

SAZONALIDADE E EVOLUÇÃO DE PREÇOS EM DIFERENTES SETORES DE COMERCIALIZAÇÃO DE SARDINHA (*Sardinella brasiliensis*)¹

Lúcio Fagundes²

José R. Vicente³

Mario A. Margarido⁴

RESUMO – O objetivo deste estudo foi analisar a evolução de preços de sardinha em níveis de produtor, atacado e varejo, no período 1984-97. Modelos estruturais básicos foram estimados para permitir identificar fatores sazonais e sua evolução. Os resultados mostraram que tanto as séries de preços, quanto a de quantidade desembarcada, apresentam diversos meses com fatores sazonais significativos. Os fatores sazonais associados às séries de preços do produto *in natura* no atacado, e de quantidade desembarcada, foram os que mais sofreram alterações no período analisado.

Palavras-chave: sardinha, preços, modelos estruturais

INTRODUÇÃO

A sardinha-verdadeira *Sardinella brasiliensis* (Steindachner, 1879) representou em 1980, 47% da produção total de pescado obtido nas costas brasileiras (Neiva, 1990). No período de 1983 a 1987, atingiu 31,8% do total de pescado desembarcado na região Sudeste e Sul do Brasil e 24,3% da produção brasileira (Valentini & Cardoso, 1991).

Essa pesca resulta, dado as características de ocorrência desta espécie e do tipo de equipamento utilizado, no fornecimento de proteína animal a um custo tal que a torna suscetível de ser adquirida pela população de renda mais reduzida, quer sob a forma de produto fresco, quer industrializado (Carvalho, Giulietti e Carmo, 1977).

Ainda sob o foco social, a pesca da sardinha tem uma importante função; como exemplo temos que no período de 1983-87, quando o número de embarcações entre médio e grande porte envolvidas com a pesca desse recurso estava acima de 300, ocupando uma mão de obra direta em torno de 7.000 pescadores embarcados. Esse número pode ser multiplicado, quando levamos em conta as pessoas envolvidas na pesca artesanal, comercialização e industrialização (Valentini & Cardoso, 1991).

A variação na captura dessa espécie tem como explicação principal as oscilações verificadas na estrutura oceanográfica as quais podem causar deslocamentos nos cardumes tornando-os inacessíveis à frota pesqueira comercial (Matsuura, 1983).

Pela relevância da sardinha na cadeia produtiva do pescado, este estudo tem como objetivo analisar os padrões de sazonalidade e o comportamento dos preços em distintos níveis de comercialização.

¹ Este estudo é parte de projeto de pesquisa mais amplo, em desenvolvimento no Instituto de Economia Agrícola e no Instituto de Pesca. Os autores agradecem a colaboração do Pesquisador Científico Hélio Valentini, do Núcleo de Economia e Estatística Pesqueira, do Pólo Especializado de Desenvolvimento Tecnológico do Agronegócio do Pescado Marinho.

² Mestre em Ciências Biológicas, Pesquisador Científico do Pólo Especializado de Desenvolvimento Tecnológico do Agronegócio do Pescado Marinho, do Instituto de Pesca (IP), ipescapm@terra.com.br

³ Doutor em Teoria Econômica, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola (IEA) e Bolsista do CNPq., jrvicente@iea.sp.gov.br

⁴ Doutor em Economia Aplicada, Pesquisador Científico do IEA, mamargarido@iea.sp.gov.br

METODOLOGIA

As séries analisadas referem-se a preços recebidos pelos pescadores (produto para comercialização *in natura* e destinado à indústria), preços no atacado (produto *in natura*), preços no varejo *in natura* e industrializado (lata), e à quantidade capturada; o período estudado estende-se de janeiro de 1984 a dezembro de 1996.

Os preços mensais recebidos pelos pescadores (comercializado *in natura* e destinado à indústria) foram coletados dos informes da Cooperativa Mista de Pesca Nipo-Brasileira, sediada em Guarujá (SP), com filial em Santa Catarina. Essa Cooperativa foi responsável no período de 1991 a 1995, pela descarga e comercialização de cerca de 50 % da produção do Estado de São Paulo.

Os preços mensais no atacado tiveram como fonte publicações periódicas do CEAGESP contendo preços mensais comercializados em São Paulo (BOLETIM MENSAL DA CEAGESP, 1984-96).

As série de preços mensais no varejo (*in natura* e enlatado) utilizadas, foram as coletadas e publicadas pelo IEA, referentes à cidade de São Paulo (INFORMAÇÕES ECONÔMICAS, 1984-97).

As quantidades capturadas mensalmente na região Sudeste e Sul, foram obtidas nos Relatórios das Reuniões Anuais do Grupo Permanente de Estudos sobre a Sardinha, Brasília (SUPERINTENDÊNCIA, 1984-96).

Os preços foram deflacionados para agosto de 1994, com base no IGP-DI, da Fundação Getúlio Vargas (FGV).

Modelo

Para analisar as séries, visando identificar fatores sazonais, foram utilizados modelos estruturais, com a formulação mais empregada em séries econômicas, conhecida como Modelo Estrutural Básico (BSM), constituído por tendência, sazonalidade e componente irregular (Harvey, 1989):

$$y_t = \mathbf{m}_t + \mathbf{g}_t + \mathbf{e}_t \rightarrow (1)$$

com $t = 1, \dots, T$.

O processo gerador da tendência é considerado como uma aproximação local a uma tendência linear:

$$\mathbf{m}_t = \mathbf{m}_{t-1} + \mathbf{b}_{t-1} + \mathbf{h}_t \rightarrow (2)$$

$$\mathbf{b}_t = \mathbf{b}_{t-1} + \mathbf{z}_t \rightarrow (3)$$

onde η_t e ζ_t são ruídos brancos não correlacionados entre si, e com variâncias σ^2_{η} e σ^2_{ζ} , respectivamente, e β é a declividade da tendência. Essa especificação permite que os parâmetros associados a tendência se alterem continuamente no tempo.

O componente sazonal é gerado por:

$$\mathbf{g}_t = - \sum_{j=1}^{s-1} \mathbf{g}_{t-j} + \mathbf{w}_t \rightarrow (4)$$

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 períodos consecutivos tem esperança zero e variância que permanece constante no tempo⁵.

A operacionalização do modelo⁶ é feita através de sua representação na forma de espaço de estado⁷. O espaço de estado de um modelo univariado de série temporal consiste de uma equação de transição

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

e, de uma equação de medida

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

onde y_t é o vetor das observações, α_t é o vetor de estado - em geral não observável - ($m \times 1$), z_t é um vetor de parâmetros ($m \times 1$) que relaciona a série observada ao vetor de estado, T_t é uma matriz ($m \times m$) de parâmetros que representa a evolução do vetor de estado. Assume-se que ε_t é ruído branco com média zero e variância $h_t = \sigma^2_{\varepsilon}$, κ_t é ruído branco multivariado com média zero e matriz de variância e covariância

$$Q_t = \text{diag.}(S_m^2, S_z^2, S_w^2, 0, 0)$$

Adicionalmente, assume-se que o vetor de estado inicial (α_0) tem média a_0 e matriz de variâncias e covariâncias P_0 ($m \times m$) e que os termos aleatórios são não-correlacionados entre si e com o vetor de estado inicial.

Com a representação do modelo em forma de espaço de estado, pode-se aplicar o Filtro de Kalman⁸ - 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 hiperparâmetros) tem que ser estimados: pela abordagem clássica (de Harvey), a estimação é feita diretamente da série histórica, por máxima verossimilhança, geralmente no domínio do tempo⁹. Os valores de a_0 e de P_0 também tem 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, $a_0 = 0_{m \times 1}$ e $P_0 = cI_{m \times m}$, onde c é um número real finito mas muito grande.

⁵ 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).

⁶ 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.

⁷ A formulação em espaço de estados de um processo estocástico (estacionário ou não), baseia-se na propriedade de sistemas Markovianos, em que o 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).

⁸ A formalização do Filtro de Kalman pode ser vista em Harvey (1989) e em Souza (1989),

⁹ Comparações entre os resultados de estimações efetuadas no domínio do tempo e no domínio da frequência podem ser vistas em Harvey & Peters (1990). Tratamento dos hiperparâmetros segundo uma abordagem bayesiana é apresentado em Souza (1989).

Após o ajuste dos modelos, foi efetuado procedimento de suavização (Harvey, 1989), que permite a obtenção de fatores sazonais a cada instante do tempo e, portanto, analisar alterações ocorridas no período analisado.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Entre janeiro de 1984 e dezembro de 1996, quase todas as séries de preços de sardinha (preços pagos ao pescador pelo produto a ser comercializado *in natura*, preços pagos ao produtor pelas indústrias, preços do produto *in natura* no mercado atacadista e preços do produto enlatado no mercado varejista) apresentaram tendência negativa e significativa a 1% de probabilidade, ou seja, preços reais decrescentes. A única exceção observada foi a da série de preços do produto comercializado *in natura* no varejo, em que a leve tendência ascendente não é estatisticamente significativa, apontando para uma manutenção de nível (figuras 1 a 5).

As quantidades de sardinha desembarcada e comercializada nos portos do Sudeste e Sul do País, e do produto comercializado *in natura* na CEAGESP da cidade de São Paulo, também apresentam tendência de queda estatisticamente significativa a 1% de probabilidade (figuras 6 e 7).

Resultados dos Modelos Estruturais

Os melhores resultados para todos foram obtidos com os dados transformados por logaritmos; na série de quantidade capturada, foi necessário deslocar a função, somando-se um aos valores observados, devido ao aparecimento de zeros nos meses de defeso, nos quais a pesca é proibida.

Em todas as 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).

O componente estocástico associados às sazonalidades (σ_{ω}^2) foi significativo para a quantidade capturada, como também os hiperparâmetros correspondentes aos componentes irregulares dos modelos de preços pagos pela indústria e de quantidade capturada (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 não apareceram como significativas (tabela 1).

Os valores dos coeficientes de determinação de todos os modelos variaram entre 0,58 e 0,85, e os coeficientes positivos de R^2_D (¹⁰), apontam para a superioridade dessas especificações em relação à modelagem de passeios aleatórios simples. Valores negativos de R^2_S (¹¹), nos modelos de preços pagos ao pescador (produto *in natura*), no atacado e no varejo (industrializado), indicam que os fatores sazonais dessas séries poderiam ser representados como determinísticos (tabela 1).

¹⁰ Formalmente, $R^2_D = 1 - \frac{SQR}{\sum_{t=2}^T (\Delta y_t - \bar{\Delta y})^2}$, 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).

¹¹ 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).

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 os preços pagos ao pescador (produto *in natura*) e no atacado (tabela 1)¹².

As séries de preços pagos ao pescador e de quantidade capturada apresentaram os maiores problemas de heterocedasticidade, indicando que as variâncias dos erros estão associadas aos valores dos preços recebidos (tabela 1)¹³.

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 menos 1. Para as séries analisadas, os valores encontrados foram significativos a 5% para os preços pagos ao produtor (*in natura*) e para a quantidade capturada (tabela 1).

Não obstante os problemas detectados pelos testes, que certamente prejudicaram os resultados, pode-se constatar alguma similaridade entre os fatores sazonais. As séries de preços no varejo (*in natura* e industrializado) apresentam sinais positivos no início do ano (janeiro a março ou abril) e negativos no segundo semestre (junho a novembro para a primeira e agosto a outubro para a última série). Os sinais e a significância das séries de preços do produto *in natura*, em níveis de pescador e atacado, concordam em nove meses, destacando-se os efeitos positivos no período janeiro-março, e negativos de maio a julho. Entre as séries de preços, a menos aderente às demais foi a de preços pagos pelas indústrias; esse resultado pode ter como explicação importações e estocagem (tabela 1).

A quantidade capturada apresentou sinais negativos e significativos nos meses de janeiro e fevereiro, como esperado, já que esses meses compreendem o período de defeso, em que a pesca é proibida. No trimestre subsequente ao período de defeso, os fatores sazonais das capturas tiveram sinais positivos e coeficientes significativos; esse mesmo resultado repetiu-se no período anterior ao defeso, com os coeficientes de outubro e novembro sendo significativos (tabela 1).

A evolução dos componentes sazonais significativos associados à quantidade produzida, mostra padrões distintos: em janeiro e fevereiro, meses de defeso, percebe-se certa estabilidade no primeiro, e tendência de crescimento (em módulo) do segundo, o que pode ser explicado pelo fato da proibição legal da pesca em fevereiro no período mais recente, e fiscalização mais eficiente; no outro grupo de meses, com coeficientes positivos, as variações são menores, mas os fatores sazonais são crescentes, embora a diferentes níveis, indicando crescimento da oferta relativa (figura 8).

Os fatores sazonais associados às séries de preços apresentaram estabilidade, mesmo os modelados com componentes estocásticos, com exceção dos preços no atacado. Os dessa última série, nos meses de janeiro, fevereiro, junho, julho e dezembro, apresenta tendência a se aproximar dos níveis de fatores sazonais dos preços no varejo, ou dos pagos ao produtor pelo produto a ser comercializado *in natura*. É interessante destacar os meses de março, maio¹⁴ e agosto, em que os fatores sazonais da série de preços no atacado crescem em módulo, e se

¹² Esse problema pode ser ocasionado por "outliers" ou pela necessidade de transformação dos dados originais; todavia, ajustes com aplicação de raízes quadradas e primeiras diferenças não melhoraram os resultados. A ausência de autocorrelação é suficiente para o Filtro de Kalman fornecer previsões lineares ótimas, mesmo sem a pressuposição de normalidade (Harvey, 1989).

¹³ Outras transformações nos dados originais também não foram consideradas eficientes para eliminar esse problema.

¹⁴ Os fatores do mês de abril não foram representados em gráfico, porque, das séries de preços, apenas a de produto *in natura* no varejo apresentou coeficiente significativo.

afastam dos níveis dos associados aos preços no varejo e ao produtor, embora os sinais dos coeficientes estimados sejam semelhantes (figura 9).

CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS

As séries de preços reais de sardinha em diversos níveis de comercialização – em nível de produtor (produto a ser comercializado *in natura* e a ser industrializado), atacado (produto *in natura*) e varejo (sardinha em lata) – apresentaram, no período 1984-97, tendências decrescentes. A única exceção foi a série de preços do produto *in natura* no varejo, cuja tendência ascendente não chega ser significativa.

A única série de preços que apresentou alterações substanciais nos padrões de sazonalidade, foi a de produto *in natura* no atacado. Os fatores sazonais da quantidade desembarcada também sofreram alterações acentuadas

A combinação observada, de quantidades e preços em queda, sugere a possibilidade de os consumidores estarem optando por outras fontes acessíveis de proteína animal, em substituição à sardinha *in natura*; seria interessante verificar se as elevações de renda episódicas ocorridas logo em seguida aos planos econômicos, refletiram-se em elevações proporcionais no consumo desse peixe.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BOLETIM MENSAL DA CEAGESP, São Paulo, 1984-96.

CARVALHO, F.C.; GIULIETTI, N.; CARMO, N.A. Estacionalidade na produção e comercialização de sardinha no Estado de São Paulo. São Paulo, SEP, 1977. p. 111-116.

COOPERATIVA MISTA DE PESCA NIPO-BRASILEIRA, **Valor da Produção Recebido pelos Cooperados**. Guarujá, SP, 1984-96.

HARVEY, A.C. **Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter**. Cambridge, University Press, 1989. 554 p.

HARVEY, A.C. & PETERS, S. Estimation procedures for structural time series models. **Journal of Forecasting**, 9(2):89-108, mar/apr, 1990.

INFORMAÇÕES ECONÔMICAS. São Paulo, IEA, 1984-97.

MATSUURA, Y.; Análise econômica da produção da sardinha na região sudeste do Brasil. **B. Inst. Oceanográfico**, São Paulo, 30(1): 57-64, 1981.

NEIVA, G. S. **Subsídios para a Política Pesqueira Nacional**. Santos, Terminal Pesqueiro de Santos, TPS, 1990. 64p.

SOUZA, R.C. **Modelos Estruturais para Previsão de Séries Temporais: abordagens clássica e bayesiana**. Rio de Janeiro, CNPq/IMPA, 1989. 171 p.

SUPERINTENDÊNCIA DE DESENVOLVIMENTO DA PESCA. **Relatórios das Reuniões Anuais do Grupo Permanente de Estudos sobre a Sardinha**. Brasília, SUDEPE/IBAMA, 1984-96.

VALENTINI, H., CARDOSO, R. D.; Análise da pesca da sardinha-verdadeira, *Sardinella brasiliensis*, na costa sudeste-sul do Brasil. *Atlântica*, Rio Grande. 13(1):45-54, 1991.

Tabela 1. Principais Resultados da Estimação dos Modelos para Preços nos Diversos Setores de Comercialização e Produção de Sardinha

Hiperparâmetro / Parâmetro / Indicadores	<i>In natura</i> Pescador	t (%)	Atacado	t (%)	Indústria Pescador	t (%)	Varejo <i>in natura</i>	t (%)	Varejo Lata	t (%)	Produção	t (%)
σ_{η}^2	0,03110	0,0	0,0414	0,0	0,0210	0,9	0,0135	0,0	0,0054	0,0	0,3408	0,2
σ_{ζ}^2	0		0		0		0		0			0
σ_{ω}^2	0,00002	83,2	0,00028	13,6	0,0		0,0		0,0000	87,9	0,1225	0,6
σ_{ε}^2	0,00575	12,4	0,0		0,1047	0,0	0,0		0,0		0,6188	0,0
Tendência												
Nível	-2,1368	0,0	-1,3525	0,0	-2,0118	0,0	0,445	0,0	-0,6325	0,0	8,4197	0,0
Inclinação	-0,0076	59,4	-0,0054	74,1	-0,0058	62,6	0,0004	96,7	-0,0013	82,8	-0,0053	91,1
Fatores Sazonais												
Dezembro	0,1245	2,5	0,1147	10,0	0,0647	49,9	-0,0132	68,5	-0,0023	90,8	0,3136	59,7
Novembro	0,1631	0,3	-0,0332	62,2	0,016	86,7	-0,0764	1,9	-0,0238	25,2	1,6548	0,3
Outubro	0,1004	6,7	0,0242	71,9	0,1865	5,2	-0,0691	3,4	-0,0531	1,1	1,2181	2,9
Setembro	-0,0036	94,7	-0,0347	60,7	-0,0125	89,5	-0,0870	0,8	-0,0359	8,3	0,4862	37,9
Agosto	-0,0311	56,7	-0,1710	1,2	0,0675	47,8	-0,0774	1,7	-0,0349	9,2	0,0354	94,9
Julho	-0,2781	0,0	-0,1366	4,4	-0,1949	4,2	-0,1237	0,0	-0,0113	58,5	-0,0905	87,0
Junho	-0,2836	0,0	-0,1891	0,6	-0,0931	32,8	-0,1014	0,2	0,0141	49,5	0,6086	27,1
Mai	-0,0933	8,7	-0,1627	1,7	-0,1706	7,4	-0,0246	44,6	0,0151	46,5	1,4960	0,7
Abril	-0,0068	90,0	-0,0060	92,9	-0,0507	59,4	0,0798	1,4	0,0302	14,5	1,9141	0,1
Março	0,0910	9,7	0,2334	0,1	0,0422	65,8	0,1442	0,0	0,0391	6,0	1,5136	0,7
Fevereiro	0,0943	8,6	0,1730	1,1	0,0683	47,4	0,1576	0,0	0,0281	17,6	-4,0729	0,0
Janeiro ⁽¹⁾	0,1233	4,2	0,1879	0,6	0,0765	42,0	0,1912	0,0	0,0349	9,1	-5,0769	0,0
R^2	0,85		0,65		0,58		0,77		0,77		0,66	
R^2_D	0,20		0,13		0,27		0,31		0,04		0,72	
R^2_S	-0,02		-0,06		0,21		0,00		-0,04		0,13	
λ^2_{11} (sazonalidade)	42,97	0,0	29,38	0,0	11,97	0,3	65,19	0,0	10,46	0,5	165,40	0,0
λ^2_2 (normalidade)	1,74	41,9	0,67	71,5	216,42	0,0	15,54	0,0	12,91	0,2	33,90	0,0
$F_{47,47}$ (heterocedasticidade)	2,09	0,6	1,50	8,7	11,10	0,0	1,42	11,9	0,93	60,3	6,64	0,0
Q_{12} (autocorrelação)	21,08	1,2	14,25	11,4	16,14	6,4	13,84	12,8	14,16	11,7	36,40	0,0

Fonte: Resultados da Pesquisa.

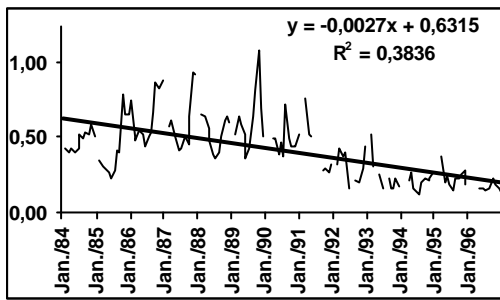


Figura 1 - Média dos preços pagos ao pescador, para o mercado *in natura*, Guarujá (SP), Janeiro de 1984 a Dezembro de 1996 (R\$ de agosto de 1994 / kg)

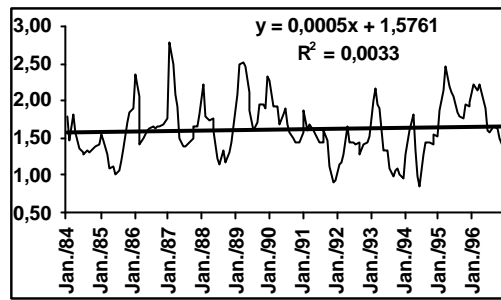


Figura 2 - Média dos preços no mercado varejista, produto *in natura*, São Paulo (SP), Janeiro de 1984 a Dezembro de 1996 (R\$ de agosto de 1994 / kg)

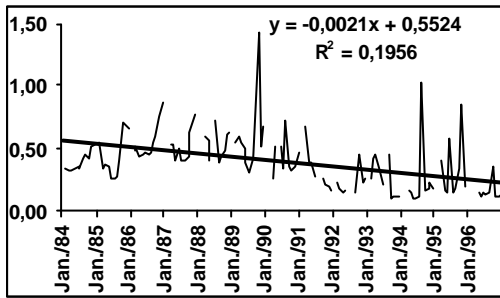


Figura 3 - Média dos preços pagos ao pescador, produto para a indústria, Guarujá (SP), Janeiro de 1984 a Dezembro de 1996 (R\$ de agosto de 1994 / kg)

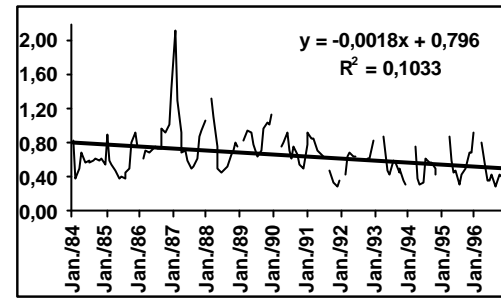


Figura 4 - Média dos preços no mercado atacadista (Ceagesp), São Paulo (SP), Janeiro de 1984 a Dezembro de 1996 (R\$ de agosto de 1994 / kg)

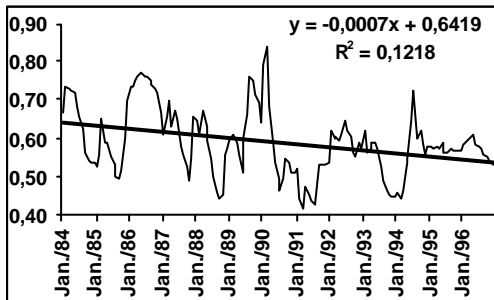


Figura 5 - Média dos preços de sardinha em lata no mercado varejista, São Paulo (SP), Janeiro de 1984 a Dezembro de 1996 (R\$ de agosto de 1994 / kg)

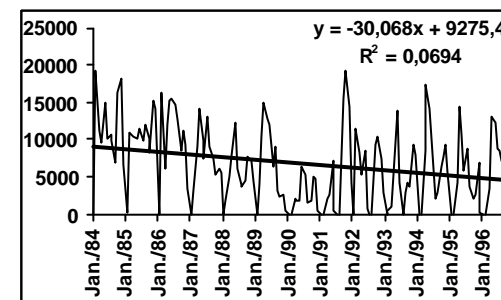


Figura 6 - Quantidade desembarcada nas Regiões Sudeste e Sul do Brasil, 1984-96 (t)

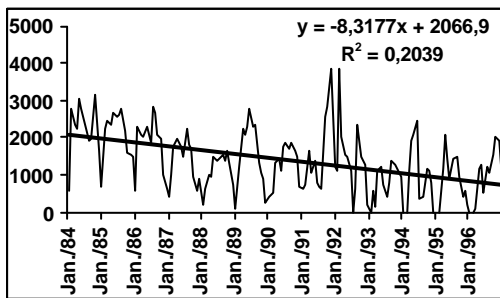


Figura 7 - Entrada de sardinha *in natura* no CEAGESP, 1984-96 (t)

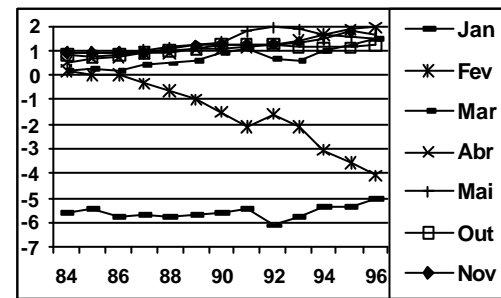


Figura 8 - Evolução dos Fatores Sazonais da Quantidade Desembarcada, 1984-96)

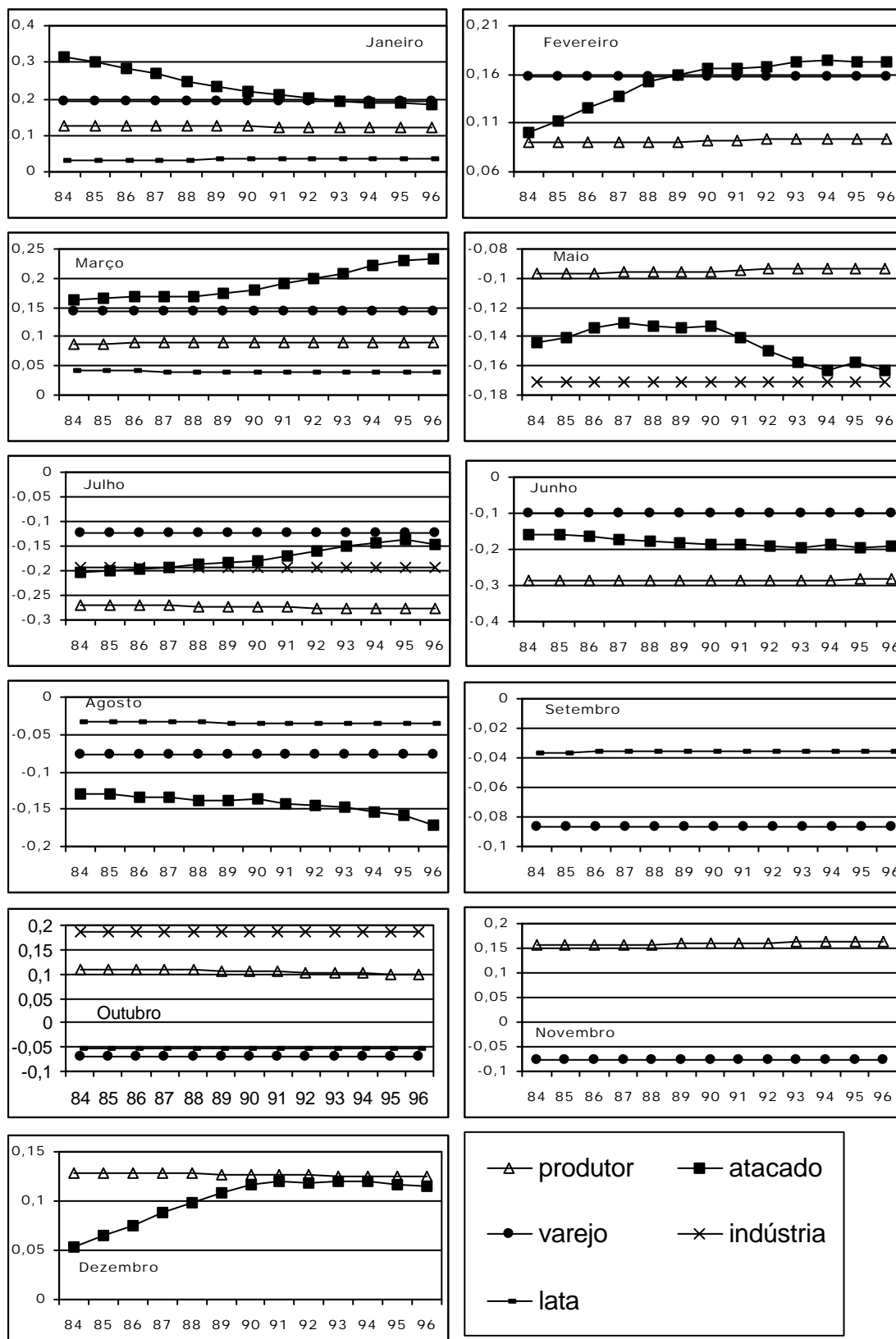


Figura 9. Evolução dos Fatores Sazonais, Séries de Preços de Sardinha, 1984-96.