

## ANÁLISE DA COMERCIALIZAÇÃO DO PESCADO PARAENSE NO MERCADO INTERNACIONAL NO PERÍODO RECENTE

Marcelo Santos Chaves - modelo.doma@gmail.com

Ricardo Bruno Nascimento dos Santos - ricardobns@gmail.com

\* Submissão em: 17/12/2020 | Aceito em: 31/12/2020

### RESUMO

Tendo em vista a evolução positiva do volume de pescado paraense exportado nos últimos 5 anos, seria possível, em termos de comércio exterior, afirmar que existe uma relação linear de longo prazo entre preço e quantidade exportada dessa commodity, de maneira a corroborar a Lei da Oferta, um dos pilares centrais da teoria marginalista de Alfred Marshall? Para responder a tal questionamento empregou-se o teste de cointegração de Johansen, além de modelos de vetores autorregressivos com correção de erros (VEC) com  $p(1)$ . Os resultados apontaram haver um vetor ( $r$ ) que cointegre as séries, permitindo corroborar a tese proposta por Marshall, e concluir haver uma relação de longo prazo entre preço e quantidade exportada de pescado paraense, onde entre 1997-2017 um aumento médio de 1% no preço do pescado paraense no mercado internacional provocou um aumento médio de 11,32% na quantidade exportada desse produto, permitindo inferir uma elevada sensibilidade entre preço e produto ofertado, da ordem de 11,32.

**Palavras-Chaves:** Pescado, Exportação, Cointegração, Vetores Autorregressivos.

### ABSTRACT

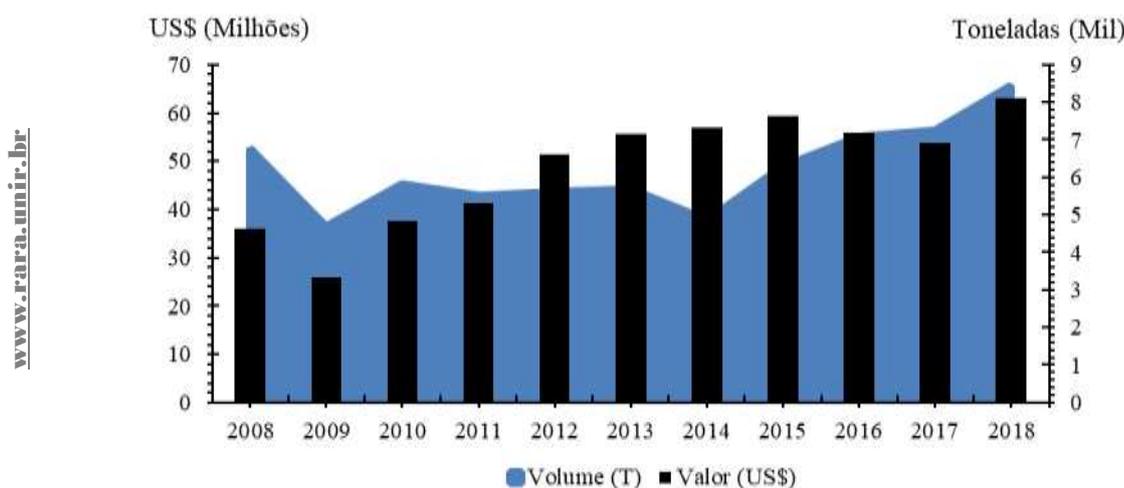
In view of the positive evolution of the Pará fish volume exported in the last 5 years, it would be possible, in terms of foreign trade, to affirm that there is a linear long-term relationship between price and quantity exported of this commodity, in order to corroborate the Law of Offer, one of the central pillars of Alfred Marshall's marginalist theory? In order to answer such questioning, the Johansen cointegration test was used, as well as error corrected autoregressive (VEC) vector models with  $p(1)$ . The results indicated that there is a vector ( $r$ ) that cointegrates the series, corroborating the thesis proposed by Marshall, and concludes that there is a long-term relationship between price and quantity of Pará fish exports, where between 1997-2017 an average increase of 1% The price of Pará fish in the international market caused an average increase of 11.32% in the exported quantity of this product, allowing to infer a high sensitivity between price and product offered, of the order of 11.32.

**Keys words:** Fish, Export, Cointegration, Autoregressive Vectors.

## 1 INTRODUÇÃO

No período recente a economia paraense vem se destacando nas relações comerciais com o exterior. Em 2018 o estado ocupou a terceira colocação no ranking de estados com maior saldo comercial do país, registrando a cifra de US\$ 14,434 bilhões. Especificamente em relação ao pescado, o mesmo registrou um volume de exportações da ordem de US\$ 53,882 em 2018, com um incremento de 17% em relação ao ano de 2017. O Gráfico 1 descreve a evolução do volume pescado exportado do estado do Pará, e os ativos em dólares obtidas do resto do mundo.

Gráfico 1: Pará – Evolução do Volume e Valor Exportado do Pescado, 2008-2018



Fonte: MDIC, 2019.  
Elaborado pelo autor.

Entre 2008-2018 volume do pescado no Pará cresceu cerca de 25%, chegando em 2018 com um total de 8.458 mil de toneladas. Não por acaso, o nível de investimentos no estado associados a esta atividade via Plano Safra recrudesceram em 65%, saindo de R\$ 3,826 milhões para R\$ 6,348 milhões no período em comento. Contudo, segundo o Relatório Anual de Informações Sociais (RAIS), o número de empreendimentos ligados à criação e comercialização de pescado retraiu de 79 estabelecimentos formais em 2008, para 73 estabelecimentos em 2017 em todo estado. Outro componente a se destacar na cadeia de produção desse produto é o número de empregos formais constituídos nesses empreendimentos, que saiu de 1.440 vínculos para 549 vínculos formais no período no estado, mostrando haver um aumento no nível de produtividade dessa atividade, pois, em que pese apresentar reduções em instalações e mão de obra, ainda sim aumentou substancialmente seus níveis de quantidade e valor exportado, entre 2008 a 2017-18.

Associado a esse contexto econômico de produção e comercialização de commodities no Pará, estudos econométricos recentes em nível nacional e regional, apontam haver um elo linear ( $r$ ) capaz de fazer com que a quantidade exportada e preço de commodities movam-se estocasticamente juntas ao longo do tempo, ou seja, demonstram haver uma relação cointegrada de longo prazo entre essas variáveis.

Diante disso, em se tratando do escopo econômico paraense na produção do pescado, é possível admitir a existência de um vetor cointegrante ( $r$ ) entre a quantidade e preço do pescado comercializada pelo estado com o resto do mundo? É possível admitir que, face o aumento de seus níveis de produtividade desta atividade na economia do estado, existe uma relação de longo prazo entre quantidade e preço do pescado paraense no mercado internacional?

Para responder a tais questionamentos, efetuou-se uma reflexão teórica sobre a relação preço e quantidade ofertada, a partir da Lei de Oferta, e posteriormente empregou-se o teste de cointegração de Johansen, além de um modelo de correção de erros (VEC). Na seção a seguir é constituído o arcabouço teórico que sustentará a análise do problema econômico suscitado. Na terceira seção será apresentada uma revisão de literatura, onde é feito o registro dos trabalhos que testaram a hipótese de cointegração entre preço e quantidade de commoditys exportadas. Na quarta seção são apresentados os procedimentos metodológicos do teste e modelo utilizados. Na quinta seção são apresentados e discutidos os resultados do teste e a inferência do modelo. E por fim, na seção sexta são feitas as considerações finais.

## 2 ESCOPO TEÓRICO

### 2.1 OFERTA E DEMANDA

Tem-se intuitivamente a percepção de que, a disponibilidade de um produto, e a sua procura por determinado grupo de consumidores, de alguma maneira afete seu preço. Rastreado a literatura especializada no tema, constata-se que as primeiras impressões descritas a respeito deste fenômeno econômico foi efetuada por Locke (1691), que sem mencionar o termo oferta e demanda, pontificou o princípio de que o preço de qualquer commodity tende a aumentar ou retrair, a depender da proporção do número de compradores e vendedores.

Com vistas a sofisticar as compreensões a respeito desse fenômeno econômico, Stuart (1767), introduzindo o conceito de oferta e demanda, ponderou que, quando os níveis de oferta de um produto forem superiores à demanda de consumidores, os preços serão diretamente reduzidos, implicando na redução dos rendimentos dos comerciantes britânicos de sua época. Em seguida

Smith (1776) passou a definir a relação de oferta e demanda como uma mão invisível que ajusta naturalmente a economia.

Por fim, Marshall (1890) elaborou um arcabouço teórico, que ficou conhecido como teoria marginalista, e se constituiu na corrente dominante (mainstream) do pensamento microeconômico moderno. Esta teoria neoclássica estabeleceu, dentre outras considerações econômicas, a sistematização matemática do princípio de oferta e demanda, e delineou a chamada Lei da Oferta, que consiste na premissa de que, em concorrência perfeita, quanto mais alto for o preço de um produto, maior será a capacidade e o desejo das firmas em produzir e vender o mesmo, aumentando assim a sua oferta. Tal premissa permite deduzir que, no longo prazo, preço e quantidade tenderam a se comportar de maneira cointegrada.

### 3. REVISÃO DA LITERATURA

No rol da literatura especializada observa-se discussões e modelagens econométricas a respeito das relações entre preço e oferta de commodities brasileiras e paraenses no mercado internacional. Dentre os trabalhos publicados, será destacado a seguir um conjunto de trabalhos que chegaram a conclusões interessantes para o desenvolvimento teórico deste artigo.

Franco (2008) ao desenvolver um modelo estrutural de previsão de preço do minério de ferro entre 1980-2007, período esse que compreende parte da fase do superciclo de exportações de commodities (década de 2000), constatou haver um vetor de cointegração entre preço e quantidade do minério de ferro exportado pela economia brasileira. Em outras palavras, a autora identificou a existência de uma relação de longo prazo entre preço e quantidade exportada desse produto ao longo do período pesquisado.

Silva et al., (2011) analisaram os determinantes da oferta de carne de frango brasileira para exportação, no período de 1992 a 2007, por intermédio de teste de cointegração de Johansen e modelos de autorregressão vetorial reparametrizados (VEC). Os resultados demonstraram haver uma relação de longo prazo entre a quantidade e preço da carne de frango brasileira exportada.

Albuquerque (2014), examinando o comportamento a oferta de soja e de minério de ferro do nacional para exportações no período de 1997-2013, a partir de um modelo de equações simultâneas, entre as funções de oferta e demanda e estimação das elasticidades empregando os métodos OLS Pooled, LSDV com efeitos fixos, GLS com efeitos aleatórios e GMM, constatou haver uma relação de longo prazo entre preço e quantidade de soja, bem como entre preço e quantidade de minério de ferro.

Simões et al., (2015) examinaram os padrões da atividade madeireira no Pará e sua relação com o comércio exterior, a partir de testes de cointegração e modelos de vetor de correção de erros no período de 1997-2012. Os resultados dos testes evidenciaram a existência de relação de longo prazo entre a quantidade e o preço da madeira paraense exportada.

Nota-se, de plano, que essas literaturas atestaram haver um comportamento linear direto entre preço e quantidade de commodities exportadas no longo prazo, observações empíricas essas que se encontram em plena concordância com as diretrizes neoclássicas estabelecidas pela Lei de Oferta. Desse modo, considerando o contexto econômico especificamente do estado do Pará, que também é um pujante exportador de commodities, é possível admitir a hipótese de uma possível relação de longo prazo entre preço e quantidade exportada do pescado paraense, nos termos da Lei de Oferta?

#### 4 ESCOPO METODOLÓGICO

A investigação sobre as relações entre a produção de pescado no estado do Pará e o comércio exterior será efetuada por meio da análise dinâmica de séries de tempo, a partir do modelo de Vetores Autorregressivos. Tal modelo é usualmente empregado na literatura especializada objetivando responder a problemas de relações endógenas e dinâmicas entre as variáveis selecionadas. Nessa estrutura metodológica será discorrido sobre as principais técnicas e métodos para inferência e aferição dessas relações, relativas ao modelo autorregressivo proposto.

##### 4.1 TESTE DE ESTACIONARIEDADE (RAIZ UNITÁRIA)

Um intervalo temporal estacionário é a garantia de que medidas como média, variância e covariância permanecerão constantes ao longo do tempo (GUJARATI, 2000; PINDYCK; RUBINFELD, 2004). Para examinar tais condições faz-se necessário realizar o teste de raiz unitária, cujo propósito é averiguar o comportamento estacionário ou não das séries temporais relativas às variáveis especificadas, por intermédio do teste Dickey-Fuller por estimação de uma equação de teste por mínimos quadrados generalizados (DF-GLS), onde será adotado como hipótese nula ( $H_0$ ) a existência de raiz unitária, o que implica em um comportamento não estacionário da série. Segundo Mattos (2015), o teste DF-GLS diferencia-se dos testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) em função de possuir um operador de defasamento padrão L, o que lhe confere um poder maior sobre os erros AR(p).

#### 4.1 TESTE DE COINTEGRAÇÃO

A análise das relações entre as variáveis será desenvolvida por intermédio da metodologia de cointegração, proposta por Johansen (1988) a partir dos testes estatísticos do traço ( $\lambda$ Traço) e do máximo autovalor ( $\lambda$ Máx). A existência de vetores de cointegração garante que as variáveis possuem uma tendência estocástica comum, ou seja, atesta a subsistência de uma relação de longo prazo entre as séries em exame.

Tal procedimento de Johansen utiliza o método de máxima verossimilhança para estimar os vetores de cointegração. O teste do traço é dado por  $LR_{\text{traço}} = -T \sum_{i=r+1}^K (1 - \hat{\lambda}_i)$  e compara a hipótese nula ( $H_0$ ) de ausência de vetores de cointegração ( $r = 0$ ) versus hipótese alternativa ( $H_1$ ) que considera no máximo um vetor de cointegração ( $r \leq 1$ ). O teste do  $\lambda$  máximo (ou máximo autovalor) é dado por  $LR_{\text{max}} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r-1})$  elaborado por Johansen e Juselius (1990), onde a hipótese nula ( $H_0$ ) testa a existência de exatamente ( $r$ ) vetor de cointegração contra a hipótese alternativa ( $H_1$ ) de existência de ( $r + 1$ ) vetores.

#### 4.2 COMPOSIÇÃO FUNCIONAL DO MODELO VEC

Segundo Simões et al., (2016), um modelo VEC pode ser definido como um VAR-padrão mais o termo de correção de erro. De outro modo, um VEC corresponde a um VAR limitado pela relação de equilíbrio de longo prazo existente entre as variáveis do modelo. Em termos de sua estrutura algébrica, um VEC pode ser deduzido a partir de uma estrutura funcional autorregressiva de defasagem distribuída (ARDL) definida por (1,1), e composta pelas séries de variáveis  $y_t$  e  $A_t$ , sendo integradas de ordem  $I(1)$ . Extraíndo-se de ambas as primeiras diferenças  $\theta y_t = y_t - y_{t-1}$  e  $\theta A_t = A_t - A_{t-1}$  é possível ilustra-las da seguinte maneira:

$$y_t = \alpha + \ell y_{t-1} + \eta_0 A_t + \eta_1 A_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

E a partir de (1) obtém-se:

$$\Delta y_t = \alpha + \eta_0 \Delta A_t + (\ell_1 - 1) y_{t-1} - \phi A_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

De modo que:

$$\phi = \frac{-(\eta_0 + \eta_1)}{(\ell_1 - 1)}$$

Desse modo, afirma-se que (2) é o modelo VEC, onde reside uma relação de equilíbrio do tipo:  $\Delta y_t = \alpha + \eta_0 \Delta A_t + (\ell_1 - 1) + \varepsilon_t$ , e o erro de equilíbrio  $(\ell_1 - 1) \cdot (y_{t-1} - \phi A_{t-1})$ , que corresponde ao desvio do par de variáveis a partir desse equilíbrio.

A estrutura do modelo aponta que uma variação em  $y_t$  em relação ao período anterior representa igualmente uma variação associada tanto ao movimento em  $A_t$ , como também a uma parcela do desvio  $(\ell_1 - 1) \cdot (y_{t-1} - \phi A_{t-1})$  ao longo do percurso de equilíbrio de longo prazo. Em síntese,  $\eta$  registra a velocidade de ajustamento de retorno ao equilíbrio, e por definição estrita, mensura a proporção de erro do derradeiro período de equilíbrio para aquele em que é corrigido (SIMÕES; SILVA; SILVA, 2015).

#### 4.3 FUNÇÃO DE RESPOSTA AO IMPULSO (FIR)

A função impulso resposta consiste em se verificar a evolução do impulso ocasionado por choques (ou inovações) ao longo do tempo, de maneira a observar a evolução do impulso sobre o VAR ou VEC. O impulso possui o tamanho de dois desvios-padrão ( $\pm 2$  DP) de cada variável, conforme observado na técnica de decomposição de Cholesky (ENDERS, 1995). Segundo (PESARAN; SHIN, 1998) a FIR foi constituída com a finalidade de suprimir o problema da ordenação das variáveis no VAR.

#### 4.4 BASE DE DADOS E TRATAMENTO DAS INFORMAÇÕES

Neste trabalho foram utilizados dados mensais da economia paraense de janeiro de 1997 a dezembro de 2017, totalizando 252 observações de cada variável, referentes ao preço de exportação do pescado paraense em dólares (US\$) e quantidade ofertada para exportação do pescado paraense em Toneladas (T) – ambos obtidos das informações contidas no Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC); e a taxa de câmbio comercial (taxa de troca) R\$/US\$, foi obtido do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA).

Com vistas a se evitar problemas de *overdifferencing*, resultantes da sobreposição das operações de diferença, extraiu-se o logaritmo natural de todas as variáveis (CHAREMZA; DEADMAN, 1997). Dessa forma as variáveis passaram a ter a seguinte classificação:

LN\_QEX = logaritmo natural da quantidade de pescado paraense exportada em (T);

LN\_PEX = logaritmo natural do preço de exportação do pescado paraense US\$/T;

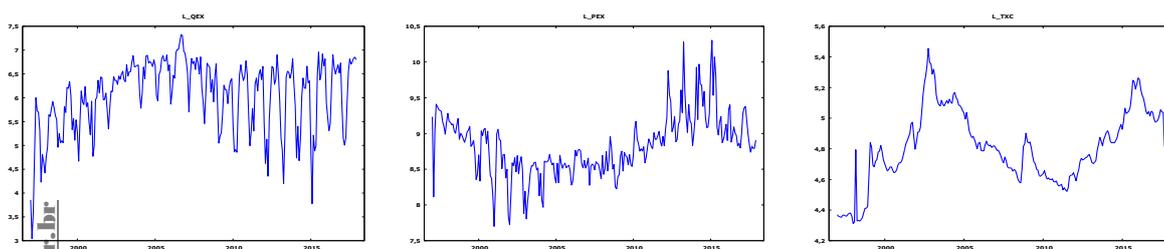
LN\_TXC = logaritmo natural da taxa de câmbio comercial R\$/US\$.

## 5. RESULTADOS E INFERÊNCIAS DO MODELO

### 5.1 REPRESENTAÇÃO GRÁFICA DAS SÉRIES DO MODELO

Gujarati (2000) argumenta sobre a necessidade de uma avaliação preliminar via ilustração gráfica, de maneira a ser ter as primeiras impressões quanto ao comportamento das séries temporais em estudo no tempo, antes da adoção dos testes de inferência. Desse modo, a Figura 1 apresenta o comportamento das séries de dados:

Figura 1: Pará - Comportamento de LN\_QEX, LN\_PEX, e LN\_TXC entre 1997.01-2017.12



Fonte: MDIC,2019; IPEADATA, 2019.

Elaborado pelo autor.

Um exame dos três gráficos descritos na Figura 1 mostra a existência de comportamentos distintos das séries, oferecendo poucos indícios de estacionariedade. O preço de exportação do pescado apresenta-se relativamente estável, mostrando disfunções acentuadas no começo dos anos 2000, muito em função dos impactos do apagão energético e da moratória argentina ocorridos nesse período, e outro momento de disfunção nos idos de 2015 em função dos impactos de uma recessão técnica. Já a quantidade de pescado exportado vem registrando sucessivas oscilações acentuadas no período. A trajetória do câmbio, assim como os preços de exportação, sofreu forte impacto no início dos anos 2000, também em função das crises energéticas e argentina, finalizando o ano de 2002 com forte depreciação do real frente ao dólar.

### 5.2 TESTE DE RAÍZ UNITÁRIA

O teste de raiz unitária tem a finalidade de averiguar se as séries, na forma de logaritmo natural, encontram-se estacionárias. Neste sentido aplicou-se o método de teste DF-GLS, a partir de um modelo autorregressivo com constante<sup>1</sup>, e com constante tendência<sup>2</sup>, para testar a hipótese nula

<sup>1</sup> A constante inserida no modelo possibilita inferir que, se aceitarmos  $H_0$  o modelo terá apenas uma tendência estocástica; e se rejeitarmos tal hipótese, o modelo não terá nenhuma tendência (MATTOS, 2015).

<sup>2</sup> A constante e tendência inseridas no modelo permite inferir que, se aceitarmos  $H_0$  o modelo terá tanto tendência determinística como também uma tendência estocástica; e se rejeitarmos tal hipótese, o modelo terá apenas tendência determinística (MATTOS, 2015).

quanto a existência de raiz unitária, e a hipótese alternativa da série ser estacionária. Os resultados do teste estão descritos na Tabela 2.

Tabela 2: Teste Raiz Unitária DF-GLS em Nível

Série	Estatística Teste ( $\tau$ )	Lag	P-Valor (Assintótico)	Rejeita H0: Raiz Unitária (a = 1)		
				1%	5%	
Modelo com Constante						
LN_PEX	-0,692982	15	0,4170	Não	Não	
LN_QEX	0,319135	15	0,7778	Não	Não	
LN_TXC	-0,825209	15	0,3587	Não	Não	
Série	Estatística Teste ( $\tau$ )	Lag	Valor Crítico		Rejeita H0: Raiz Unitária (a = 1)	
			1%	5%	1%	5%
Modelo com Constante e Tendência						
LN_PEX	-0,817254	15	-3,4800	-2,8900	Não	Não
LN_QEX	-0,961365	15	-3,4800	-2,8900	Não	Não
LN_TXC	-1,645330	15	-3,4800	-2,8900	Não	Não

Elaborado pelo autor.

\* Nota: Defasagens para o teste definidas pelo Critério de Akaike (AIC).

Os resultados em nível descritivo ou probabilidade de significância também chamada de (*P-Valor*) e valores críticos, para um modelo com constante e com constante e tendência, nesta ordem, registraram presença de raiz unitárias em todas as séries em estudo, significando dizer que as mesmas não se encontram estacionárias tanto a 1% quanto a 5% de significância. Desse modo, obteve-se a primeira diferença  $d(I)$  das séries e procedeu-se um novo teste DF-GLS, onde todas séries não mais apontaram presença de raiz unitária, tanto a 1% quanto a 5% (Tabela 3).

Tabela 3: Teste Raiz Unitária DF-GLS em  $d(I)$

Série	Estatística Teste ( $\tau$ )	Lag	P-Valor (Assintótico)	Rejeita H0: Raiz Unitária (a = 1)		
				1%	5%	
Modelo com Constante						
DLN_PEX	-3,54195	0	0,0003918	Sim	Sim	
DLN_QEX	-6,89477	0	3,237E-011	Sim	Sim	
DLN_TXC	-16,4633	0	3,508E-035	Sim	Sim	
Série	Estatística Teste ( $\tau$ )	Lag	Valor Crítico		Rejeita H0: Raiz Unitária (a = 1)	
			1%	5%	1%	5%
Modelo com Constante e Tendência						
DLN_PEX	-6,73405	0	-3,4800	-2,8900	Sim	Sim
DLN_QEX	-10,5586	0	-3,4800	-2,8900	Sim	Sim
DLN_TXC	-16,7196	0	-3,4800	-2,8900	Sim	Sim

Elaborado pelo autor.

\* Nota: Defasagens para o teste definidas pelo Critério de Akaike (AIC).

### 4.3 TESTE DE COINTEGRAÇÃO

Com vistas a avaliar a existência de relações de equilíbrio de curto e longo prazo, a partir da identificação de vetores de cointegração ( $r$ ), procedeu-se o teste de cointegração de Johansen, que se subdivide nos testes do *traço* e do máximo *autovalor*. A tabela 4 ilustra os resultados do teste:

Tabela 4: Teste de Cointegração de Johansen

Ordem ( $r$ )	Autovalor	$(\lambda_{\text{Traço}})$	$p$ -valor	Rejeita $H_0$ : Ausência de Vetores Cointegrados		$(\lambda_{\text{Máx}})$	$p$ -valor	Rejeita $H_0$ : Ausência de Vetores Cointegrados	
				1%	5%			1%	5%
$r = 0$	0,28313	159,43	0,0000	Sim	Sim	79,555	0,0000	Sim	Sim
$r = 1$	0,20975	79,873	0,0000	Sim	Sim	56,261	0,0000	Sim	Sim
$r = 2$	0,09407	23,612	0,0000	Sim	Sim	23,612	0,0000	Sim	Sim

Log Likelihood: = 1025,34 (incluindo uma constante: 347,086)

Elaborado pelo autor.

\* Nota: As defasagens para o teste Johansen foram determinadas por AIC, BIC e HQC considerando o tamanho amostral, com vistas a testar a robustez dos dados.

Analisando os resultados apresentados na Tabela 4 para a hipótese de que ( $r = 0$ ), constata-se que a estatística do traço (159,43), com nível descritivo de (0,0000) é significativa tanto a 1% quanto a 5%, da mesma forma, para o teste de máximo autovalor essa hipótese registrou uma estatística de 79,555 com um  $p$ -valor = 0,0000, sendo significativa também a 1% e 5%. Tais resultados não permitiram rejeitar  $H_0$  e, portanto, concluir pela existência de vetor de cointegração ( $r$ ). Para os demais casos ( $r = 1$  e  $r = 2$ ), constata-se também a necessidade de rejeição da hipótese nula, seja a 1% ou a 5% de significância.

De maneira geral, é possível constatar que as séries em estudo se movem estocasticamente juntas ao longo do tempo, na direção de equilíbrio de longo prazo. Tal observação aponta o emprego de um modelo VEC em diferença, para fins de medição dos impactos isolados de cada variável em relação à outra, como também para fins de previsões das mesmas.

### 5.4 DEFINIÇÃO DE DEFASAGENS

Com objetivo de definir o número de defasagens ( $p$ ) do modelo VEC, é essencial a adoção de algum critério que possibilite selecionar o número de *lags* a serem considerados no modelo. Desse modo foram aplicados os testes para escolha do número de defasagens com fulcro nos critérios: BIC = Critério de Schwartz (1978), AIC = Critério de Akaike (1974) e HQC = Critério de Hannan-Quinn (1979). Os resultados são ilustrados na Tabela 5, a qual apresenta o critério de Schwarz o mais parcimonioso, sugerindo um VEC(-1).

Tabela 5: Critérios de Escolhas de Defasagens

Defasagens	log.L	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	253,17608		-2,124899	-1,943845*	-2,051841
2	262,41924	0,02993	-2,127042	-1,810196	-1,99919
3	267,02234	0,41846	-2,088303	-1,635666	-1,905657
4	282,04884	0,00043	-2,141399	-1,552972	-1,90396
5	292,47095	0,01336	-2,153929	-1,429711	-1,861696
6	298,67335	0,19144	-2,129281	-1,269271	-1,782254
7	311,66679	0,00205	-2,164465	-1,168665	-1,762645
8	324,89695	0,00172	-2,201735	-1,070144	-1,745122
9	351,57076	0,0000	-2,357452	-1,090069	-1,846044
10	417,21548	0,0000	-2,856524	-1,453351	-2,290323
11	440,00814	0,0000	-2,978045	-1,439081	-2,357051*
12	450,88397	0,0097	-2,994572	-1,319817	-2,318784
13	460,06109	0,03128	-2,996133*	-1,185587	-2,265551
14	467,39572	0,10043	-2,98146	-1,035123	-2,196085
15	471,57326	0,4988	-2,938971	-0,856843	-2,098802
16	473,93505	0,85771	-2,880485	-0,662566	-1,985522
17	477,13915	0,69847	-2,82942	-0,47571	-1,879663
18	479,31933	0,88614	-2,769333	-0,279832	-1,764783
19	483,47739	0,50263	-2,726673	-0,101381	-1,667329
20	488,67144	0,31999	-2,69314	0,067943	-1,579003
21	493,33453	0,40773	-2,65493	0,241944	-1,485999
22	501,63039	0,05551	-2,648726	0,383939	-1,425001
23	521,52108	0,00001	-2,744679	0,423777	-1,466161
24	527,11233	0,26341	-2,714646	0,589601	-1,381334

Elaborado pelo autor.

\* Indica o número de defasagens sugerida por cada critério.

## 5.5 VETOR DE COINTEGRAÇÃO E MODELO DE CORREÇÃO DE ERROS

Uma vez estabelecida a ordem de defasagens do modelo VEC(1), torna-se fundamental a extração de seus parâmetros e estatísticas, com vistas a consolidar sua composição funcional.

Tabela 6: Vetor de Cointegração e Modelo de Correção de Erros VEC(1)

Vetor de Cointegração	CointEq1		
DLN_QEX	1,0000		
DLN_PEX	11,322 (0,52154)		
DLN_TXC	2,2839 (2,3651)		
$\alpha$ (Constante)	-0,043912		
Modelo de Correção de Erros	DLN_QEX (1)	DLN_PEX (1)	DLN_TXC (1)
CointEq1	1,39E-02 (0,0139573)	-0,111655 (0,00543970)	4,35E-05 (0,00185149)

[0,9989]	[-20,53]	[0,02350]
<0,3188>	<2,17E-055>	<0,9813>

Elaborado pelo autor.

\*Nível de significância estabelecido foi de 10%.

A partir dos resultados registrados na Tabela 6, a relação de longo prazo entre a quantidade de pescado exportado, em função do preço do pescado no mercado internacional e do câmbio podem ser assim estimados:

$$DLN\_QEX = -0,044 + 11,32DLN\_PEX + 2,30DLN\_TXC \quad (3)$$

A partir dos resultados de (3), observa-se que a elasticidade-preço do pescado no exterior de longo prazo da quantidade exportada é 11,32, o que implica dizer que um incremento de 1% no preço do pescado paraense no mercado internacional, provocará um aumento de 11,32% na quantidade remetida desse produto ao resto do mundo. Já a elasticidade-câmbio de longo prazo da quantidade exportada foi de 2,3 o que permite inferir que, um aumento de 1% na cotação da moeda estrangeira no mercado brasileiro tende a impactar positivamente a quantidade de pescado exportada em 2,3%.

Nota-se também que a soma das elasticidades de longo prazo calculadas não apontam para retornos constantes de escala ( $\epsilon = 1$ ). Segundo (SIMÕES *et al.*, 2016) tal ocorrência justifica-se pelo fato dos ajustes rumo ao equilíbrio não ocorrem integralmente no curto prazo, carecendo de um determinado período para atingir este equilíbrio, e a consequente homogeneidade unitária.

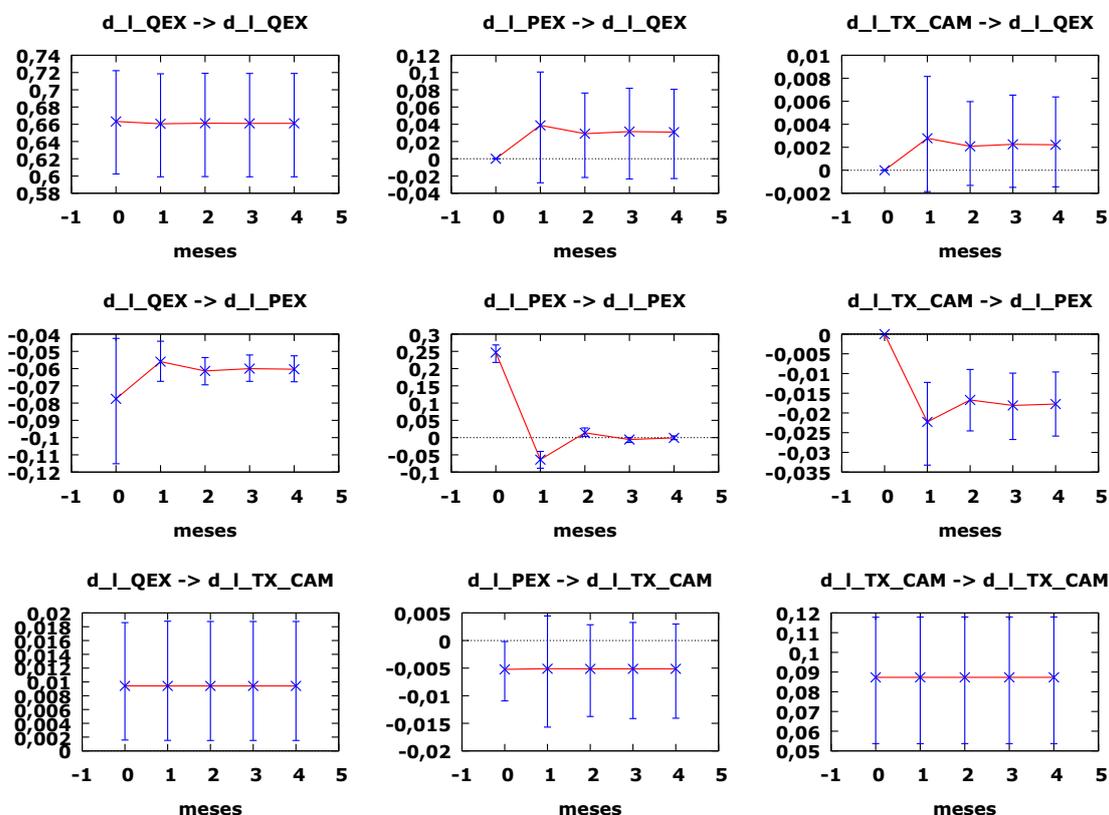
Em uma análise de causalidade (ou exogeneidade) especificamente no modelo de correção de erros, observa-se que a estatística  $t$  do preço do pescado exportado ( $t = 2,17E-055$ ) foi altamente significativa tanto a 5% como também 1%, por outro lado, as estatísticas da quantidade ( $t = 0,3188$ ) e do câmbio ( $t = 0,9813$ ) não registraram significância estatística a 1% e 5%. Tais resultados permitem considerar que o preço do pescado exportado é a variável responsável pelos ajustes que devem ocorrer no curto prazo, dada à ocorrência de algum choque na economia, e, uma vez dissipado o impacto dos choques de curto prazo, as variáveis do modelo voltarão a convergir em direção ao equilíbrio de longo prazo.

## 5.6 FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA (FIR)

A FIR é uma função que possibilita identificar a resposta de uma variável particular, ante choques (impulsos) de variáveis do sistema. De acordo com (SIMÕES *et al.*, 2016), se duas variáveis se encontram correlacionadas ao longo do tempo, e existe uma relação estável entre as mesmas, espera-se que um choque em uma variável tenderá a se espalhar sobre a outra variável. Tal

choque é denominado de inovação ou impulso. A Imagem 1 ilustra os coeficientes do VEC no eixo Y, e descreve o comportamento das variáveis em exame ao longo de 5 meses. O impulso possui o tamanho de dois desvios-padrão ( $\pm 2$  DP) de cada variável.

Imagem 1: Funções Resposta-Impulso de um Choque de uma Unidade de Desvio-Padrão nas Inovações.



Elaborado pelo autor.

A Imagem 1 descreve os choques das variáveis em  $d(I)$ , onde observa-se claramente o quanto um choque nos preços do pescado no mercado internacional afeta a quantidade exportada de pescado nos 5 meses que se seguem. Da mesma forma, um impulso no câmbio promove um salto na quantidade exportada. Chama atenção o forte impacto negativo brusco que uma depreciação cambial exerce sobre os níveis de preço do pescado no comércio externo.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A partir do teste de cointegração desenvolvido neste ensaio, foi possível inferir haver vetores que integrem as series das variáveis preço e quantidade de pescado paraense exportada no longo prazo. Tal evidencia acusou haver uma relação de longo prazo entre elas. De plano, esse resultado permite corroborar a hipótese proposta no presente trabalho, quanto uma possível relação

de longo prazo entre o volume ofertado dessa commodity agropecuária face ao comportamento dos preços da mesma no comércio exterior, e logicamente, corroborar a Lei de Oferta marshallina. Outra evidência que colaborou para ratificação da referida Lei é o fato de que, a partir do registro de uma elasticidade-preço do pescado da ordem de 11,32, um aumento de 1% no preço do pescado paraense no mercado internacional, provocou um aumento de 11,32% na quantidade exportada desse produto, com o adendo de que a variável preço se mostrou altamente significativa estatisticamente para mensurar os impactos sobre o comportamento do volume exportado.

Disto isto, tais evidências levam a constatação de que a dinâmica de comercialização internacional de commodities verificada pelos autores apresentados na Seção 3, também se aplica as características e particularidades da produção e comercialização do pescado paraense na Amazônia.

## REFERÊNCIAS

- ALBUQUERQUE, J. J. DE. **Análise do comportamento da demanda por exportações de soja e de minério de ferro do Brasil**. [s.l.] UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA, 2014.
- BUENO, R. D. L. DA S. **Econometria de séries temporais**. [s.l.] Cengage Learning, 2008.
- CHAREMZA, W. W.; DEADMAN, D. **New directions in econometric practice general to specific modelling, cointegration and vector autoregression**. [s.l.] Cheltenham: Edward Elgar Publisher, 1997.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995.
- FRANCO, P. C. A. DE M. **Modelo estrutural de previsão de preço e volume negociado de minério de ferro**. [s.l.] FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS, 2008.
- GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. São Paulo: Makron Books, 2000.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 1990.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis in cointegrated vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.
- LOCKE, J. **Some Considerations of the Consequences of the Lowering of Interest, and Raising the Value of Money**. London: 1691.
- LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **Applied time series econometrics**. New York: Cambridge University Press, 2004.
- MARSHALL, A. **Principles of Economics**. v.1, Cambridge: 1890
- MATTOS, R. S. DE. **Econometria de Séries Temporais**, 2015. Disponível em: <[http://www.ufjf.br/rogerio\\_mattos/files/2015/04/NotasEST1.ppt](http://www.ufjf.br/rogerio_mattos/files/2015/04/NotasEST1.ppt)>
- PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria: Modelos & Previsões**. Rio de Janeiro: Ed. Campus. 4ª Edição, 2004.



SILVA, M. A. DE P. et al. Oferta de Exportação de Carne de Frango do Brasil, de 1992 a 2007. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, n. 1, p. 31–54, 2011.

SIMÕES, J. E.; SILVA, E. S. E; SILVA, D. C. C. Análise da Exportação de Madeira do Pará em Período Recente. **Cadernos CEPEC**, 2015.

SMITH, A. **The Wealth of Nations**. Londres: 1776

STEUART, J. **An Inquiry into the Principles of Political Economy**. London: Strand, 1767.

VARTANIAN, P. R. Choques Monetários e Cambiais sob Regimes de Câmbio Flutuante nos Países Membros do Mercosul: Há Indícios de Convergência Macroeconômica? **Economia, Brasília (DF)**, v.11, n.2, p.435–464, 2010.