PREÇOS RECEBIDOS PELAS EMPRESAS DE PESCA ATUNEIRA DO ESTADO DE SÃO PAULO: uma análise com modelos estruturais[1]

Lúcio Fagundes[2]
José R. Vicente[3]
Carlos A. Arfelli[4]
Alberto F. de Amorim[4]

RESUMO

Analisaram-se os preços das principais espécies capturadas pelos atuneiros de Santos (SP), recebidos pelas empresas de pesca, no período de janeiro de 1978 a dezembro de 1995, utilizando-se modelos estruturais. As variações sazonais, para os preços recebidos, mostraram-se significativas, com maior intensidade nos últimos anos. Os modelos ajustados permitem uma qualidade de previsão que poderá ser útil para análises de tendência da rentabilidade dessa atividade pesqueira.

***Palavras-chave**: preços de pescado, sazonalidade, modelos estruturais.*

RECEIVED PRICES BY THE LONGLINER FISHERY COMPANIES IN THE STATE OF SÃO PAULO, BRAZIL: a structural model analysis

SUMMARY

The prices of the main species caught by the longliner boats of Santos (SP) and received by the fishery companies in the period of January, 1978 to December,1995 period have been analyzed using structural models. The seasonal variations in the received prices were shown significant, with more intensity in the last years. The adjusted models allow a forecast quality which can be useful for a tendency analysis of the fishery activity profitability.

***Key-words**: fish prices, seasonality, structural models.*

[1]Os autores agradecem às empresas de pesca atuneira Imaispesca Ind. Com. Pescados Ltda., Irmãos Ono, Akama Com. Pescados Ltda. e Kawai-Suisan Com. Ind. Pescados Ltda.

[2]Engenheiro Agrônomo, Pesquisador Científico do Instituto de Pesca.

[3]Engenheiro Agrônomo, Doutor, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola.

[4]Engenheiro Agrônomo, Doutor, Pesquisador Científico do Instituto de Pesca.

Agricultura em São Paulo, SP, 46(1):47-58, 1999.

1 - INTRODUÇÃO

A pesca atuneira é praticada por vários países, entre os principais pode-se citar Japão, Coréia e China-Taiwan, sendo efetuada no mar Mediterrâneo e nos oceanos Atlântico, Pacífico e Índico.

Nos litorais sudeste e sul do Brasil, a pesca atuneira teve início em 1958 com três embarcações japonesas arrendadas, sediadas em Santos (MORAES, 1962). O número de embarcações dessa frota, incluindo arrendados e nacionais, chegou ao máximo de 16 barcos em 1993 (ARFELLI, 1996) e em 1995 (ARFELLI; AMORIM; FAGUNDES, 1997).

No Brasil, segundo ARFELLI (1996), inicialmente essa pesca era dirigida principalmente aos atuns (daí o nome barcos atuneiros), entretanto em determinados períodos ela foi direcionada à captura de espadarte (*Xiphias gladius)* e de cações, dentre os quais destacam-se o cação-azul (*Prionace glauca*) e o anequim (*Isurus oxyrinchus*). Dentre os atuns capturados, destacam-se praticamente apenas três espécies: albacora-de-laje (*Thunnus albacares*), albacora-branca (*Thunnus alalunga*) e albacora-bandolim (*Thunnus obesus*).

A modernização dessa frota pesqueira, com uma maior especialização na captura de algumas dessas espécies, e a conseqüente importância econômica crescente dessas espécies, que são a principal fonte de receita das empresas e pescadores, justificam análises destinadas a permitir um melhor conhecimento sobre a evolução dos preços recebidos pelas empresas de pesca.

Entre os propósitos da análise econométrica estão a estimação de parâmetros e a previsão de valores futuros de variáveis (MATOS, 1997). A partir da década de 70, especificamente na área de análise e previsão de séries temporais, tornaram-se comuns modelos baseados na metodologia de Box & Jenkins[5].

Na década de 80 apareceram críticas a essa metodologia, procurando defender métodos alternativos. HARVEY e TODD (1983) levantaram alguns pontos, como o fato de os correlogramas e funções de autocorrelações parciais nem sempre serem muito informativas, especialmente em pequenas amostras, e as dificuldades de interpretação intensificarem-se quando as séries foram diferenciadas, que é um procedimento normal nos modelos ARIMA, resultando freqüentemente no ajuste de modelos inapropriados. Tentativas de seleção de modelos por procedimentos automáticos, como o AIC (Akaike Information Criterion) podem também levar a maus resultados, com bons ajustes no período da amostra, porém, não resultando em boas previsões. Como alternativa, foi proposta a formulação de modelos decompondo a série analisada em termos de tendência, sazonalidade, ciclo (quando necessário) e componente irregular; essas componentes são estocásticas, enquanto nos modelos econométricos clássicos seriam determinísticas. Os modelos estruturais, apesar de baseados em um conceito antigo dentro da análise de séries temporais - admitir a existência de componentes básicos não-observáveis da tendência (movimentos de longo prazo de uma série, que podem ser extrapolados para o futuro), sazonalidade (parte da série que, quando extrapolada, repete-se dentro do período de um ano e tem média zero neste período) e ciclo (movimentos oscilatórios transitórios em torno da tendência) - ganharam formalmente es-

[5]Detalhes sobre esse tipo de modelo podem ser vistos em VANDAELE (1983).

paço na literatura a partir dos trabalhos de Harvey (SOUZA, 1989).

O objetivo deste trabalho, portanto, é descrever e analisar a evo-

$$\mu_t = \mu_{t-1} + b_{t-1} + \eta_t \rightarrow (\underline{2})$$
$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t \rightarrow (\underline{3})$$

lução dos preços recebidos pelas empresas de pesca atuneira sediadas em Santos (SP), no período de 1978 a 1995, decompondo as séries em componentes de sazonalidade e tendência.

2 - MATERIAL E MÉTODOS

Neste estudo foram utilizados dados referentes aos preços por qui-

$$\gamma_t = -\sum_{j=1}^{s-1} \gamma_{t-j} + \omega_t \rightarrow (\underline{4})$$

lograma de espadarte, albacora-branca, albacora-de-laje, albacora-bandolim, cação-azul e anequim recebidos pelas empresas de pesca atuneira na região de Santos (SP), no período 1978-95. Os preços foram inicialmente convertidos em dólar oficial (valor de compra) do dia da efetiva comercialização (CONJUNTURA, 1978-92; BRASIL, 1992-95). Posteriormente calculou-se a média mensal desses preços, que foi deflacionada pelo índice norte-americano de preços ao consumidor(CPI-U) (U.S. DEPARTMENT OF LABOR, 1998), para dólar de dezembro de 1995.

As séries de preços recebidos foram analisadas utilizando-se a formulação estrutural mais empregada em séries econômicas, conhecida como Modelo Estrutural Básico (BSM)[6], constituído por tendência,

$$y_t = z_t' \alpha_t + \varepsilon_t \rightarrow (\underline{6})$$

sazonalidade e componente irregular (HARVEY, 1989):

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \varepsilon_t \rightarrow (\underline{1})$$

com t = 1, ..., T.

O processo gerador da tendência é considerado como uma aproximação local a uma temdência linear:
onde η_t e ζ_t são ruídos brancos não correlacionados entre si, e com variâncias σ^2_η e σ^2_ζ, respectivamente,

$$Q_t = diag.(\sigma^2_\mu, \sigma^2_\zeta, \sigma^2_\omega, 0, 0)$$

e β é a declividade da tendência. Essa especificação permite que os parâmetros associados à tendência se alterem continuamente no tempo.

O componente sazonal é gerado por:
onde ω_t é ruído branco, com variância σ^2_ω e s é o número de fatores sazonais durante o ano. O padrão sazonal muda suavemente, por um mecanismo em que a soma dos componentes sazonais a cada s períodos consecutivos tem esperança zero e variância que permanece constante no tempo[7].

A operacionalização do modelo[8] é feita através de sua representação na forma de espaço de estado[9]. O espaço

[6]VICENTE (1992) comparou os resultados de previsões de produção de carne de frango e ovos de um BSM, com os provenientes de modelos ARIMA; os indicadores utilizados levaram à conclusão de que o desempenho do BSM foi melhor.

[7]Optou-se por representar a sazonalidade através de variáveis binárias (dummies); uma outra possibilidade seria representá-la por suas harmônicas significativas. O procedimento clássico, neste último caso, é modelar γ_t por uma combinação linear de funções trigonométricas (SOUZA, 1989).

[8]Procedimento que possibilitará a obtenção de estimadores atualizados das componentes não observáveis, a cada instante do tempo, a partir da única componente observável do modelo, que é a variável dependente.

[9]A formulação em espaço de estado de um processo estocástico (estacionário ou não) baseia-se na propriedade de sistemas Markovianos, em que o

$$\alpha_t = \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \gamma_t \\ \gamma_{t-1} \\ \gamma_{t-2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & -1 & -1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \gamma_{t-1} \\ \gamma_{t-2} \\ \gamma_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \zeta_t \\ \omega_t \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \rightarrow (\underline{7})$$

de estado de um modelo univariado de série temporal consiste de uma equação de transição
e, de uma equação de medida

onde y_t é o vetor das observações, $\boldsymbol{\alpha}_t$ é o vetor de estado - em geral não observável - (mx1), $\mathbf{z}_t$ é um vetor de parâmetros (mx1) que relaciona a série observada ao vetor de estado, $\mathbf{T}_t$ é uma matriz (mxm) de parâmetros que representa a evolução do vetor de estado. Assume-se que ε_t é ruído branco com média zero e variância $h_t = \sigma_\varepsilon^2$, κ_t é ruído branco multivariado com média zero e matriz de variância e covariância

Adicionalmente, assume-se que o vetor de estado inicial (α_o) tem média a_o e matriz de variâncias e covariâncias P_o (mxm) e que os termos aleatórios são não-correlacionados entre si e com o vetor de estado inicial.

futuro do processo independe do passado, dado o presente; o estado do processo condensa, portanto, toda a informação do passado necessária para a previsão do futuro (SOUZA, 1989).

Por exemplo, na forma de espaço de estado de um BSM - supondo-se, por simplicidade, dados trimestrais (s=4) - a equação de transição fica sendo:

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + \kappa_t \rightarrow (\underline{5})$$

A equação de medida é:

Com a representação do modelo em forma de espaço de estado, pode-se aplicar o Filtro de Kalman[10] - procedimento recursivo que fornece os estimadores ótimos (de menor erro quadrático médio) atualizados do vetor de estado, com base nas informações disponíveis até o instante t. Como o método supõe conhecidas as matrizes z_t, T_t, Q_t e h_t, esses parâmetros (chamados de hiper-parâmetros) têm de ser estimados: pela abordagem clássica (de Harvey), a estimação é feita diretamente da série histórica, por máxima verossimilhança, geralmente no domínio do tempo[11]. Os valores de a_o e de P_o também têm de ser conhecidos *a priori*, podendo ser calculados a partir das primeiras observações ou obtidos a partir de uma priori difusa (SOUZA, 1989) fazendo, por exemplo, $a_o = 0_{mx1}$ e $P_o = cI_{mxm}$, onde c é um número real finito mas muito grande.

[10]A formalização do Filtro de Kalman pode ser vista em HARVEY (1989) e em SOUZA (1989),

[11]Comparações entre os resultados de estimações efetuadas no domínio do tempo e no domínio da freqüência podem ser vistas em HARVEY; PETERS (1990). Tratamento dos hiperparâmetros, segundo uma abordagem bayesiana, é apresentado em SOUZA (1989).

Com os parâmetros do modelo estimados, as previsões de valores futuros podem ser efetuadas a partir da forma de espaço de estado; a função de previsões consiste de uma tendência local superposta pelos componentes sazonais locais.

Após a apresentação dos resultados dos modelos estruturais, as previsões efetuadas um passo à frente, para os doze meses seguintes, foram avaliadas através dos seguintes indicadores: raiz quadrada do erro quadrático médio, desvio absoluto médio (percentual) e coeficiente de desigualdade (U) de THEIL (1966). Esse último indicador tem a fórmula:

$$U_2 = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{T}(\Delta P_t - \Delta A_t)^2}{\sum_{t=1}^{T}\Delta A_t^2}} \rightarrow (\underline{9})$$

onde ΔP_t é a variação prevista em relação à observação anterior, e ΔA_t

$$y_t = [1 \quad 0 \quad 1 \quad 0 \quad 0]\alpha_t \rightarrow (\underline{8})$$

é a variação efetivamente realizada. Para evitar os problemas de assimetria implícita em variações medidas através de percentagens ou proporções, seguiu-se o procedimento sugerido por THEIL (1966), baseado no uso de logaritmos naturais. Como demonstrou aquele autor, tem-se:

$$\Delta P_t - \Delta A_t = \ln \frac{P_t}{A_t}$$

e,

$$\Delta A_t = \ln \frac{A_t}{A_{t-1}}$$

A interpretação de U é simples: se for igual a zero, as variações previstas são iguais às observadas (previsões perfeitas); quanto menor for o valor de U, portanto, melhor o procedimento de previsão.

3 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na análise gráfica da evolução de preços das espécies estudadas observa-se uma sincronização entre o valor observado e estimado para a série de preços do espadarte, com uma tendência de crescimento no período como um todo, mas de janeiro de 1978 a meados de 1985 essa tendência foi de declínio, invertendo-se a partir dessa data até o final do período (Figura 1) .

As três espécies de tunídeos, de janeiro de 1978 ao início de 1985, mostraram um comportamento de preços semelhante ao espadarte, embora na albacora-branca as oscilações fossem mais acentuadas. Nos meses de janeiro, os preços da albacora-branca e da albacora-de-laje, geralmente, mostraram os picos mais altos durante toda a série analisada, já a albacora-bandolim não teve esses picos distribuídos uniformemente (Figura 1).

A partir do início de 1985 os preços da albacora-branca permaneceram estáveis e os das outras duas apresentaram um leve crescimento (Figura 1).

Os preços dos dois cações (azul e anequim) também apresentaram leve tendência de crescimento em todo o período (Figura 1).

3.1 - Resultados dos Modelos Estruturais

Os melhores resultados para os modelos com os preços de albacora-branca, albacora-bandolim e cação-azul foram obtidos com os dados transformados por logaritmos, operação que não foi necessária para as demais espécies. Nas seis equações,

os níveis das tendências dos preços apareceram como estocásticos, e suas inclinações como determinísticas (valores de σ_η^2 significativos e de σ_ζ^2 não significativos, Tabela 1).

Os componentes estocásticos associados às sazonalidades (σ_ω^2) foram significativos para albacora-bandolim e anequim, assim como os hiperparâmetros correspondentes aos componentes irregulares dos modelos de preços de albacora-de-laje, cação-azul e anequim (Tabela 1).

As estimativas dos parâmetros do vetor de estado, ao final do período, são significativas para todos os níveis das tendências, mas as inclinações resultaram não significativas (Tabela 2).

Os valores dos coeficientes de determinação de todos os modelos variaram entre 0,61 e 0,84, e os coeficientes R^2_D [12], todos positivos, indicam a superioridade dessas especificações em relação à modelagem de passeios aleatórios simples. Já os valores negativos de R^2_S [13], nos modelos do espadarte e albacora bandolim, indicam que os fatores sazonais associados a essas duas espécies poderiam ser representados como determinísticos (Tabela 2).

Os testes de χ^2 indicam que todos os modelos apresentam sazonalidade, e os associados à normalidade alertam que os resultados devem ser vistos com cautela, especialmente as estimativas das variâncias, exceto para albacora-de-laje (Tabela 2)[14].

Os modelos de albacora-de-laje e anequim apresentaram resultados significativos para o teste de heterocedasticidade, indicando que as variâncias dos erros estão associadas aos valores dos preços recebidos (Tabela 2) [15].

Um teste conjunto para autocorrelação residual de ordem P foi efetuado através de uma estatística de Portmanteau (Q de Box-Ljung), com P sendo igual à raiz quadrada do número de observações e os graus de liberdade associados sendo P-n, onde n é o número de hiperparâmetros me-

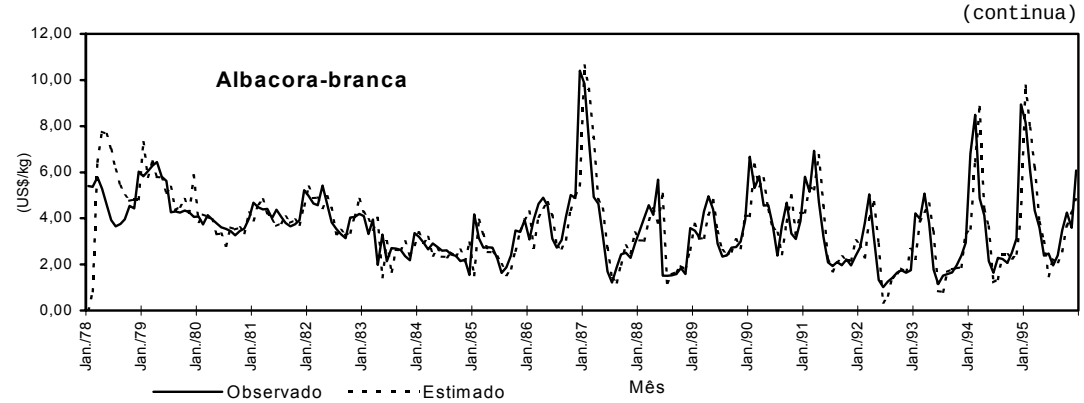
[12]Formalmente, $R^2_D = 1 - \frac{SQR}{\sum_{t=2}^{T}\left(\Delta y_t - \overline{\Delta y}\right)^2}$, onde SQR é soma de quadrados dos resíduos e Δy as primeiras diferenças da variável dependente. Valores positivos de R^2_D significam vantagem da especificação escolhida sobre a de passeios aleatórios simples (HARVEY, 1989).

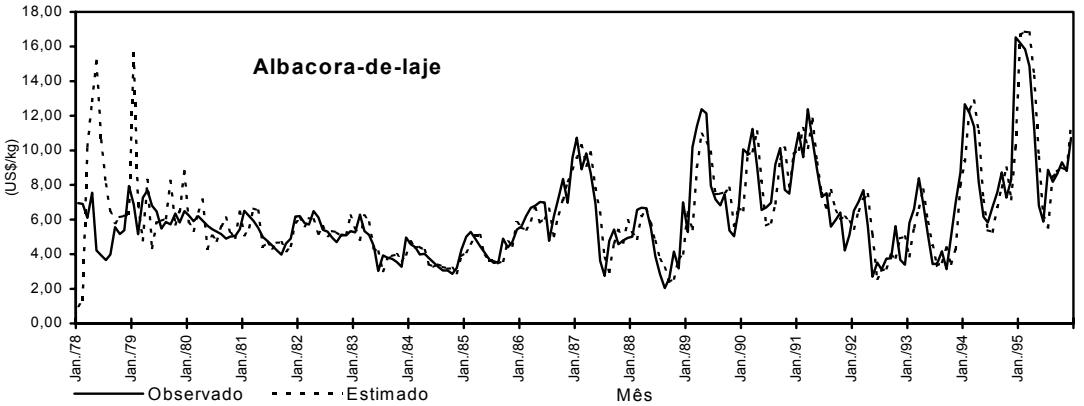
[13]Formalmente, $R^2_S = 1 - \frac{SQR}{SQPDMS}$, onde SQPDMS é a soma de quadrados das primeiras diferenças em torno da média sazonal. Valores positivos de R^2_S indicam vantagem na representação de fatores sazonais aleatórios (HARVEY, 1989).

[14]Esse problema pode ser devido à presença de *outliers* ou à necessidade de transformação dos dados originais; todavia, ajustes com aplicação de logaritmos, raízes quadradas e primeiras diferenças não alteraram esses resultados. Mesmo sem a pressuposição de normalidade, a ausência de autocorrelação é suficiente para o Filtro de Kalman fornecer previsões lineares ótimas (HARVEY, 1989).

[15]Transformações nos dados originais também não foram eficientes para eliminar a heterocedasticidade.

(continua)





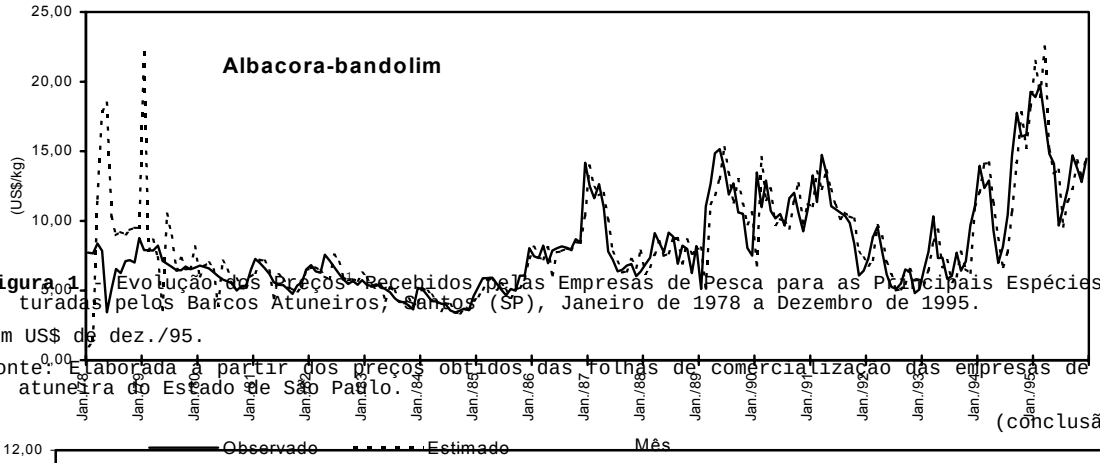


Figura 1. Evolução dos Preços Recebidos pelas Empresas de Pesca para as Principais Espécies Capturadas pelos Barcos Atuneiros, Santos (SP), Janeiro de 1978 a Dezembro de 1995.

[1]Em US$ de dez./95.

Fonte: Elaborada a partir dos preços obtidos das folhas de comercialização das empresas de pesca atuneira do Estado de São Paulo.

(conclusão)

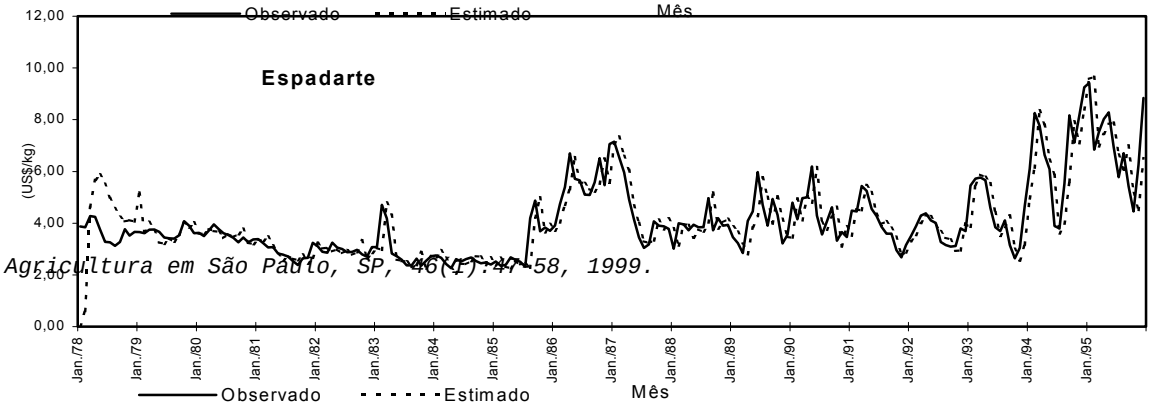


Figura 1 - Evolução dos Preços[1] Recebidos pelas Empresas de Pesca para as Principais Espécies Capturadas pelos Barcos Atuneiros, Santos (SP), Janeiro de 1978 a Dezembro de 1995.

[1]Em US$ de dez./95.

Fonte: Elaborada a partir dos preços obtidos das folhas de comercialização das empresas de pesca atuneira do Estado de São Paulo.

TABELA 1 - Resultados da Estimação dos Hiperparâmetros[1] do Ajuste para os Preços Recebidos Pelas Empresas de Pesca, Principais Espécies Capturadas Pelos Barcos Atuneiros, Santos (SP), Janeiro de 1978 a Dezembro de 1995

Parâmetro[2]	Espadarte	Albacora-branca	Albacora-de-laje	Albacora-bandolim	Cação-azul	Anequim
σ_η^2	0,4936 a	0,9818 a	0,0238 a	0,0221 a	0,0177 a	0,0653 a
σ_ζ^2	0	0	0	0	0	0
σ_ω^2	0,0005	0	0	0,0001 c	0,0001	0,0020 c
σ_ε^2	0	0	0,0072 a	0	0,0188 a	0,1043 a

[1]Período de ajuste: janeiro de 1978 a dezembro de 1995.
[2]Nível de significância do teste t assintótico: a = 1%; b = 5% e c = 10%.

Fonte: Elaborada a partir dos resultados da pesquisa.

TABELA 2 - Estimativa dos Parâmetros ao Final do Período de Ajuste para os Preços Recebidos Pelas Empresas de Pesca, Principais Espécies Capturadas Pelos Barcos Atuneiros, Santos (SP), Janeiro de 1978 a Dezembro de 1995

Parâmetro[1]	Espadarte	Albacora-branca	Albacora-de-laje	Albacora-bandolim	Cação-azul	Anequim
Tendência						
Nível	8,7648 a	5,3505 a	2,2745 a	2,6577 a	0,9057 a	3,8119 a
Inclinação	0,0243	0,0064	0,0026	0,0033	0,0015	0,0066
Fatores sazonais						
Dezembro	0,0752	0,7195 a	0,1090 a	0,0137	-0,0803	-0,4799 a
Novembro	-0,3495 b	-0,5852 b	-0,1423 a	-0,1156 a	-0,0489	-0,2358
Outubro	-0,4758 a	-0,5359 b	-0,0947 b	-0,0661	0,0604	0,0796
Setembro	-0,1078	-0,7707 a	-0,1327 a	-0,0337	0,0093	0,0205
Agosto	-0,2644	-0,9909 a	-0,1938 a	-0,0538	-0,0419	-0,1295
Julho	-0,5953 a	-1,1379 a	-0,2318 a	-0,1004 b	-0,1424 b	-0,2669 b
Junho	-0,2037	-0,8807 a	-0,1870 a	-0,1056 b	-0,1535 a	-0,1865
Maio	0,2712	-0,0329	-0,0274	-0,0163	-0,0688	-0,0866
Abril	0,4270 b	0,5809 b	0,1930 a	0,0617	0,1477 a	0,5437 a
Março	0,4904 a	1,1029 a	0,2712 a	0,2035 a	0,0752	0,1568
Fevereiro	0,3558 b	1,1064 a	0,2324 a	0,1146 b	0,0453	0,1378
Janeiro[2]	0,3768 a	1,4276 a	0,2040 a	0,0981 b	0,1979 a	0,4468 a
R^2	0,77	0,62	0,76	0,84	0,61	0,63
R^2_D	0,09	0,26	0,30	0,17	0,27	0,30
R^2_S	-0,04	+0,00	0,03	-0,04	0,08	0,14
λ^2_{11} (sazonalidade)	28,97 a	70,38 a	98,51 a	36,91 a	42,60 a	41,14 a
λ^2_2 (normalidade)	368,26 a	300,66 a	5,87	98,94 a	114,48 a	1.946,80 a
$F_{67,67}$(heterocedasticidade)	1,20	1,48	2,27 a	1,08	1,53	1,91 a
Q_{14} (autocorrelação)	23,63	14,17	21,33	23,57	9,32	8,19

[1]Nível de significância do teste t assintótico: a = 1% e b = 5%.
[2]Valores dos desvios-padrão obtidos a partir do ajuste de modelos um mês à frente.

Fonte: Elaborada a partir dos resultados da pesquisa.

nos 1. Para as séries analisadas, os valores encontrados não foram significativos (Tabela 2).

Os fatores sazonais apresentaram, entre janeiro e maio, sinais positivos ou não significativos; entre

junho e novembro, sinais negativos ou não significativos; em dezembro, sinais positivos (albacora-branca e albacora-de-laje), negativos (anequim) e não significativos (Tabela 2).

As maiores semelhanças encontradas na sazonalidades foram entre albacora-branca e albacora-de-laje e, em menor escala, para o cação-azul e anequim. A albacora-bandolim e o espadarte parecem mais semelhantes às outras albacoras do que aos cações (Tabela 2). Para a albacora-bandolim a sazonalidade de preços divergiu dos outros dois atuns por não apresentar valor significativo nos meses de abril e agosto a outubro e dezembro. Tanto o cação-azul como o anequim apresentaram valores significativos em quatro meses, destes três foram coincidentes (janeiro, abril e julho), sendo os demais em junho (cação-azul) e em dezembro (anequim).

Provavelmente essas oscilações de sinais estão associadas com a produção e o consumo desses peixes. A sazonalidade dos valores significativos para o espadarte, albacora-branca e cação-azul pode ser explicada pela época de disponibilidade no mercado. Essa explicação também se aplica no caso da albacora-bandolim (exceto o mês de novembro, quando se deve a outros fatores não identificados) e a albacora-de-laje (exceto dezembro, quando é procurada por um segmento da sociedade em função das festas de fim de ano). Provavelmente, as pequenas quantidades capturadas de anequim não produzam uma influência isolada na sazonalidade do preço, que pode estar sendo influenciada pela disponibilidade de outras espécies no mercado.

As relações de oferta e demanda dessas espécies constituiriam um interessante desenvolvimento posterior deste estudo.

Após o ajuste dos modelos, foi efetuado o procedimento de suavização (HARVEY, 1989), que permitiu a obtenção dos fatores sazonais a cada instante das séries analisadas. Dividindo-se o período analisado em três partes, para melhor visualização, percebem-se consideráveis alterações nos fatores sazonais para albacora-bandolim e anequim, cujos hiperparâmetros associados às sazonalidades foram significativos, como discutido anteriormente. O espadarte e o cação-azul, apesar dos hiperparâmetros não significativos a 10%, também tiveram variações (Tabela 3). Geralmente os valores das sazonalidades aumentaram em módulo,

TABELA 3 - Evolução dos Fatores Sazonais para os Preços Recebidos pelas Empresas de Pesca, Principais Espécies Capturadas pelos Barcos Atuneiros, Santos (SP), Janeiro de 1978 a Dezembro de 1995

Espécie	Período	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maio	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
Espadarte	1978-83	0,32	0,41	0,47	0,45	...	...	-0,52	...	...	-0,36	-0,37	...
	1984-89	0,33	0,40	0,47	0,45	...	...	-0,56	...	...	-0,40	-0,37	...
	1990-95	0,37	0,37	0,48	0,43	...	...	-0,58	...	...	-0,46	-0,35	...
Albacora-branca	1978-83	1,43	1,11	1,10	0,58	...	-0,88	-1,14	-0,99	-0,77	-0,54	-0,59	0,72
	1984-89	1,43	1,11	1,10	0,58	...	-0,88	-1,14	-0,99	-0,77	-0,54	-0,59	0,72
	1990-95	1,43	1,11	1,10	0,58	...	-0,88	-1,14	-0,99	-0,77	-0,54	-0,59	0,72
Albacora-de-laje	1978-83	0,20	0,23	0,27	0,19	...	-0,19	-0,23	-0,19	-0,13	-0,09	-0,14	0,11

	1984-89	0,20	0,23	0,27	0,19	...	-0,19	-0,23	-0,19	-0,13	-0,09	-0,14	0,11
	1990-95	0,20	0,23	0,27	0,19	...	-0,19	-0,23	-0,19	-0,13	-0,09	-0,14	0,11
Albacora-bandolim	1978-83	0,09	0,12	0,15	...	...	-0,07	-0,08	...	...	...	-0,12	...
	1984-89	0,08	0,12	0,18	...	...	-0,07	-0,09	...	...	...	-0,14	...
	1990-95	0,10	0,11	0,20	...	...	-0,09	-0,10	...	...	...	-0,12	...
Cação-azul	1978-83	0,17	...	...	0,13	...	-0,16	-0,12	...	...	...	...	...
	1984-89	0,19	...	...	0,14	...	-0,15	-0,13	...	...	...	...	...
	1990-95	0,20	...	...	0,15	...	-0,15	-0,14	...	...	...	...	...
Anequim	1978-83	0,15	...	...	0,29	...	...	-0,25	...	...	...	...	-0,24
	1984-89	0,23	...	...	0,39	...	...	-0,25	...	...	...	...	-0,33
	1990-95	0,41	...	...	0,56	...	...	-0,27	...	...	...	...	-0,46

Fonte: Elaborada a partir dos resultados da pesquisa.

descrevendo a maior variabilidade de preços que se observa em anos mais recentes.

A partir do começo da década de 80 houve uma melhoria na aceitação da carne dos cações no mercado, pelo desenvolvimento de técnicas de conservação a bordo e de comercialização, desenvolvidas pelo Instituto de Tecnologia de Alimentos (ITAL) e pelo Instituto de Pesca (IP). Essa mudança de comportamento de demanda gerou, posteriormente, uma reação positiva nos preços de venda dos cações capturados pelos atuneiros de Santos.

Como avaliação final dos modelos, as equações foram reestimadas com a série terminando em dezembro de 1994. Em seguida, foram obtidas previsões um passo à frente para o ano de 1995 (Tabela 4). Os indicadores escolhidos mostram um comportamento heterogêneo: pelo coeficiente de desigualdade de Theil (U), o melhor modelo ajustado foi o correspondente ao cação-azul, e as previsões dos outros modelos também são melhores do que simples expectativas de repetição dos preços recebidos no mês imediatamente anterior, exceto para o anequim. O desvio absoluto médio (DAM) confirma a superioridade da equação obtida para o cação-azul (DAM = 6,32%), mas os maiores índices de erro foram cometidos com a albacora-branca (DAM = 22,67%); para o anequim, o DAM médio foi de 12,72%, apesar do elevado valor do U. A raiz quadrada do erro quadrático médio (REQM), por outro lado, permite visualizar o valor médio do erro cometido em termos absolutos (dólares e centavos).

TABELA 4 - Avaliação das Previsões dos Modelos Estruturais para os Preços Recebidos pelas Empresas de Pesca, Principais Espécies Capturadas pelos Barcos Atuneiros, Santos (SP), Janeiro a Dezembro de 1995

Ano/mês	Espadarte			Albacora-branca			Albacora-de-laje		
	Obs.	Est.	Desvio	Obs.	Est.	Desvio	Obs.	Est.	Desvio
1995									
Jan.	9,42	9,56	-0,13	8,16	9,75	-1,60	16,20	16,61	-0,41
Fev.	6,84	9,66	-2,82	6,09	7,94	-1,86	15,85	16,84	-1,00
Mar.	7,52	6,91	0,60	4,34	6,19	-1,85	14,87	16,83	-1,96
Abr.	8,02	7,48	0,54	3,59	3,84	-0,25	11,22	14,32	-3,09
Maio	8,28	7,81	0,48	2,38	3,02	-0,64	6,80	9,65	-2,84
Jun.	6,94	7,94	-1,00	2,48	1,48	0,99	5,87	6,24	-0,37
Jul.	5,78	6,64	-0,87	1,96	2,24	-0,28	8,88	5,55	3,32
Ago.	6,71	6,03	0,68	2,39	2,10	0,29	8,18	8,46	-0,28
Set.	5,43	6,95	-1,52	3,48	2,57	0,92	8,64	8,78	-0,14
Out.	4,45	5,25	-0,79	4,25	3,69	0,56	9,30	9,01	0,29

Nov.	6,26	4,42	1,84	3,59	4,25	-0,66	8,81	8,84	-0,03
Dez.	8,84	6,59	2,25	6,07	4,83	1,24	10,72	11,40	-0,68
U		0,96			0,87			0,86	
REQM		1,37			1,09			1,70	
DAM (%)		16,95			22,67			12,48	
Ano/mês	Albacora-bandolim			Cação-azul			Anequim		
	Obs.	Est.	Desvio	Obs.	Est.	Desvio	Obs.	Est.	Desvio
1995									
Jan.	18,90	21,16	-2,26	3,46	3,18	0,28	5,27	3,53	1,74
Fev.	19,78	19,31	0,46	2,97	2,87	0,10	5,31	3,95	1,36
Mar.	17,26	22,28	-5,02	3,00	3,03	-0,02	5,32	4,52	0,80
Abr.	14,82	15,71	-0,89	2,91	3,27	-0,36	5,45	5,21	0,24
Maio	14,10	13,45	0,65	2,25	2,47	-0,22	4,82	4,73	0,09
Jun.	9,66	13,62	-3,96	2,17	2,14	0,04	4,43	4,73	-0,30
Jul.	10,90	10,01	0,88	2,27	2,18	0,09	4,31	4,51	-0,19
Ago.	12,33	11,30	1,03	2,55	2,47	0,08	4,17	4,60	-0,44
Set.	14,71	12,16	2,55	2,79	2,64	0,15	4,44	4,53	-0,09
Out.	13,75	14,08	-0,32	2,66	2,90	-0,24	4,12	4,61	-0,49
Nov.	12,79	13,13	-0,34	2,19	2,49	-0,30	3,40	4,21	-0,82
Dez.	14,46	14,76	-0,30	2,32	2,22	0,10	3,24	3,66	-0,42
U		0,94			0,60			1,67	
REQM		2,16			0,20			0,76	
DAM (%)		11,32			6,32			12,72	

Fonte: Elaborada a partir dos resultados da pesquisa.

4 - CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS

O emprego de modelos estruturais mostrou-se adequado para a análise das séries de preços recebidos pelas empresas de pesca, evitando as limitações impostas por metodologias sem a alternativa de considerar os componentes de tendência e sazonalidade como estocásticos.

Todas as espécies de peixes analisadas apresentaram variações sazonais de preços recebidos significativas e, em grande parte, tornando-se mais pronunciadas em períodos mais recentes.

A qualidade das previsões obtidas indicam que os modelos ajustados podem ser úteis em análises de tendências de rentabilidade dessa atividade pesqueira.

A alternativa de deflacionar os preços recebidos em dólar, pelo CPI-U, evitou o aparecimento de erros de interpretação cometidos em análises preliminares - que foram descartadas – em que se observou nítida tendência de crescimento das séries. Essa interpretação estaria associada ao uso de valores nominais, já que o índice utilizado para corrigir os preços variou de 62,5 para 154,1 entre janeiro de 1978 e dezembro de 1995.

Os problemas de estimação que apareceram em alguns modelos, e que não puderam ser corrigidos com simples transformações dos dados, indicam que devem ser tentadas análises procurando incorporar variáveis explicativas exógenas.

LITERATURA CITADA

ARFELLI, C. A. **Estudo da pesca e aspectos da dinâmica populacional de Espadarte *Xiphias gladius* L. 1758, no Atlântico Sul**. Rio Claro: UNESP/ Instituto de Biociências, 1996. 175p. Tese de Doutorado.

_____; AMORIM, A. F.; FAGUNDES, L. Diagnose das pescarias dos atuneiros de Santos (1971-1995). In: CONGRESSO LATINO-AMERICANO SOBRE CIÊNCIAS DO MAR, 7., Santos, 1997. v.1, p.48-50. Resumos expandidos.

BRASIL. Ministério da Fazenda. Secretaria da Receita Federal. **Instruções para preenchimento da declaração de ajuste**: manual da declaração de ajuste anual. Brasília, 1992-95.

CONJUNTURA ECONÔMICA. Rio de Janeiro: FGV, v.32-46, 1978-92.

HARVEY, A. C. **Forecasting, structural time series models and the Kalman Filter**. Cambridge, University Press, 1989. 554p.

_____; PETERS, S. Estimation procedures for structural time series models. **Journal of Forecasting**, England, v.9, n.2, p.89-108, Mar./Apr. 1990.

_____; TODD, P. H. J. Forecasting economic time series with structural and Box-Jenkins models: a case study. **Journal of Business & Economic Statistics**, v.1, n.4, p.299-307, Oct. 1983.

MATOS, O. C. **Econometria básica**: teoria e aplicações. 2. ed. São Paulo: Atlas, 1997. 246p.

MORAES, M. N. Development of the tuna fishery of Brazil and preliminary analysis of the first three year's data. **Arq. Est. Biol. Mar. Univ. Ceará**, Fortaleza, v.2, n.2, p.35-57, dez. 1962.

SOUZA, Reinaldo C. **Modelos estruturais para previsão de séries temporais**: abordagens clássica e bayesiana. Rio de Janeiro: CNPq/IMPA, 1989. 171p.

THEIL, H. **Applied economic forecasting**. Amsterdan, North-Holland, 1966. 474p.

U.S. DEPARTMENT OF LABOR. Bureau of Labor Statistics. **Consumer Price Index - All Urban Consumers (CPI-U)** [Online]. Available: ftp://ftp.bls.gov/pub/special.requests/cpi/cpiai.txt [capturado em 8 set. 1998].

VANDAELE, W. **Applied time series and Box-Jenkins Models**. Orlando: Academic Press, 1983. 417p.

VICENTE, José R. Modelos estruturais para previsão das produções brasileiras de carne de frango e ovos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v.30, n.4, p.305-319, out./dez. 1992.

Recebido em 13/11/98. Liberado para publicação em 01/04/99.