ($\bar{L}_\infty = 80,2 \text{ cm}$), possuem taxa de mortalidade natural maior ($M_{\text{Ralston}} = 0,167$) e taxa de mortalidade por pesca menor ($F_{\text{Ralston}} = 0,680$) e, outro, no qual eles crescem de forma mais lenta ($\bar{k} = 0,0344 \text{ ano}^{-1}$), apresentam tamanho maior ($\bar{L}_\infty = 86,2 \text{ cm}$), possuem taxa de mortalidade natural menor ($M_{\text{Ralston}} = 0,153$) e taxa de mortalidade por pesca maior ($F_{\text{Ralston}} = 0,738$).

Várias hipóteses podem ser levantadas para explicar a existência desses dois tipos de crescimento na população de *L. chrysurus*. Uma causa pode ser devido à ocorrência de dois estoques para a população da guaiúba na costa nordestina. Teixeira *et al.* (2004), analisando a distribuição de frequência de comprimento do serranídeo *Mycteroperca bonaci*, observaram diferenças de tamanhos para os peixes capturados entre o estado do Ceará e o Cabo de São Roque e, entre este Cabo e o estado de Alagoas, e sugeriram a existência de dois estoques de sirigado em função das diferenças morfológicas e oceanográficas existentes nestas áreas. Uma outra hipótese pode ser que como os peixes recifais habitam um ecossistema fragmentado, composto por recifes esparsos ao longo da plataforma continental e bancos oceânicos, e como a pescaria nordestina é caracterizada pela ausência de recursos tecnológicos avançados, como por exemplo, GPS (Sistema de Posicionamento Global), ecossonda e sonar, novos pesqueiros podem ser descobertos ao acaso. Conseqüentemente, a captura será efetuada sobre peixes que ainda não estavam submetidos à pressão da pesca e, portanto, com diferente sistema de crescimento com relação aos que já vinham sendo capturados. Os dois tipos de crescimento observados também podem ser devidos a alterações nos fatores abióticos como, por exemplo, a temperatura ou a pluviosidade, afetando os processos fisiológicos e bioquímicos de maturação da espécie, ou a diferentes pressões de pesca, ambos interferindo na flutuabilidade

interanual de recrutamento da espécie. Conforme Frédou (2004) o complexo de peixes lutjanídeos capturados no Nordeste do Brasil, incluindo *L. chrysurus*, é capturado por diferentes tipos de frotas (paquete, jangada, bote à vela, bote e bote motorizado), desde profundidades rasas (0 – 20 m) até profundidades maiores que 80 m, o que faz com que esses peixes estejam submetidos a diferentes pressões de pesca ao longo de sua vida. Doherty (1991) indica que freqüentemente existe uma considerável variação espacial no recrutamento. Ferreira e Russ (1995) comparando a estrutura populacional do serranídeo *Plectropomus leopardus*, um peixe recifal de crescimento lento e vida longa, entre um recife fechado à pesca e outro aberto, observaram a presença de uma forte classe anual, no recife fechado, indicando a ocorrência de uma forte flutuabilidade interanual no recrutamento, que não foi observado no recife aberto afetado pela pescaria sobre a espécie. Russ *et al.* (1996) também encontraram uma forte flutuação interanual no recrutamento de *Plectropomus leopardus* e observaram que esta forte flutuação afetou substancialmente a abundância dessa espécie e que fortes eventos de recrutamento ficam retidos na estrutura de idade da espécie. E, um outro fator que pode ter levado a existência de dois tipos de crescimento, são alterações nos fatores ecológicos como, por exemplo, predação ou competição por alimento e habitat, afetando de modo diferenciado a estrutura da comunidade de *L. chrysurus* ao longo da costa nordestina. Doherty (1991) indica que, provavelmente, a influência dos predadores no recrutamento e, conseqüentemente, na estrutura da comunidade, é mais importante do que os fatores abióticos porque a predação tem um efeito contínuo.

A correlação entre k e t_0 , para *L. chrysurus*, nas reamostras simuladas “jovens” e “sobrepesca” também apresentou correlação positiva. Contudo, os dois tipos de crescimento observados na reamostra “não-simulada” desapareceram nas reamostras simuladas. Provavelmente, o desaparecimento desses padrões de crescimento foi devido à simulação executada, acrescentando jovens e diminuindo o número de peixes adultos e velhos na

reamostra simulada “jovens”, e diminuindo o número de peixes jovens e acrescentando o número de peixes adultos e velhos na reamostra simulada “sobrepesca”, aliado à solução matemática da taxa de crescimento (k). Vaughan e Kanciruk (1982) comentam que é o k quem dá a forma da curva de crescimento. Portanto, na reamostra simulada “jovens” houve um aumento do número de peixes com crescimento mais rápido que os peixes mais velhos, enquanto que na reamostra simulada “sobrepesca” estes peixes com crescimento mais rápido foram excluídos, alterando, por conseguinte, a forma da curva. Isto indica que a presença/ausência de indivíduos jovens afeta sobremaneira o valor do k e, portanto, afeta a forma da curva. Em virtude disto, sugere-se que ao se traçar metas para determinar os parâmetros biológicos de uma espécie-alvo da pesca, devem-se incluir amostragens sobre os indivíduos jovens que não são amostrados pelas artes de pesca, devido à seletividade desta para os peixes de maiores tamanhos.

Em relação ao coeficiente de variação, o parâmetro de crescimento k foi o que apresentou o maior coeficiente de variação em todas as reamostras (“não-simulada”, simulada “jovens” e simulada “sobrepesca”), indicando que este é o parâmetro que apresenta maior variabilidade em sua estimação.

Com relação ao vício relativo, nas reamostras “não-simuladas” observou-se que, apesar do parâmetro de crescimento k ter apresentado o maior coeficiente de variação (30,70% em 1000 reamostras), o vício relativo mostrou que os parâmetros k e L_{∞} apresentam vícios semelhantes. O vício relativo mede a exatidão do parâmetro estimado em relação ao valor real do parâmetro, e quanto maior o seu valor maior é o vício estimado (Chen e Paloheimo, 1998). O vício relativo para L_{∞} e k foi sobreestimado em 10,60% e subestimado em -9,13%, respectivamente e, conforme Hilborn e Walters (1992), vícios entre 5 e 10% não são preocupantes.

Na reamostra simulada “jovens” o vício relativo de L_{∞} foi sobreestimado em 8,09% e o de k foi subestimado em -8,02% e, na reamostra simulada “sobrepesca” o vício relativo para L_{∞} e k foi subestimado em -5,43% e sobreestimado em 18,71%, respectivamente. Considerando-se o vício relativo abaixo de 10% como o vício aceitável, observa-se que o vício relativo de k para a reamostra simulada “sobrepesca” é quase o dobro do limite aceitável. Como na simulação da reamostra simulada “sobrepesca” fez-se uma redução de peixes jovens e acréscimo de peixes adultos e velhos conclui-se que a ausência de jovens na amostra interfere sobremaneira na estimativa de k , gerando valores menos acurados.

Em todas as reamostras (“não-simulada”, simulada “jovens” e simulada “sobrepesca”) o t_0 teve coeficiente de variação ao redor de 15% e seu vício relativo esteve ao redor de 7%, sendo sobreestimado nas reamostras “não-simulada” e simulada “jovens” e subestimado na reamostra simulada “sobrepesca”. Conforme Vaughan e Kanciruk (1982), t_0 governa o desvio horizontal da curva de crescimento de von Bertalanffy, e a magnitude deste parâmetro não afeta a precisão e exatidão da sua estimativa. O baixo coeficiente de variação e vício relativo deste parâmetro indica que, dentre todos os parâmetros de crescimento, este é o parâmetro estimado sem grande variabilidade e de forma mais acurada.

Vaughan e Kanciruk (1982) também comentam que k é o parâmetro responsável por governar a forma da curva de crescimento de von Bertalanffy e sua magnitude afeta a precisão e exatidão da sua estimativa. Considerando que o parâmetro de crescimento k foi o que apresentou maior variabilidade e vício relativo nas reamostras e devido a sua importância, por ser ele a governar a forma da curva de crescimento de von Bertalanffy, conclui-se que este é o parâmetro que requer maior atenção quando da sua estimativa.

Dentre as taxas de mortalidade natural analisadas (Pauly, Ralston e Jensen) a que apresentou menor vício relativo e menor coeficiente de variação, para as reamostras “não-simulada”, simulada “jovens” e simulada “sobrepesca”, foi a taxa de mortalidade natural

de Ralston (M_{Ralston}) com vícios relativos subestimados de -5,50%, -5,16% e sobreestimado em 11,62%, respectivamente para cada reamostra, e coeficientes de variação de 18,62%, 16,06% e 16,44%, respectivamente para cada reamostra. Cubillos *et al.* (1999), avaliando a precisão da mortalidade natural de *Merluccius gayi*, pelos métodos de Pauly e de Rikhter e Efanov, comentam que o método de Pauly pode gerar estimativas acuradas, mas as mesmas não são muito precisas. O mesmo fato foi observado para a taxa de mortalidade natural de *L. chrysurus* calculada pelo método de Pauly. E, as estimativas da taxa de mortalidade natural calculadas pelo método de Jensen foram as menos acuradas, pois seu vício relativo foi acima de 10%, e menos precisas, pois seu coeficiente de variação foi acima de 15%. Portanto, para o estoque de *Lutjanus chrysurus*, a taxa de mortalidade natural mais acurada e precisa, dentre as três analisadas, foi a de Ralston.

Cubillos *et al.* (1999) indicam que estimativas precisas e acuradas da taxa de mortalidade natural M são requeridas para determinar a taxa de mortalidade por pesca F , isto porque a alta variância da estimativa de M pode impedir uma estimativa significativa de F a partir de Z ou pode resultar em um valor altamente insignificante. Estes mesmos autores também comentam que o erro potencial da estimação empírica de M e sua implicação na avaliação do estoque e manejo pesqueiro devem ser levados em consideração. Punt (1997) comenta que o uso de taxa de mortalidade natural sobreestimada na avaliação de estoques é um dos principais fatores que levam a um desempenho pobre em termos de objetivos de conservação.

Essa sensibilidade dos modelos de avaliação de estoques a M já foi relatada por Punt (1994) que, quando avaliando o estoque de *Merluccius* spp da costa da África do Sul, observou que as estimativas da captura total disponível (TAC) são altamente sensíveis aos valores assumidos para a mortalidade natural. Também Punt (1997), examinando o desempenho do manejo pesqueiro baseado na Análise de População Virtual pelo método

ajustado de Laurec-Sheperd, por meio de simulações de Monte Carlo, comentou que a performance do manejo é sensível a M , ficando o manejo comprometido quando $M = 0,1 \text{ ano}^{-1}$. Frédou (2004), analisando o impacto da pesca sobre o complexo de Lutjanídeos do Nordeste do Brasil, também observou que a avaliação de estoques é extremamente sensível ao valor da taxa de mortalidade natural utilizada.

A comparação da tendência de subestimação/sobreestimação para os parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade, observados por meio do vício relativo, para as reamostras “não-simulada”, simulada “jovens” e simulada “sobrepesca”, mostrou que as reamostras “não-simulada” e simulada “jovens” apresentaram a mesma tendência subestimando os valores de k e das taxas de mortalidade natural (M_{Pauly} , M_{Ralston} e M_{Jensen}) e sobreestimando os valores de L_{∞} e t_0 e das taxas de mortalidade por pesca (F_{Pauly} , F_{Ralston} e F_{Jensen}) e total (Z). A reamostra “sobrepesca” mostrou uma tendência inversa, sobreestimando os valores de k e das taxas de mortalidade natural (M_{Pauly} , M_{Ralston} e M_{Jensen}) e subestimando os valores de L_{∞} e t_0 e das taxas de mortalidade por pesca (F_{Pauly} , F_{Ralston} e F_{Jensen}) e total (Z).

Essa inversão na tendência de subestimação/sobreestimação para os parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade, entre as reamostras “não-simulada” e simulada “jovens” e a simulada “sobrepesca”, pode ter sido devido ao modo de simulação da reamostra “sobrepesca”, em que se reduziu o número de jovens e se acrescentou o número de adultos e velhos. Como na reamostra simulada “jovens”, o aumento de jovens e redução do número de peixes adultos e velhos, não interferiu na estimação do k , que ficou subestimado como na reamostras “não-simulada”, conclui-se que a ausência de jovens na amostra é o que mais interfere na estimativa do parâmetro k , gerando estimativas menos acuradas e precisas.

Mulligan e Leaman (1992), estudando o crescimento de uma população virgem do scorpaeniforme *Sebastes alutus*, observaram que ao excluir os peixes jovens para traçar a curva de crescimento, o k ficava subestimado e o L_{∞} sobreestimado. Ferreira e Russ (1994),

analisando o crescimento do serranídeo *Plectropomus leopardus*, observaram diferenças na taxa de crescimento (k) quando a curva de crescimento era traçada utilizando todos os dados de idade e quando era traçada somente utilizando os dados para os peixes maiores que 2 anos de idade. Eles também observaram que a exclusão dos peixes jovens subestima o k . Para *L. chrysurus* observou-se o fenômeno inverso, ou seja, a exclusão dos jovens na amostra acarretou em uma sobreestimação do k e subestimação do L_{∞} . Contudo, os meios utilizados nesses trabalhos para se chegar a essas conclusões foram diferentes. No caso dos trabalhos de Mulligan e Leaman (1992) e de Ferreira e Russ (1994), os peixes jovens foram simplesmente excluídos da amostra e uma nova curva de crescimento foi determinada. Já, para *L. chrysurus* essa conclusão foi baseada no vício relativo proveniente das mil reamostras. Independentemente da metodologia utilizada, isso indica que as subestimações/sobreestimações de parâmetros são espécie-dependentes e, principalmente, que para a determinação da curva de crescimento os pesquisadores devem envidar esforços na captura de peixes jovens para compor os dados amostrais, visto que estes não são o alvo prioritário da pesca e, portanto, não são capturados devido ao uso de apetrechos seletivos para a captura dos peixes maiores.

Jennings *et al.* (1998) comparando a história de vida de 18 estoques pesqueiros intensivamente explorados no Atlântico Nordeste, em termos de taxa de mortalidade por pesca, parâmetros de crescimento (L_{∞} e k) e taxa potencial de incremento populacional, considerando a fecundidade, chegaram à conclusão de que os estoques tendem a declinar mais do que o esperado pela sua taxa de mortalidade por pesca, quando apresentam como características de história de vida maturidade em idade alta, grande tamanho máximo e baixas taxas de incremento populacional. Esses mesmos autores também sugerem que o exame de um componente relativamente simples da história de vida dos estoques ou espécies, como o tamanho máximo teórico L_{∞} , que está intimamente correlacionado com o tamanho máximo

observado, pode indicar uma resposta à pescaria. Assim, uma predição *a priori* da suscetibilidade de estoques explorados pode ser feita utilizando dados que são amplamente disponíveis e sem recursos para estudos complexos da dinâmica populacional.

Lutjanus chrysurus apresenta história de vida semelhante à apontada por Jennings *et al.* (1998). Contudo, as análises das incertezas dos parâmetros de crescimento para esta espécie sugerem que o k é que deve ser incluído nas análises rotineiras para o manejo pesqueiro, pois ele é que apresenta maior variabilidade na sua estimativa. Além disso, observou-se que a tendência de subestimação/sobreestimação da taxa de mortalidade natural (M), independente do método utilizado, seguiu a mesma tendência do k , mesmo quando em sua fórmula há a presença de outro parâmetro, como no caso da mortalidade natural de Pauly, que além de k apresenta em sua fórmula o L_{∞} , sugerindo, portanto, que é o k quem interfere mais incisivamente na estimativa das taxas de mortalidade natural, quando estas utilizam o k no seu cálculo.

*Influência das incertezas dos parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade na avaliação do estoque de *Lutjanus chrysurus**

As incertezas dos parâmetros de crescimento e taxas de mortalidade entre a amostra real e reamostra “não-simulada” indicou que os erros das estimativas induzem a amostra real a sobreestimar o rendimento e a subestimar a biomassa. Mendoza e Larez (2004), utilizando o método de Monte Carlo para avaliar a incerteza das estimativas do rendimento máximo sustentável de *Lutjanus purpureus* e *Epinephelus flavolimbatus* do Caribe, também observaram que os erros das estimativas sobreestimaram o rendimento máximo sustentável.

Na comparação da influência das incertezas entre a amostra real e a reamostra “jovens”, observou-se que o rendimento da amostra real ficou subestimado e a biomassa sobreestimada, indicando que a simulação, com acréscimo de jovens e diminuição de adultos

e velhos na amostra, altera as estimativas de modo inverso ao observado entre a amostra real e a reamostra “não-simulada”. Essa mesma comparação entre a amostra real e a reamostra “sobrepesca” indicou que tanto o rendimento como a biomassa da amostra real ficam sobreestimada, quando se simula a retirada de peixes jovens e acréscimo de peixes adultos e velhos na amostra. Isso indica que o tipo de simulação adotado interfere de modo inverso no valor do rendimento, ora subestimando ora sobreestimando. Contudo, com relação à biomassa, esta sempre ficou sobreestimada indicando que, independente do tipo de simulação utilizada, ocorrerá sobreestimação do seu valor.

Com relação à análise de sensibilidade, efetuada para se determinar o melhor rendimento e biomassa para *L. chrysurus* em função das diferentes incertezas estimadas, os melhores valores obtidos foram aqueles provenientes das incertezas analisadas pela técnica de reamostragem, indicando a eficácia desta técnica.

A análise de sensibilidade também mostrou que o melhor rendimento por recruta foi obtido quando se teve uma taxa de mortalidade por pesca (F) de 0,568, valor este menor que a taxa de mortalidade por pesca (F) calculada de *L. chrysurus* que é de 0,620. Isso indica que a taxa de mortalidade por pesca atual, foi sobreestimada em torno de 10% e, segundo a avaliação da guaiúba feita pelo Programa REVIZEE, esta espécie está sendo explorada além do seu limite máximo (Ferreira *et al.*, 2004).

A Sociedade Americana de Pesca (AFS), após um estudo sobre a pescaria do complexo serranídeo-lutjanídeo, sugeriu que, devido ao modo de vida das espécies destas famílias, ou seja, crescimento lento e maturação tardia, a taxa de mortalidade por pesca (F) deve ser mantida próxima aos seus valores da taxa de mortalidade natural (M) (Coleman *et al.*, 2000).

No caso de *L. chrysurus*, com a taxa de mortalidade natural (M_{Ralston}) estimada em 0,180, a adoção da sugestão da Sociedade Americana de Pesca implicaria numa redução

drástica e provavelmente inviável para a realidade da pescaria demersal do Nordeste brasileiro. Jennings *et al.* (2001) citam que o manejo pesqueiro envolve a regulação de atividades humanas e, como tal, seus limites sobrepõem às ciências sociais. Eles também comentam que o aspecto social da avaliação e manejo pesqueiro, freqüentemente tem sido negligenciado em favor somente da investigação biológica da espécie-alvo da pesca, e que o manejo é raramente efetivo sem um nível de suporte da comunidade. Portanto, os critérios adotados para se efetuar o manejo pesqueiro também devem estar relacionados aos fatores sócio-econômicos que compõem a pescaria, visto que muitas famílias, como por exemplo, as comunidades costeiras do Nordeste do Brasil, dependem deste tipo de atividade para a sua subsistência e a escolha final do manejo pesqueiro deve levar em consideração não somente a espécie “peixe”, mas também a espécie “homem”.

Dentro desta filosofia, o manejo deve ser realizado dentro das melhores estimativas disponíveis de ambos os lados (biológico e social). Para a guaiúba *Lutjanus chrysurus*, os resultados desta tese indicam que erros nas estimativas podem levar a conclusões errôneas que podem se refletir nas ações de manejo, e assim, atingir estas comunidades. O bootstrap demonstrou ser uma técnica que comprovadamente permite a detecção de erros e que deve ser utilizado rotineiramente na avaliação de estoques, a fim de auxiliar nas decisões do manejo pesqueiro.

CONCLUSÕES

Os resultados do presente estudo indicaram que dentre os parâmetros de crescimento, crescimento assintótico em comprimento (L_{∞}), taxa de crescimento (k) e idade teórica da espécie com comprimento zero (t_0), o k é o parâmetro estimado com maior variabilidade e que mais influencia a estimação da taxa de mortalidade natural (M). Também, que os maiores vícios nas estimativas dos parâmetros de crescimento e mortalidade ocorreram quando se simulou a redução dos jovens da amostra e o acréscimo dos adultos e velhos, indicando que a ausência de jovens nas amostras foi o principal fator de vícios, acarretando em sérios erros nas estimativas dos parâmetros de crescimento e das taxas de mortalidade. Com relação, a avaliação de estoques os resultados demonstraram que esta não deve ser somente baseada em modelos de biomassa por recruta, visto que os vícios relativos sempre foram maiores na biomassa do que no rendimento relativo por recruta. E, por fim, que a técnica de reamostragem deve ser considerada como uma ferramenta rotineira e essencial nas estimativas dos parâmetros de crescimento, taxas de mortalidade e na avaliação de estoques, já que o melhor rendimento relativo por recruta e biomassa relativa por recruta foi proveniente da análise das incertezas.

Em virtude disso, antes de ser efetuada uma decisão de manejo para espécies recifais demersais, uma cuidadosa tomada da medida do parâmetro de crescimento k e da medida da taxa de mortalidade natural M deve ser realizada. Além disso, diferentes análises de sensibilidade da avaliação do estoque devem ser executadas tomando como base o conjunto de novos parâmetros e intervalos de confiança determinados pelo método de bootstrap.

No presente estudo, para a avaliação do estoque de *Lutjanus chrysurus*, sugere-se o uso da taxa de mortalidade de Ralston, por ter apresentado o menor vício e maior precisão entre as taxas de mortalidade calculadas, e o uso de k , ambos provenientes das réplicas de

bootstrap, pois foi onde se obteve o melhor rendimento relativo por recruta máximo e biomassa relativa por recruta máxima.

A análise de sensibilidade indicou um erro na taxa de mortalidade por pesca sobreestimando-a em torno de 10%, o que mesmo assim aponta para um estado de sobreexplorado desta espécie, e leva a recomendações de redução da pescaria sobre *Lutjanus chrysurus* a fim de evitar o colapso da mesma.

BIBLIOGRAFIA

BANNEROT, S., FOX Jr., W. W., POWERS, J. E. Reproductive strategies and the management of snappers and groupers in the Gulf of Mexico and Caribbean. In: POLOVINA, J. J., RALSTON, S. (ed.). *Tropical snappers and groupers: biology and fisheries management*. Boulder: Westview Press, 1987. p. 561-603

BEVERTON, R. J. H.; HOLT, S. J. 1957. *On the dynamics of exploited fish populations*. Fishery Investigations, Series II, London, 19, 533 p.

CHEN, Y. 1996. A Monte Carlo study on impacts of the size of subsample catch on estimation of fish stock parameters. *Fisheries Research*, 26: 207-233.

CHEN, Y., PALOHEIMO, J. E. 1998. Can a more realistic model error structure improve the parameter estimation in modelling the dynamics of fish populations? *Fisheries Research*, 38: 9-17.

COLEMAN, F. C.; KOENIG, C. C.; HUNTSMAN, G. R.; MUSICK, J. A.; EKLUND, A. M.; MCGOVERN, J. C.; CHAPMAN, R. W.; SEDBERRY, G. R.; GRIMES, C. B. 2000. Long-lived reef fishes: the grouper-snapper complex. *Fisheries*, 25 (3): 14-20.

CUBILLOS, L. A.; ALARCÓN, R.; BRANTE, A. 1999. Empirical estimates of natural mortality for the Chilean hake (*Merluccius gayi*): evaluation of precision. *Fisheries Research*, 42: 147-153.

DEFEO, O.; SEIJO, J. C. 1999. Yield-mortality models: a precautionary bioeconomic approach. *Fisheries Research*, 40: 7-16.

Teixeira, S. F. 2004. Análise das incertezas das estimativas dos parâmetros de crescimento e mortalidade...

DIEDHIOU, M.; FERREIRA, B. P.; REZENDE, S. M. 2004. Idade e Crescimento da guaiúba *Lutjanus chrysurus* (Bloch 1791), na Costa Nordeste do Brasil. *Arquivos de Ciências do Mar*, no prelo.

DOHERTY, P. J. 1991. Spatial and Temporal Patterns in Recruitment. In: Sale, P. F. *The Ecology of Fishes on Coral Reefs*. San Diego: Academic Press, Inc. 1991. 754 p.

EFRON, B. 1979. Bootstrap methods: another look at jackknife. *Annals of Statistics*, 7: 1-26.

EFRON, B. 1982. *The jackknife, the bootstrap and other resampling plans*. SIAM-CBMS. 92 p.

FERREIRA, B. P.; DIEDHIOU, M.; REZENDE, S. M.; FREDOU, T.; SCHAWMBORN, S. H.; TEIXEIRA, S. F. 2001. Dinâmica Populacional e Avaliação dos Estoques de Peixes Recifais REVIZEE/Score NE. (Relatório MMA/MCT).

FERREIRA, B. P.; RUSS, G.R. 1995. Population structure of the leopard coral grouper, *Plectropomus leopardus*, on fished and unfished reefs off Townsville, Central Great Barrier Reef, Australia. *Fishery Bulletin*, 93: 629 – 642.

FERREIRA, B. P.; RUSS, G.R. 1994. Age validation and estimation of growth rate of the coral trout, *Plectropomus leopardus*, (Lacepede, 1802) from Lizard Island, Northern Great Barrier Reef. *Fishery Bulletin*, 92: 46 – 57.

FERREIRA, B. P.; REZENDE, S. M.; TEIXEIRA, S. F.; FREDOU, T.; DIEDHIOU, M. 2004. Sinopse Idade, Crescimento, Mortalidade, Reprodução e Avaliação de Estoques de *Lutjanus chrysurus*. In: *Relatório Final do REVIZEE/Score NE: Parte II – Análise das principais pescarias do Nordeste do Brasil – Dinâmica das populações marinhas e avaliação de estoques*. Brasília: MMA, MCT.

Teixeira, S. F. 2004. Análise das incertezas das estimativas dos parâmetros de crescimento e mortalidade...

FONTELES FILHO, A. A. 1989. *Recursos Pesqueiros: Biologia e Dinâmica Populacional*. Fortaleza: Imprensa Oficial do Ceará. 296 p.

FRÉDOU, T. 2004. Fishing impact on coral reef ecosystems: a study case of the Northeast of Brazil. Tese de doutorado em Oceanografia, Universidade Federal de Pernambuco, 200 p.

FRÉDOU, T.; FERREIRA, B. P. Bathymetric trends of Northeastern Brazilian snappers (Pisces, Lutjanidae): Implications for the reef fishery dynamic. *Brazilian Archives of Biology and Technology*. in press.

GRIMES, C. B. 1987. Reproductive biology of the Lutjanidae: a review. p. 239-294. In: POLOVINA, J. J., RALSTON, S. (ed.). *Tropical snappers and groupers: biology and fisheries management*. Boulder: Westview Press, 1987. 659 p.

GULLAND, J. A. 1983. *Fish stock assessment: a manual of basic methods*. New York: John Wiley. 223 p.

HIGHTOWER, J. E. 1996. Comparison of reliability of catch-at-age analyses using auxiliary survey estimates of relative or absolute recruitment. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 53: 70-79.

HILBORN, R., WALTERS, C. J. 1992. *Quantitative Fisheries Stock Assessment: choice, dynamics and uncertainty*. New York: Chapman & Hall. 570 p.

HOYLE, S. D.; CAMERON, D. S. 2003. Confidence interval on catch estimates from a recreational fishing survey: a comparison of bootstrap methods. *Fisheries Management and Ecology*, 10: 97-108.

HYAMS, 2001. CurveExpert 1.37: a curve system for Windows.

Teixeira, S. F. 2004. Análise das incertezas das estimativas dos parâmetros de crescimento e mortalidade...

IBAMA. 2001. *Boletim estatístico da pesca marítima e estuarina do Nordeste do Brasil*.
Tamandaré: CEPENE.

_____. 2002. *Boletim estatístico da pesca marítima e estuarina do Nordeste do Brasil*.
Tamandaré: CEPENE.

_____. 2003. *Boletim estatístico da pesca marítima e estuarina do Nordeste do Brasil*.
Tamandaré: CEPENE.

JENNINGS, S.; KAISER, M. J.; REYNOLDS, J. D. 2001. *Marine Fisheries Ecology*.
Oxford: Blackwell Science. 417 p.

JENNINGS, S.; REYNOLDS, J. D.; MILLS, S. C. 1998. Life history correlates of responses
to fisheries exploitation. *Proceedings of the Royal Society of London B*. 265: 333-339.

JENSEN, A., 1996. Beverton and Holt life history invariants result from optimal trade-off of
reproduction and survival. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 53: 820-822.

JONES, R. 1974. Assessing the effects of changes in exploitation pattern using length
composition data. *FAO Fisheries Technical Papers*, 256: 1-118.

KINAS, P. G. 1996. Bayesian fishery stock assessment and decision making using adaptive
importance sampling. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 53: 414-423.

LAPLACE, C.; HONGLI, L.; MUMIT, K.; VAN DER HEIDJEN, J. J.; HENDRIX, C. 2000.
Bloodshed Dev-C++. Versão 4.

LEWY, P.; NIELSEN, A. 2003. Modelling stochastic fish stock dynamics using Markov
Chain Monte Carlo. *ICES Journal of Marine Science*, 60: 743 – 752.

Teixeira, S. F. 2004. Análise das incertezas das estimativas dos parâmetros de crescimento e mortalidade...

LIU, Q.; PITCHER, T. J. 1995. Application of a constrained optimisation method to the statistical analysis of fisheries catch-at-age data. *Fisheries Research*, 22: 29-41.

MANLY, B. F. J. 1998. *Randomization, bootstrap and Monte Carlo methods in biology*. 2. ed. London: Chapman & Hall. 399 p.

MANOCH III, C. S. 1987. Age and growth of snappers and groupers. p. 329-404. In: POLOVINA, J. J., RALSTON, S. (ed). *Tropical snappers and groupers: biology and fisheries management*. Boulder: Westview Press, 1987. 659 p.

MENDOZA, J. J.; LAREZ, A. 2004. A biomass dynamics assessment of the southeastern Caribbean snapper–grouper fishery. *Fisheries Research*, 66: 129–144.

MIGNANI, S.; ROSA, R. 1995. The moving block bootstrap to assess the accuracy of statistical estimates in Ising model simulations. *Computer Physics Communications*, 92: 203-213.

MULLIGAN, T. J.; LEAMAN, B. M. 1992. Length-at-age analysis: can you get what you see? *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 49(4):632-643.

MYERS, R. A.; WORM, B. 2003. Rapid worldwide depletion of predatory fish communities. *Nature*, 423:280-283.

PAULY, D., 1980. On the interrelationship between natural mortality, growth parameters and mean environmental temperature in 175 fish stocks. *Journal du Conseil International pour l'Exploration de la Mer*, 39 (2), 175–192.

PAULY, D., 1984. *Fish populations dynamics in tropical waters: a manual for use with programmable calculators*. ILCARM Studies and Reviews 8. 325 p.

Teixeira, S. F. 2004. Análise das incertezas das estimativas dos parâmetros de crescimento e mortalidade...

PITCHER, T. J. 1999. Beverton and Holt Equations: spreadsheet functions and uncertainty. *Naga, The ICLARM Quarterly*. Jan – Mar. 22 (1): 37 – 41.

POPE, J. G. 1972. An investigation of the accuracy of virtual population analysis. *Res. Bull. ICNAF.*, 9: 65-74.

POWERS, J. E. 1983. Some statistical characteristics of ageing data and their ramifications in population analysis of oceanic pelagic fishes. p. 19 – 24. In: PRINCE, E. D.; PULOS, L. M. *Proceedings of the International Workshop on Age Determination of Oceanic Pelagic Fishes: Tunas, Billfishes and Sharks*. NOAA Technical Report NMFS 8. 1983.

PUNT, A. E. 1994. Assessments of the stocks of Cape hake *Merluccius* spp off South Africa. *South African Journal of Marine Science*, 14: 159-186.

PUNT, A. E. 1995. The performance of a production-model management procedure. *Fisheries Research*, 21: 349-374.

PUNT, A. E. 1997. The performance of VPA-based management. *Fisheries Research*, 29: 217-243.

RALSTON, S., 1987. *Tropical snappers and groupers. Biology and fisheries management*. Westview Press, London, Cap. Mortality rates of snappers and groupers, pp. 375–404, 659p.

RALSTON, S.; WILLIAMS, H. A. 1989. Numerical integration of daily growth increments: an efficient means of ageing tropical fishes for stock assessment. *Fishery Bulletin*, 87: 1-16.

REZENDE, S. M.; FERREIRA, B. P.; FRÉDOU, T. 2003. A pesca de lutjanídeos no nordeste do Brasil: histórico das pescarias, características das espécies e relevância para o manejo. *Boletim Técnico Científico do CEPENE*. vol. XI.

RICKER, W. E. 1969. Effects of size-selective mortality and sampling bias on estimates of growth, mortality, production and yield. *Journal Fisheries Research Board of Canada*. 26: 479 – 541.

RIKHTER, V.; EFANOV, V., 1976. On one of the approaches to estimation of natural mortality of fish populations. *ICNAF Research Document*, 76 (VI), 12.

ROUGHGARDEN, J.; SMITH, F. 1996. Why fisheries collapse and what to do about it. *Proceedings of the National Academic Science USA*, 93: 5078 - 5083.

ROYSTON, J. P. 1982. An extension of Shapiro and Wilk's W test for normality to large samples. *Applied Statistics*, 31: 115-124.

RUSS, G.R.; LOU, D.C.; FERREIRA B.P. 1996. Temporal tracking of a strong cohort in the population of a coral reef fish, the coral trout, *Plectropomus leopardus* (Serranidae: Epinephelinae), in the central Great Barrier Reef, Australia. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 53: 2745-2751.

SCHNUTE, J. T.; KRONLUND, A. R. 1996. A management oriented approach to stock recruitment analysis. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 53: 1281-1293.

SHAO, J.; TU, D. 1996. *The jackknife and bootstrap*. New York: Springer-Verlag Inc. 516 p.

SMITH, S. J. 1997. Bootstrap confidence limits for groundfish trawl survey estimates of mean abundance. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 54: 616-630.

SOKAL, R. R., ROHLF, F. J. 1981. *Biometry*. New York: W. H. Freeman and Company. 2nd ed. 859 p.

Teixeira, S. F. 2004. Análise das incertezas das estimativas dos parâmetros de crescimento e mortalidade...

SPARRE, P.; VENEMA, S. C. 1997. *Introdução à avaliação de mananciais de peixes tropicais. Parte 1: Manual*. FAO Documento Técnico sobre as Pescas. N. 306/1, Rev. 2. Roma, FAO. 404 p.

TEIXEIRA, S. F.; FERREIRA B.P.; PADOVAN, I. P. 2004. Aspects of fishing and reproduction of the black grouper *Mycteroperca bonaci* (Poey, 1860) (Serranidae: Epinephelinae) in the Northeastern Brazil. *Neotropical Ichthyology*, 2 (1): 19 – 30.

VAUGHAN, D. S., PRAGER, M. H. 2001. Severe decline in abundance of the red porgy (*Pagrus pagrus*) population off the southeastern United States. *Fishery Bulletin* 100: 351-375.

VAUGHAN, D. S.; KANCIRUK, P. 1982. An empirical comparison of estimation procedures for the von Bertalanffy growth equation. *Journal du Conseil International pour l'Exploration de la Mer*, 40: 211-219.

WORTHINGTON, D. G.; FOWLER, A. J.; DOHERTY, P. J. 1995. Determining the most efficient method of age determination for estimating the age structure of a fish population. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 52: 2320-2326.

ZAR, J. H. 1996. *Biostatistical Analysis*. New Jersey: Prentice-Hall. 662 p.

ANEXOS

ANEXO I - Algoritmo do Método de Monte Carlo Direto (Shao e Tu, 1996).

Sendo \hat{P}_n um modelo estimado utilizando os dados X_1, \dots, X_n . Os estimadores do vício, da variância e da distribuição de bootstrap são, respectivamente,

$$b_{BOOT} = E_* \left[\mathfrak{R}_n \left(X_1^*, \dots, X_m^*, \hat{P}_n \right) \right] \text{ eq. 1,}$$

$$v_{BOOT} = \text{var}_* \left[\mathfrak{R}_n \left(X_1^*, \dots, X_m^*, \hat{P}_n \right) \right] \text{ eq. 2,}$$

$$H_{BOOT}(x) = P_* \left[\mathfrak{R}_n \left(X_1^*, \dots, X_m^*, \hat{P}_n \right) \leq x \right] \text{ eq. 3,}$$

onde $\{X_1, \dots, X_m\}$ é a amostra de \hat{P}_n , $\mathfrak{R}_n(\cdot)$ é uma função apropriadamente definida e, E_* , var_* e P_* são a esperança condicional, a variância e a probabilidade, respectivamente, para um dado X_1, \dots, X_n .

Para aplicar o Método de Monte Carlo Direto, para computar os estimadores de bootstrap das equações 1 a 3, começa-se com uma geração de amostras independentes de B $\{X_1^{*b}, \dots, X_n^{*b}\}$, $b = 1, \dots, B$, do modelo estimado \hat{P}_n . Então, é calculado $\mathfrak{R}_n^{*b} = \mathfrak{R}_n \left(X_1^{*b}, \dots, X_n^{*b}, \hat{P}_n \right)$ para $b = 1, \dots, B$, e aproxima-se b_{BOOT} , v_{BOOT} e H_{BOOT} por, respectivamente,

$$b_{BOOT}^{(B)} = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B (\mathfrak{R}_n^{*b}) \text{ eq. 4,}$$

$$v_{BOOT}^{(B)} = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \left(\mathfrak{R}_n^{*b} - \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \mathfrak{R}_n^{*b} \right)^2 \text{ eq. 5,}$$

$$H_{BOOT}^{(B)}(x) = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B I\{\mathfrak{R}_n^{*b} \leq x\} \text{ eq. 6.}$$

A aproximação de Monte Carlo para o desvio-padrão do estimador do bootstrap por um estimador $\hat{\theta}_n$ é

$$s_{BOOT}^{(B)} = \sqrt{v_{BOOT}^{(B)}} \text{ eq. 7,}$$

onde $v_{BOOT}^{(B)}$ é dado na equação 5 com $\mathfrak{R}_n = \hat{\theta}_n$. A fórmula padrão para o estimador conduz a

$$\text{var}_*(s_{BOOT}^{(B)}) \approx \frac{\rho_{BOOT} - v_{BOOT}^2}{4Bv_{BOOT}} \text{ eq. 8,}$$

onde v_{BOOT} é dado na equação 2 e

$$\rho_{BOOT} = E_* \left(\hat{\theta}_n^* - E \hat{\theta}_n^* \right)^4 \text{ eq. 9.}$$

ANEXO II – Programa BOOTSTRAP TIPO 1 (para plataforma Windows).

```
#include <stdio.h>
#include <ctype.h>
#include <stdlib.h>
#include <string.h>
#include <math.h>

main()
{
FILE *ptr, *pout;

static int sem, i, j, idades[100], niid[1000], maxid, minid, ni, k, i1,i2, nd = 0;
static float length[1000][100], l, dnt, fniid[1000],
data[10000][2], r;
static char filename[100], buffer[30], ch, saida [100];

printf("\nNome do arquivo: ");
scanf("%s",filename);
printf ("Nome do arquivo de saida: ");
scanf ("%s",saida);
printf ("Digite uma semente: ");
scanf ("%d",&sem);

ptr = fopen(filename,"r");
pout = fopen(saida, "w");

srand(sem);
nd = 0;

while (!feof(ptr)) {
fgets(buffer,29,ptr);
++nd;
}
rewind(ptr);
--nd;
ni = 0;
for (i=0; i<nd; ++i) {
k = 0;
strcpy(buffer, "");
ch = fgetc(ptr);
while (ch != ';') {
buffer[k++] = ch;
ch = fgetc(ptr);
}
buffer[k] = '\0';
strcpy(buffer, "");
k = 0;
```

ANEXO II – Continuação.

```

        ch = fgetc(ptr);
        while (ch != ';') {
            buffer[k++] = ch;
            ch = fgetc(ptr);
        }
        buffer[k] = '\0';
        l = atof(buffer);
        strcpy(buffer, "");
        k = 0;
        ch = fgetc(ptr);
        while (ch != ';') {
            buffer[k++] = ch;
            ch = fgetc(ptr);
        }
        buffer[k] = '\0';
        if (k) {
            data[ni][0] = atoi(buffer);
            data[ni++][1] = 1;
        }
        fgets(buffer, 29, ptr);
    }
    maxid = -1;
    minid = 100000;
    for (i=0; i<ni; ++i) {
        ++idades[(int)data[i][0]];
        maxid = maxid < data[i][0] ? data[i][0] : maxid;
        minid = minid > data[i][0] ? data[i][0] : minid;
    }

    for (i=0; i<ni; ++i)
        length[niid[(int)data[i][0]]+][(int)data[i][0]] = data[i][1];
    for (i=minid; i<=maxid; ++i)
        fniid[i] = (double) niid[i] / ((double) RAND_MAX + 1.0);
    for (i=minid; i<=maxid; ++i)
        for (j=0; j<niid[i]; ++j) {

            r = fniid[i] * rand ();
            fprintf(pout, "%d \t %f\n", i, length[(int)r][i]);
        }
    system("PAUSE");
return 0;
    exit(0);
}

```

ANEXO III – Programa BOOTSTRAP TIPO 2 (para plataforma Windows).

```
#include <stdlib.h>
#include <stdio.h>
#include <ctype.h>
#include <string.h>
#include <math.h>

int main()
{
    FILE *ptr, *pout;

    static long *hist, age, sem, i, j, idade, k, il, i2;
    static double *length, l, dnt;
    static char filename[100], buffer[30], ch, saida[100];

    printf("\nNome do arquivo: ");
    scanf("%s",filename);
    printf("Idade alvo: ");
    scanf("%d",&age);
    printf("Nome do arquivo de saida: ");
    scanf ("%s",saida);
    printf ("Digite uma semente: ");
    scanf ("%d",&sem);

    ptr = fopen("lcc.csv","r");
    pout = fopen(saida,"w");

    length = (double *) calloc(1000,sizeof(double));
    hist = (long *) calloc(10000,sizeof(long));

    srand(sem);
    while (!feof(ptr)) {
        do {
            ch = fgetc(ptr);
            if (feof(ptr)) {
                dnt = (double) i / ( 1.0 + (double) RAND_MAX);
                for (j=0; j<34; ++j) //j< NÚMERO DE REAMOSTRAGEM
                    fprintf (pout,"%lf\t %i\n",length[(long) ((double) rand() * dnt)],age);
                system("PAUSE");
                return 0;
                exit(0);
            }
        } while (ch != ';');
        k = 0;
        ch = fgetc(ptr);
        while (ch != ';') {
            buffer[k++] = ch;
            ch = fgetc(ptr);
        }
    }
}
```

ANEXO III – Continuação.

```
        buffer[k] = '\0';
        l = atof(buffer);
        strcpy(buffer, "");
        k = 0;
        ch = fgetc(ptr);
        while (ch != ';') {
            buffer[k++] = ch;
            ch = fgetc(ptr);
        }
        buffer[k] = '\0';
        if (k) idade = atoi(buffer);
        fgets(buffer, 29, ptr);
        if (k && (idade == age)) {
            length[i++] = l;
        }
    }
}
```

T266a

Teixeira, Simone Ferreira

Análise das incertezas das estimativas dos parâmetros de crescimento e mortalidade utilizados na avaliação de estoques de peixes recifais no Nordeste do Brasil / Simone Ferreira Teixeira. – Recife: O Autor, 2004.

130 folhas : il.; fig., tab.

Tese (doutorado) – Universidade Federal de Pernambuco. CTG. Departamento de Oceanografia, 2004.

Inclui bibliografia e anexos.

1. Peixes recifais – Brasil (NE). 2. Avaliação de estoques – Peixes recifais
3. Manejo pesqueiro. 4. Método de bootstrap. I. Título.

55146

CDD (21.ed.)

UFPE
BCTG/2004-32

