

EVALUATION OF TREND, CYCLE, AND SEASONAL FORECAST PRICE OF ETHANOL ANHYDROUS NORTHEAST

Antonio Carlos Silva Costa

*Programa de Mestrado Profissional em Administração Pública - PROFIAP
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade - FEAC
Universidade Federal de Alagoas – UFAL*

Waldemar Antonio da Rocha de Souza

*Programa de Mestrado Profissional em Administração Pública - PROFIAP
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade - FEAC
Universidade Federal de Alagoas – UFAL*

Claudio Zancan (Corresponding Author)*

*Programa de Mestrado Profissional em Administração Pública - PROFIAP
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade - FEAC
Universidade Federal de Alagoas – UFAL*

**Rua Manoel Maia Nobre, 254 – Apto 702^a – Farol – Maceio – AL – CEP: 57050-120
E-mail: claudiozancan@gmail.com*

Luciana Peixoto Santa Rita

*Programa de Mestrado Profissional em Administração Pública - PROFIAP
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade - FEAC
Universidade Federal de Alagoas – UFAL*

Nicholas Joseph Tavares da Cruz

*Programa de Pós-Graduação em Engenharia da Produção
Universidade Federal de Santa Catarina – UFSC*

ABSTRACT

Several research showed that agricultural commodities prices recorded trend, seasonality and cycle. However we did not identify research analyzing the occurrence of trend, seasonality and cycle in the anhydrous ethanol Northeast prices. In this article we used the structural time series model to analyze the existence of the elements in the anhydrous ethanol Northeast prices, using the real monthly price Alagoas, from December 1999 to March 2015 as proxy. The resulting state space model translated the existence of trend and short- and long-term cycles. However, the seasonality showed no statistically significant result. Also identified interventions, structural breaks and outliers, coincident with changes in legislation and movements in commodity supply and demand, and illustrated twelve months ahead forecasts. The modeling can be used for production, marketing and storage decisions of anhydrous ethanol in the Northeast.

Keywords: *Anhydrous ethanol; trend, cycle and seasonality; forecast; structural time series; Alagoas.*

1. INTRODUÇÃO

O Brasil é um produtor relevante de etanol devido às vantagens naturais de produção da cana-de-açúcar, ganhos de produtividade na produção da cana-de-açúcar e processamento de etanol, assim como o arcabouço de políticas públicas setoriais. Assim, a capacidade de produção de etanol do país aumentou aproximadamente 245% entre 2000 e 2010 (VALDES, 2011).

Desta forma, o aumento da capacidade resulta na previsão de uma produção brasileira total de etanol de 29.200 milhões de litros para 2015, aumentando 1,9% em comparação a 2014. Também, as exportações de etanol brasileiro deverão registrar 1,8 bilhões de litros em 2015, um aumento de 200 milhões de litros em relação a 2014 (USDA, 2014). Em particular, prevê-se a produção aproximada de 523 milhões de litros de etanol para o Estado de Alagoas, o maior produtor do Nordeste, sendo 360,5 milhões de etanol anidro combustível (CONAB, 2015).

Entretanto, associa-se a produção de etanol a volatilidade intrínseca de commodities agropecuárias, a indústria de etanol do Brasil é regulada pelo governo. Exemplificadamente, o governo brasileiro controla o preço dos combustíveis fósseis e regula a mistura de etanol anidro na gasolina (REZITIS; SASSI, 2013; MORAES; BACCHI, 2014).

Assim, a agregação dos fatores econômicos impacta a dinâmica de preços do etanol anidro. Além disso, as características de produção do etanol na Região Nordeste diferem das outras regiões produtoras do Brasil. Por exemplo, prevê-se uma produtividade de 58 toneladas por hectare para a safra 2015/16 da cana-de-açúcar do Nordeste, aproximadamente 80% da produtividade média brasileira (CONAB, 2015).

Portanto, os agentes do setor sucroalcooleiro do Nordeste necessitam identificar os impactos sobre os preços regionais. Destacadamente, o exame da dinâmica dos preços do etanol anidro combustível aponta relevância para a tomada de decisão dos agentes da cadeia. Uma das formas de análise é examinar a ocorrência de tendência, sazonalidade e ciclo dos preços de commodities agropecuárias (REZITIS; SASSI, 2013). Assim, por exemplo, Lamounier (2007) examinou a ocorrência de tendência, sazonalidade e ciclo nos preços do café. Entretanto, não se identificaram pesquisas análogas para o etanol.

Desta forma, objetiva-se avaliar a existência de tendência, ciclo e sazonalidade, bem como formular previsões do preço do etanol anidro combustível do Nordeste, aplicando modelos de séries temporais estruturais. Especificamente, objetiva-se: i. examinar a existência de tendência, ciclo e sazonalidade do preço do etanol anidro combustível de Alagoas, com o uso de séries temporais estruturais, modelos de espaço de estado e filtro de Kalman, conforme Harvey (1990) e Harvey e Koopman (2001); ii. 2. identificar o modelo de espaço de estado, aplicando para previsões dos preços do etanol anidro combustível de Alagoas; e, iii. ilustrar a ocorrência de quebras estruturais e outliers no preço do etanol anidro combustível de Alagoas.

A próxima seção registra a literatura sobre o tema. A seguir descrevem-se os métodos e dados aplicados. A seção seguinte aponta os resultados e discussão. Por último o resumo e conclusões da pesquisa.

2. REVISÃO DE LITERATURA

A literatura sobre o uso de séries temporais estruturais na análise de preços agropecuários é limitada. Entretanto, alguns estudos avaliaram a existência de tendência, sazonalidade e ciclo, bem como formulando previsões, aplicando a modelagem.

Assim, Kapombe e Colyer (1998) aplicaram modelo de séries temporais estruturais para estimar a oferta de frangos dos EUA, identificando os componentes estocásticos de tendência e sazonalidade, além de previsões. Concluíram que os custos da ração e a tecnologia usada eram relevantes. Entretanto, o componente sazonal não foi estatisticamente significativo.

Também, Labys, Kouassi e Terraza (2000) examinaram a natureza cíclica dos preços de conjunto de commodities, em particular os movimentos de curto prazo. Usando series temporais estruturais, identificaram dinâmicas de expansão, contração e fases para várias commodities. Também, apontaram a ocorrência de dois ciclos, um com duração menor que um ano, e o outro igual ou maior a dois anos.

Por seu turno, Fadiga (2006) empregou modelo de series temporais estruturais para modelar e estimar as exportações e processamento de algodão dos E.U.A. Concluiu que as flutuações das exportações eram transitórias. Porém o processamento de algodão apontava componentes transitórias, sazonais e de longo prazo. Também as exportações aumentavam proporcionalmente ao diferencial de preços internacionais e internos, enquanto o processamento resultava da relação entre o algodão e poliéster. A taxa de câmbio e os programas de apoio não apontaram impactos significativos.

Em adição, Rezitis (2012) analisou a volatilidade dos preços ao produtor e consumidor dos mercados de carnes da Grécia, aplicando o modelo diagonal VEC (DVEC) e a identificação de componentes com séries temporais estruturais. Concluiu que a volatilidade nos mercados de suínos e frangos era mais persistente do que nos mercados de ovinos e bovinos. Também, a persistência da volatilidade era superior às respostas de novas informações de mercado em todos os mercados. Por último, a volatilidade respondia às políticas agrícolas, importações e estrutura de mercado.

Também, Bergmann, O'Connor e Thummel (2013) usando modelos de estado de espaço, analisaram os componentes de tendência, sazonalidade e ciclo do preço de mercado de leite da União Europeia, Alemanha e Irlanda. Aplicando os resultados da decomposição, identificaram que as séries de preços analisadas convergiram após as alterações políticas de 2003. Também, o maior impacto decorreu do componente cíclico.

De maneira análoga, Rezitis e Sassi (2013) examinaram a literatura sobre as causas e consequências do recente aumento de preço das commodities agropecuárias. Aplicando a metodologia de séries estruturais, analisaram as variações do índice de preços mensais de alimentos do FMI entre 1992 e 2012, apontando previsões até 2014. Concluíram que os preços ilustravam sazonalidade e ciclo com periodicidade máxima de dois anos. Também, identificaram quebras estruturais e outliers, com previsões apontando elevada volatilidade dos preços.

Por sua vez, Rude e Surry (2014) usaram modelos de estado de espaço para analisar a oferta no setor de suínos do Canadá. Concluíram que as elasticidades-preço das rações foram superiores às elasticidades dos preços finais. Também, o risco do preço final registrou baixo impacto, porém o risco de preço das rações foi superior.

Também, Nicholson e Stephenson (2015) analisaram os ciclos dos preços do leite nos EUA aplicando modelos de séries estruturais, no período 1996 a 2014. Identificaram a ocorrência de tendência e sazonalidade, porém as variações dos movimentos dos preços eram dominadas por ciclos de 3,3 anos. Os ciclos eram consistentes com a hipótese de racionalidade e coordenação da cadeia de oferta limitadas. Também, a existência de ciclos nos preços do leite apontaria consequências para os agentes da indústria e os modelos de análise e previsão deveriam registrá-los.

Em particular, para analisar a dinâmica de preços das commodities agropecuárias brasileiras, Bressan e Lima (2002) avaliaram modelos de previsão de séries temporais como ferramenta de decisão de compra e venda de contratos futuros de boi gordo na BM&F, em datas próximas ao vencimento entre 1996 e 1999. Concluíram que os resultados apontaram retornos financeiros positivos na maioria dos contratos analisados, ilustrando uso como ferramenta de decisão em operações. Também, destacaram-se as previsões dos modelos lineares dinâmicos, em particular de séries temporais estruturais e ARIMA.

Em adição, Lamounier (2007) analisou a existência de componentes estocásticos e/ou determinísticos de tendência, ciclo, e sazonalidade nos preços do mercado spot do café brasileiro, no período 1946 a 2000, aplicando análises no domínio do tempo e de frequência, análise espectral. Apontou que a tendência se compunha dos tipos determinística e estocástica. Também, ilustrava-se um ciclo de média duração, existente no intervalo de 22 a 44 meses. Também, a sazonalidade enquanto um componente do comportamento dos preços do café no mercado internacional, não era determinística e regular, era de natureza estocástica, variando no tempo.

Também, recentemente Djau e Reis (2013) aplicando método de médias geométricas, avaliaram a sazonalidade nos preços de vinte produtos agrícolas de lavouras permanentes no Estado do Ceará, entre 2007 a 2011. Concluíram que todos os produtos analisados apontaram períodos de baixa no preço nos períodos de safra e a alta em períodos de entressafra. Também, a maior parte das frutas apontou sazonalidade similar, iniciando o ano com alta nos preços e caindo nos últimos meses. Os outros produtos registraram dinâmicas diversificadas, devido aos padrões de armazenagem, oferta e demanda.

Wolff e Souza (2013) analisaram a transmissão do preço do açúcar e dos alcoóis anidro e hidratado e a influência do volume dos estoques públicos de açúcar entre 2006 e 2011. Aplicando testes de raiz unitária, cointegração de Johansen e modelo de Auto-Regressão Vetorial com Correção de Erro (VEC), concluíram que os preços do açúcar e os preços dos alcoóis anidro e hidratado influenciam-se entre si e que o volume do estoque público de açúcar não influencia nos preços, e sim a intervenção do governo. Também, os choques nas variáveis eram transmitidos rapidamente para a variável com curta duração, desaparecendo após o sexto mês.

Por seu turno, Lima, Silva e Santos (2014) analisaram os componentes de tendência e sazonalidade nos preços da manga exportada pelo Brasil, no período de 2004 até 2012. Usando modelo SARIMA, destacaram que a tendência registrou um comportamento crescente e significativo. Também, identificou-se sazonalidade determinística e estocástica, ilustrando impacto negativo do efeito sazonal e também correlações negativas semestrais e anuais.

Melo e Sampaio (2014) analisaram a relação entre o mercado de gasolina e o de etanol usando modelo de vetores autorregressivos estruturais. Destacaram que, no curto prazo, o efeito do preço da gasolina é maior sobre a demanda de etanol. No longo prazo os consumidores aumentam a demanda pelo biocombustível. Também, a entrada dos veículos *flex* no Brasil não resultou em aumento na demanda e no preço do etanol, porém, a crise afetou positivamente o preço do biocombustível, a escolha do consumidor pela gasolina é de curto prazo. Assim, um aumento repentino no preço da gasolina resulta em substituição de combustíveis.

Em suma, a literatura sobre o uso de séries temporais estruturais para análise de preços agropecuários no Brasil é escassa. A contribuição diferenciada da pesquisa é aplicar os modelos de séries temporais estruturais para analisar a existência de tendência, sazonalidade e ciclo nos preços do etanol anidro combustível, exemplificando o Nordeste, usando como *proxy* o mercado de Alagoas.

3. METODOLOGIA E DADOS

Descrevem-se as etapas metodológicas e dados usados na pesquisa, a qual se define por (BOOTH; COLOMB; WILLIAMS, 2008):

- i. Quanto aos objetivos: exploratória, caracterizando uma população, fenômeno ou relações entre as variáveis com coletas de dados; delimitam-se técnicas, métodos, modelos, teorias, objetivos, termos, variáveis, hipóteses e questões de pesquisa;
- ii. Quanto aos procedimentos: bibliográfica e experimental, baseada em referenciais teóricos publicados em documentos, realizada independentemente ou como parte da pesquisa descritiva ou experimental, estudando variáveis independentes;
- iii. Quanto à abordagem da questão de pesquisa: qualitativa e quantitativa, coletando e examinando os dados para estimar o tema pesquisado.

Analisa-se o modelo de séries temporais estruturais, identificando os componentes de tendência, sazonalidade, ciclo, intervenções e irregulares, conforme Harvey (1990) e Harvey e Koopman (2000). Os modelos de séries temporais estruturais impõem menos restrições às séries temporais. Assim, os modelos Box-Jenkins do tipo ARIMA, são calculados com diferenciação para remoção de componentes sazonais e cíclicos, resultando na estacionariedade da série temporal.

3.1. Definição do modelo de séries temporais estruturais e componentes de tendência, sazonalidade, ciclo, intervenções e irregulares

Para analisar a evolução dos preços do etanol anidro combustível de Alagoas aplicou-se a metodologia de séries temporais estruturais de Harvey (1990), Harvey e Jaeger (1993) e Harvey e Koopman (2000). Assim, a série de preços do etanol anidro combustível de Alagoas foi decomposta em componentes de tendência, sazonalidade, ciclo, intervenções e irregular.

Desta forma, seja y_t o logaritmo dos preços do etanol anidro combustível de Alagoas, então o modelo estrutural será definido por (HARVEY, 1990; HARVEY; JAEGER, 1993; HARVEY; KOOPMAN, 2000; REZITIS; SASSI, 2013):

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \psi_t + \sum_{j=1}^h \lambda_j d_{j,t} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

Eq. (1)

Onde:

- μ_t = tendência da série;
- γ_t = sazonalidade da série;
- ψ_t = ciclo da série;
- d_{jt} = variável de intervenção (*dummy*);
- ε_t = componente irregular; e,
- λ_t = parâmetro desconhecido.

A tendência (μ_t) aponta o componente permanente de longo prazo da série, identificando a direção da evolução da série. Assim, a tendência registra as alterações da oferta e demanda, bem como as alterações permanentes dos fatores não observados.

Em particular, as pesquisas sobre tendência de preços de commodities apontaram que a melhor especificação do componente de tendência ilustrava-se por dois componentes, o nível fixo e a inclinação estocástica:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2) \quad \text{Eq. (2)}$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t, \xi_t \sim NID(0, \sigma_\xi^2) \quad \text{Eq. (3)}$$

Onde:

β_t = inclinação ou *drift* da tendência da série, μ_t .

Além disso, os distúrbios η_t , ξ_t e ε_t são mutuamente não correlacionados em todos os pontos de impulso e resposta para $t = 1, 2, \dots, T$. Também, alguns casos limites da especificação dada pelas Equações 2 e 3 são:

- i. Se $\sigma_\xi \rightarrow 0$ e σ_η é não nula, a tendência é um passeio aleatório com *drift* β_t ;
- ii. Se $\sigma_\eta \rightarrow 0$ e σ_ξ é não nula, a tendência é um passeio aleatório com integração suave;
- iii. Se $\sigma_\xi, \sigma_\eta \rightarrow 0$, a tendência é determinística, linear e estocástica.

Desta forma, a especificação da tendência aponta o componente permanente de longo prazo dos preços das commodities. Assim, pode identificar a estrutura de oferta e demanda do produto, bem como fatores não observáveis com evolução contínua. Também, a característica estocástica significa que se pode expressar as alterações sem alterar os parâmetros de interesse, por exemplo, a especificação de intervenções ou variáveis explicativas (HARVEY, 1990).

Por seu turno, o componente sazonal, γ_i , ilustra a influência do clima sobre a produção de commodities, afetando a oferta dos produtos. Adicionalmente, a maioria dos produtos agropecuários registra produção anual, outro fator de sazonalidade dos preços.

Em particular, na especificação do modelo usado na pesquisa, o componente sazonal, γ_i , pode ser especificado como a soma de ciclos trigonométricos variáveis. Portanto, para uma série temporal de comprimento s , tem-se que:

$$\begin{pmatrix} \gamma_{j,t+1} \\ \gamma_{j,t+1}^* \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \cos\lambda_j & \sin\lambda_j \\ -\sin\lambda_j & \cos\lambda_j \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_{j,t} \\ \gamma_{j,t}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_{j,t} \\ \omega_{j,t}^* \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \omega_{j,t} \\ \omega_{j,t}^* \end{bmatrix} \sim NID(0, \sigma_\omega^2 I_2)$$

Eq. (4)

Onde:

$y_{j,t+1}$ = variável dependente defasada
 $\lambda_j = 2\pi_j/s$ é a frequência em radianos;
 $j = 1, 2, \dots, (s/2)$; e,
 $t = 1, 2, \dots, T$.

Assim, o componente sazonal arrola a influência do clima sobre a oferta das commodities. Adicionalmente, mudanças estruturais e políticas econômicas podem expressar alterações na dinâmica de preços das commodities, que podem ser traduzidas no componente sazonal. Também, os dados com ajuste sazonal podem não registrar as características das séries, caso as alterações de sazonalidade não sejam definidas pela técnica de ajuste (HARVEY; JAEGER, 1993).

Além disso, os preços de commodities agropecuárias apontam ciclos de preços não identificáveis por fatores sazonais. Assim, na pesquisa o componente cíclico, ψ_t , arrola a forma estocástica, apontada por (REZITIS; SASSI, 2013):

$$\begin{pmatrix} \psi_{t+1} \\ \psi_{t+1}^* \end{pmatrix} = \rho_\psi \begin{bmatrix} \cos\lambda_c & \sin\lambda_c \\ -\sin\lambda_c & \cos\lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix} \sim NID(0, \sigma_\kappa^2 I_2)$$

Eq. (5)

Onde:

ρ_ψ = fator de suavização do ciclo, $0 < \rho_\psi < 1$; reflete a velocidade com que as oscilações dos preços das commodities são amortecidas;
 λ_c = frequência em radianos que define o ciclo básico subjacente na série de preços das commodities, $0 < \lambda_c < 1$;
 $\sigma_\kappa^2 = (1 - \rho^2)\sigma_\psi^2$ = distúrbio cíclico; e,
 σ_ψ^2 = variância do ciclo.

Em particular, o período do ciclo é $2\pi/\lambda_c$, registrando o tempo da sequência completa de valores. Assim, de forma análoga aos ciclos econômicos, o componente cíclico do preço de mercado de commodities sublinha os períodos de expansão e retração, que pode ser identificado usando modelo com componente cíclico. Especificamente, na pesquisa analisaram-se dois ciclos, de curta e média duração.

Por fim, as variáveis de intervenção, d_{jt} , são variáveis do tipo *dummy* ou indicadoras, usadas para identificar quebras estruturais, observações irregulares e *outliers*. Assim, uma quebra estrutural é modelada por uma variável de intervenção *step*, com valor nulo antes do evento e unitário após a intervenção. Desta forma, a variável *dummy* de quebra estrutural muda o nível da série, ψ_t , para cima ou para baixo, registrando o evento permanente, como mudanças de política econômica e reformas estruturais.

Por seu turno, uma variável irregular *outlier* é modelada por uma variável de intervenção do tipo pulso, com valor unitário no momento do *outlier* e zero nos demais. Em particular, um *outlier* pode ser definido como um valor elevado temporário do distúrbio irregular em determinado período, resultante de eventos temporários, por exemplo, choques do clima ou preços do petróleo.

Por último, aplica-se o filtro de Kalman e máxima verossimilhança para estimar os componentes da Equação 1, μ_t , tendência, γ_t , sazonalidade, ψ_t , ciclo, d_{jt} , variável de intervenção (*dummy*) e ε_t , componente irregular da série (HARVEY, 1990).

A seguir, analisou-se a significância estatística da estimação da Equação 1, aplicando os resultados em previsões dentro da amostra para os preços mensais reais do etanol anidro de Alagoas. A robustez das previsões foi avaliada com testes de erros absolutos.

3.2. A forma de espaço de estado

A forma de espaço de estado pode ser definida pelas Equações 6, 7 e 8 (HARVEY; JAEGER, 1993; HARVEY; KOOPMAN, 2000):

$$y_t = Z_t \alpha_t + d_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad \text{Eq. (6)}$$

Onde:

y_t = vetor de variáveis observáveis, dimensão $n \times 1$;

α_t = o vetor de estado que pode registrar componentes observados ou não observados e variáveis adicionais para arrolar a especificação do processo dinâmico dos componentes, dimensão $n \times 1$;

Z_t = relação de y_t com o vetor de estado, dimensão $1 \times n$;

d_t = vetor de variáveis pré-determinadas, dimensão $n \times 1$;

ε_t = distúrbio escalar, com esperança condicional nula e matriz de covariâncias H_t .

Além disso, a principal diferença entre os modelos de estado de espaço e modelos lineares convencionais é que nos modelos de estado de espaço o estado na natureza varia com o tempo. A formulação do espaço de estado é completa com a definição da equação de transição, que registra a evolução do vetor de estado ao longo do tempo, registrando a lei de evolução dos componentes não observáveis:

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + c_t + R_t \eta_t, \eta_t \sim NID(0, H_t) \quad \text{Eq. (7)}$$

Onde:

T_t = matriz de transição; e,

R_t = matriz de fatoração das inovações do vetor de estado.

Também, a dimensão de α_t independe de y_t . Por exemplo, y_t pode ser um escalar e α_t um vetor, ilustrando que y_t é função de diversos componentes não observáveis. Adicionalmente, y_t pode ser um vetor e α_t um escalar, implicando que os elementos de y_t são função de um estado particular da natureza ou fator comum.

Em particular, o vetor de estado inicial α_0 registra média a_0 e matriz de covariância P_0 . Também, os termos aleatórios ε_t e η_t são não-correlacionados entre si e não-correlacionados com o vetor de estado inicial.

Desta forma, o vetor de estado é calculado como um modelo vetorial autoregressivo de primeira ordem, VAR (1). Também, componentes exógenos podem ser adicionados em \square_t . A matriz de transição é T_t e R_t é a matriz de fatoração das inovações no vetor de estado.

Em suma, definindo-se os elementos da Equação 1 na forma de estado de espaço, identificam-se os parâmetros do modelo T_t , Z_t , d_t , c_t , R_t e H_t , bem como os elementos do vetor de estado at. Assim, emprega-se o filtro de Kalman e máxima verossimilhança no exame do modelo.

3.3. O filtro de Kalman

Definida a equação de transição, Equação 7, seja a_{t-1} o estimador ótimo de \square_{t-1} baseado nas observações iniciais até y_{t-1} . Seja P_{t-1} a matriz $m \times m$ de covariância dos erros de estimação, definida por (HARVEY, 1990):

$$P_{t-1} = E [(\alpha_{t-1} - a_{t-1})(\alpha_{t-1} - a_{t-1})'] \quad \text{Eq. (8)}$$

Assim, dados a_{t-1} e P_{t-1} , o estimador ótimo de α_t é dado por:

$$a_{t|t-1} = T_t a_{t-1} + c_t \quad \text{Eq. (9)}$$

Em adição, a matriz de covariância do erro de estimação é:

$$P_{t|t-1} = T_t P_{t-1} T_t' + R_t Q_t R_t', t = 1, \dots, T \quad \text{Eq. (10)}$$

As Equações 9 e 10 são definidas como equações de previsão. Assim, quando uma nova observação, y_t , o estimador de α_t , $a_{t|t-1}$, pode ser atualizado. As equações de atualização são:

$$a_t = a_{t|t-1} + P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} (y_t - Z_t a_{t|t-1} - d_t) \quad \text{Eq. (11)}$$

E

$$P_t = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} Z_t P_{t|t-1} \quad \text{Eq. (12)}$$

Onde:

$$F_t = Z_t P_{t|t-1} Z_t' + H_t, t = 1, \dots, T \quad \text{Eq. (13)}$$

Em suma, o conjunto das Equações 8 a 13 é o filtro de Kalman, estimado por máxima verossimilhança.

3.4. Dados

Como *proxy* do preço do etanol anidro combustível na Região Nordeste, usou-se o índice dos preços mensais do etanol anidro combustível de Alagoas, no período de dezembro de 1999 a março de 2015, totalizando 183 observações; fonte: CEPEA (2015). A escolha do período amostral foi não probabilística, por acessibilidade e conveniência, dada a disponibilidade da série histórica dos preços no período analisado.

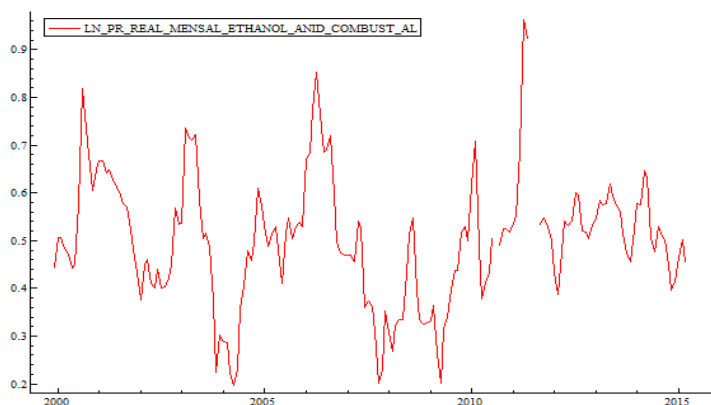
A seguir, os preços em R\$/litro foram indexados ao IGP-DI, base dezembro de 1999, fonte: BACEN (2015). A seguir, a análise do modelo de séries temporais estruturais examinou os preços reais no período, usando o software STAMP, o qual comporta a ausência de dados da série temporal, a exemplo dos dados usados na pesquisa.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A seção registra as etapas de identificação dos hiperparâmetros da equação de estado, Equação 6, e subsequente exame da tendência, sazonalidade, ciclos, irregularidades e intervenções do logaritmo dos preços reais mensais do etanol anidro combustível de Alagoas. Por último formulam-se as previsões, analisando a robustez.

Assim, o Gráfico 1 aponta o nível do logaritmo dos preços reais mensais do etanol anidro combustível de Alagoas:

Gráfico 1. Nível do logaritmo dos preços reais mensais do etanol anidro combustível de Alagoas. Em R\$/litro. Indexador: IGP-DI, base dezembro de 1999=100. Período: dezembro de 1999 a março de 2015.



Fonte: elaborado pelos autores com os dados da pesquisa.

A análise do Gráfico 1 ilustra forte oscilação do logaritmo dos preços mensais reais do etanol anidro combustível em Alagoas. Entretanto, pode-se identificar dois períodos distintos. O primeiro entre dezembro de 1999 a meados de 2011, aproximadamente, caracterizado por fortes oscilações entre R\$ 0,20 e 0,80/litro, registrando pico em maio de 2011, aproximadamente R\$ 0,96/litro. Também, arrolam-se valores ausentes no período final.

O segundo período, iniciado em meados de 2011 aproximadamente, até o final da série temporal, março de 2015, caracteriza-se por menor oscilação, com valores entre R\$ 0,40 e 0,60/litro. Uma possível explicação é o grau de integração e causalidade dos preços de açúcar e etanol hidratado e anidro, bem como a intervenção governamental usando o preço da gasolina para controlar preços (WOLFF; SOUZA, 2013).

A seguir ilustram-se na Tabela 1 as estatísticas descritivas da série temporal do logaritmo dos preços mensais reais do etanol anidro combustível em Alagoas:

Tab. 1. Estatísticas descritivas da série temporal do logaritmo dos preços mensais reais do etanol anidro combustível em Alagoas. Em R\$/litro. Indexador: IGP-DI, base dezembro de 1999=100. Período: dezembro de 1999 a março de 2015.

Estatísticas descritivas	Logaritmo do preço real mensal do etanol anidro combustível de AL
Média	0,5029
Mediana	0,5059
Máximo	0,9625
Mínimo	0,1959
Desvio-padrão	0,1343
Coef.variação	0,2671

Fonte: elaborado pelos autores com os dados da pesquisa.

Desta forma, a análise da Tabela 1 apontou o valor médio temporal do logaritmo dos preços mensais reais do etanol anidro combustível em Alagoas, de R\$ 0,503/litro, próximo ao valor mediano de R\$ 0,506/litro. O desvio-padrão foi de R\$ 0,134/litro, ilustrando um coeficiente de variação de 0,2671.

A seguir examinou-se as estatísticas de diagnóstico e qualidade de ajuste, conforme a Tabela 2:

Tab. 2. Estatísticas de diagnóstico e qualidade de ajuste.

Estatística	Valor
$Log L$	432,49
$N(\chi^2_2)$	0,7084
$H_{52}(F_{52,52})$	0,8318
DW	1,7638
$Q(24,17)$	23,212
R^2	0,5662

Fonte: elaborada pelos autores com os dados da pesquisa.

Obs: $Log-L$, log-verossimilhança; $N(\chi^2_2)$, estatística do teste de normalidade com distribuição χ^2 com dois graus de liberdade; $H_{52}(F_{52,52})$, teste de heterocedasticidade com distribuição F com (52, 52) graus de liberdade; DW , teste Durbin-Watson tradicional; $Q(24,17)$, estatística Box-Ljung baseada nas 24 primeiras autocorrelações testada com distribuição χ^2 com 18 graus de liberdade; e, R^2 , o coeficiente de determinação.

Assim, analisaram-se as estatísticas da Tabela 2 para examinar a validade do modelo, não se registrando deficiências estruturais no modelo estimado. Também, confirmou-se o resultado com as estatísticas dos resíduos auxiliares, sublinhadas na Tabela 3:

Tab. 3. Testes de normalidade (χ^2) para os resíduos auxiliares: nível e irregulares.

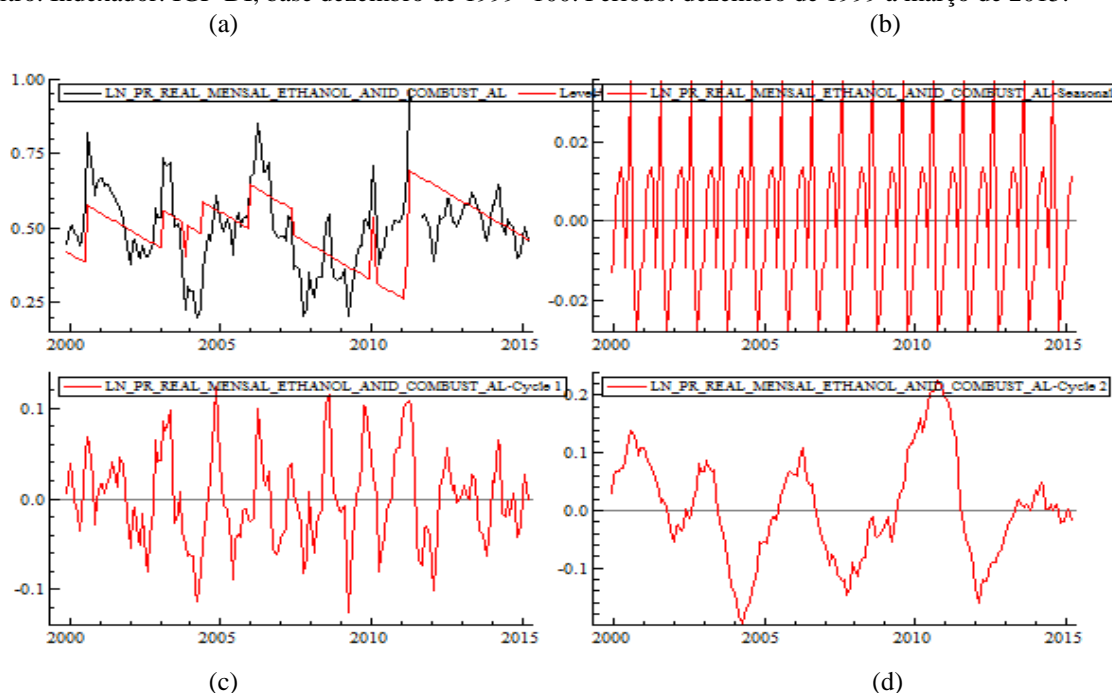
Variável	Assimetria	Curtose	Bowman-Shenton
Nível	1,5199 [0,2176]	0,0051 [0,9428]	1,5250 [0,4665]
Irregular	0,5161 [0,4725]	0,1558 [0,6930]	0,6719 [0,7146]

Obs.: [p-values].

Fonte: elaborada pelos autores com os dados da pesquisa.

A seguir, ilustraram-se no Gráfico 2 os componentes não observáveis extraídos do modelo, o nível e intervenções da tendência, a sazonalidade e os dois ciclos:

Gráfico 2. Componentes não observáveis do modelo, o nível e intervenções da tendência, a sazonalidade e os dois ciclos. Série temporal do logaritmo dos preços mensais reais do etanol anidro combustível em Alagoas. Em R\$/litro. Indexador: IGP-DI, base dezembro de 1999=100. Período: dezembro de 1999 a março de 2015.



Obs.: (a) tendência, nível e intervenções; (b) sazonalidade; (c) ciclo 1, de curto prazo; e, (d) ciclo 2, de longo prazo. Fonte: elaborado pelos autores com os dados da pesquisa.

Desta forma, a análise do Gráfico 2 apontou o impacto do nível e das intervenções sobre a tendência da série temporal do logaritmo dos preços mensais reais do etanol anidro combustível em Alagoas. Também, sublinharam-se a sazonalidade e os ciclos de curto e longo prazo. Os resultados alinham-se com as pesquisas de dinâmicas de preços de commodities (LABYS; KOUASSI; TERRAZA, 2000; REZITIS; SASSI, 2013; NICHOLSON; STEPHESON, 2015).

Em particular, sublinharam-se componentes cíclicos de curto e longo prazo, com comportamento diferenciado no período analisado, com maiores amplitudes e frequências até meados de 2012. A partir do período, a amplitude e frequência diminuíram, coincidindo com a queda dos preços da commodity, resultante das intervenções, o controle de preços da gasolina e mudanças na legislação do uso do etanol anidro na mistura com a gasolina (MORAES; BACCHI, 2014).

Em adição, registraram-se na Tabela 4 as variâncias dos distúrbios da tendência, sazonalidade, ciclos de curto e longo prazos e erros:

Tab. 4. Variância dos distúrbios, valores e q-ratio. Série temporal do logaritmo dos preços mensais reais do etanol anidro combustível em Alagoas. Em R\$/litro. Indexador: IGP-DI, base dezembro de 1999=100. Período: dezembro de 1999 a março de 2015.

Variância dos distúrbios	Valores	q-ratio
σ_{η}^2	0,0000	0,0000
σ_{ω}^2	0,0000	0,0000
$\sigma_{\kappa_1}^2$	0,0011	1,0000
$\sigma_{\kappa_2}^2$	0,00071	0,6479
σ_{ε}^2	0,0000	0,0000

Obs.: σ_{η}^2 = variância dos distúrbios da tendência; σ_{ω}^2 = variância dos distúrbios da sazonalidade; $\sigma_{\kappa_1}^2$ e $\sigma_{\kappa_2}^2$ = variâncias dos distúrbios dos ciclos de curto e longo prazo, 1 e 2, respectivamente; σ_{ε}^2 = variância dos distúrbios do componente irregular; q-ratio = razão de cada variância em relação à maior.

Fonte: elaborada pelos autores com os dados da pesquisa.

Desta forma, a análise dos q-ratio da Tabela 3 ilustrou que as flutuações dos componentes de tendência, sazonalidade e irregular eram nulas. Assim, todas as variações da série temporal do logaritmo dos preços mensais reais do etanol anidro combustível em Alagoas resultaram de variações cíclicas de curto e longo prazo.

Além disto, os q-ratio apontaram que as variações do ciclo de curto eram fontes de distúrbios superiores às do ciclo de longo prazo. Adicionalmente, a Tabela 5 arrola os hiperparâmetros dos ciclos de curto e longo prazo:

Tab. 5. Hiperparâmetros dos ciclos de curto e longo prazo, 1 e 2. Série temporal do logaritmo dos preços mensais reais do etanol anidro combustível em Alagoas. Em R\$/litro. Indexador: IGP-DI, base dezembro de 1999=100. Período: dezembro de 1999 a março de 2015.

Parâmetros	Valores
$\sigma_{\psi_1}^2$	0,0041
$2\pi/\lambda_{c_1}$	18,8983 meses (1,5749 anos)
λ_{c_1}	0,3325
ρ_{ψ_1}	0,8571
$\sigma_{\psi_2}^2$	0,0086
$2\pi/\lambda_{c_2}$	43,3296 meses (3,6108 anos)
λ_{c_2}	0,1450
ρ_{ψ_2}	0,9579

Fonte: elaborada pelos autores com os dados da pesquisa.

Assim, a Tabela 4 detalhou os hiperparâmetros cíclicos de curto e longo prazo. A variância do ciclo de curto prazo, $\sigma_{\psi_1}^2$ foi de 0,0041, com período de 1,5749 anos e fator de amortecimento, ρ_{ψ_1} , de 0,8571. Por seu turno, a variância do ciclo longo, $\sigma_{\psi_2}^2$, foi de 0,0086, com período de 3,6108 anos e fator de amortecimento, ρ_{ψ_2} , igual a 0,9579. Desta forma, ambos os ciclos apontaram elevado grau de persistência, embora estacionários. Logo, os fatores de amortecimento inferiores a um ilustraram a estacionariedade dos ciclos de curto e longo prazo.

Portanto, dissipam-se no longo prazo os componentes cíclicos dos preços mensais reais do etanol anidro combustível em Alagoas. Assim, as previsões da série dos preços convergem para o valor da tendência.

Adicionalmente, a dinâmica dos ciclos registra as interações entre a oferta e demanda de curto e longo prazo da commodity, característica de produtos agropecuários (LABYS; KOUASSI; TERRAZA, 2000; REZITIS; SASSI, 2013; NICHOLSON; STEPHESON, 2015). Entretanto, o mercado de etanol anidro combustível do Brasil é afetado pelo diferencial de preços entre a commodity e a gasolina, bem como pelas mudanças da legislação (MORAES; BACCHI, 2014). A seguir, arrolaram-se na Tabela 6 as estimativas de máxima verossimilhança do vetor de estado final:

**Tab. 6. Vetor de estado no último período de estado 2015 (3).
 Análise do vetor de estado no período 2015 (3)**

Componente	Valor	Probabilidade
Nível (μ_T)	-0,4773	0,0024
Inclinação	-0,0049	0,0000
Teste χ^2 sazonal	24,7571	0,0099
Amplitude do ciclo 1 (ψ_T)	0,0181	NaN
Efeitos sazonais (γ)		
Período	Valor	Probabilidade
1	-0,0093	0,5370
2	0,0048	0,7470
3	0,0113	0,4505
4	0,0139	0,3550
5	0,0086	0,5658
6	-0,0119	0,4354
7	0,0175	0,2442
8	0,0353	0,0228
9	-0,0074	0,6196
10	-0,0274	0,0663
11	-0,0224	0,1348
12	-0,0121	0,3823
Intervenções (d_j)		
Tipo e data	Coefficiente	Probabilidade
Quebra de nível 2000(8)	0,1952	0,0001
Quebra de nível 2003(2)	0,1297	0,0039
Quebra de nível 2004(6)	0,1076	0,0195
Quebra de nível 2006(1)	0,1492	0,0013
Quebra de nível 2007(6)	-0,0837	0,0672
Quebra de nível 2011(3)	0,1451	0,0014
Quebra de nível 2011(4)	0,2966	0,0000
Outlier 2003(11)	-0,1096	0,0014
Outlier 2010 (1)	0,1243	0,0021
Outlier 2010 (2)	0,2131	0,0000

Fonte: elaborada pelos autores com os dados da pesquisa.

Assim, o valor exponencial de μ_T , -0,4773, a tendência do preço real do etanol anidro combustível em Alagoas, em março de 2015, R\$ 0,62/litro, aproximadamente. Também, registrou-se que a amplitude do ciclo 1 de curto prazo foi de 1,81% do nível. Adicionalmente os efeitos sazonais foram estatisticamente significativos, conforme o Teste χ^2 sazonal.

Em particular, apenas dois efeitos sazonais apontaram significância estatística, os meses de agosto e outubro. Portanto, em agosto os preços superaram a tendência, enquanto em outubro foram inferiores. Igualmente relevante, nos demais meses os preços ilustraram o próprio valor da tendência.

Também, os efeitos sazonais registraram os fatores de proporcionalidade, aplicando-se a exponenciação. Assim, o preço real do etanol anidro combustível em Alagoas foi em média 3,53% acima da tendência, em agosto, sendo

-2,74% abaixo, em outubro. Adicionalmente, o baixo impacto da sazonalidade pode ser justificado pela manutenção de elevados estoques e intervenção do governo no preço da gasolina (MORAES; BACCHI, 2014). Portanto, traduziu-se a dinâmica dos preços pela tendência, ciclos de curto e longo prazo e intervenções.

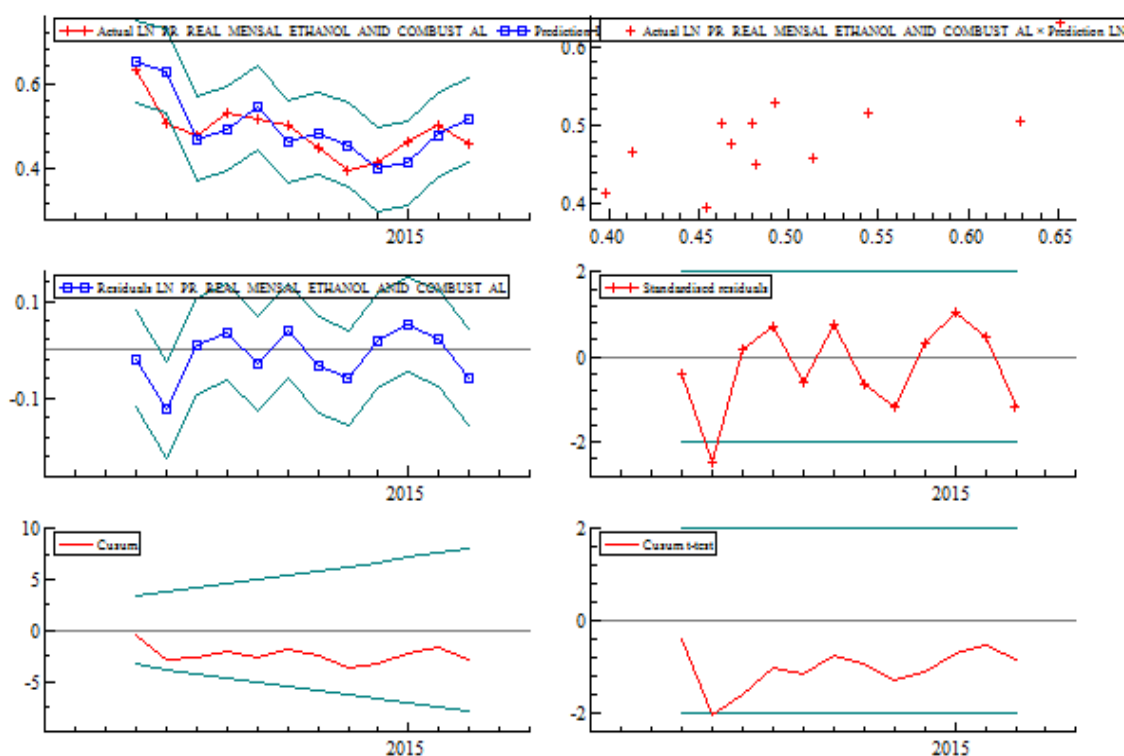
Em adição, os efeitos da intervenção ilustraram sete quebras estruturais e três *outliers*. A maioria das quebras estruturais e *outliers* apontou efeito positivo, com aumento do nível dos preços reais do etanol anidro combustível em Alagoas.

Também, a maior parte dos efeitos concentrou-se nos anos de 2003, 2010 e 2011. Nos anos de 2010 e 2011 o efeito positivo foi elevado, coincidindo com a queda da produção de etanol no Centro-Oeste, os efeitos retardados da crise financeira de 2008, resultando em maior endividamento e aumento das fusões e aquisições do setor sucroalcooleiro. Também se ilustra a falta de investimentos na renovação dos canaviais, o aumento da taxa de ociosidade das usinas, a intervenção governamental no preço da gasolina e na composição de etanol na gasolina (MORAES; BACCHI, 2014).

Em adição, os *outliers* traduziram efeitos temporais e picos de preços transitórios.

Em adição, o Gráfico 3 ilustra os testes de previsão:

Gráfico 3. Testes de previsão dentro da amostra, últimos doze meses. Série temporal do logaritmo dos preços mensais reais do etanol anidro combustível em Alagoas. Em R\$/litro. Indexador: IGP-DI, base dezembro de 1999=100. Período: abril de 2014 a março de 2015.



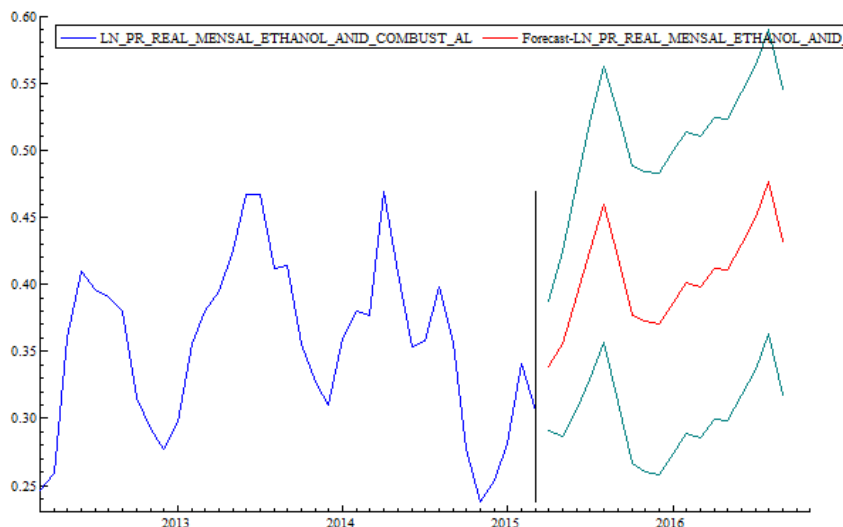
Obs.: Gráficos em ordem, superior a inferior; coluna esquerda, 1º aponta os valores reais e previsões; 2º os resíduos; 3º a Cusum; coluna direita, 1º aponta o *scatterplot*; 2º os resíduos padronizados com dois desvios-padrão; 3º o teste da Cusum.

Fonte: elaborado pelos autores com os dados da pesquisa.

Dessa maneira, a análise das variações apontadas pela Cusum identificou que o modelo da série temporal estrutural do logaritmo dos preços mensais reais do etanol anidro combustível em Alagoas resultou em parâmetros estatisticamente significativos. Também, o desempenho médio das previsões foi eficiente.

A seguir, o Gráfico 4 registrou as previsões fora da amostra do logaritmo dos preços mensais reais do etanol anidro combustível em Alagoas para os doze meses seguintes a partir de abril de 2015:

Gráfico 4. Previsões fora da amostra do vetor de estado em 2015 (3). Série temporal do logaritmo dos preços mensais reais do etanol anidro combustível em Alagoas. Em R\$/litro. Indexador: IGP-DI, base dezembro de 1999=100. Período: abril de 2015 a março de 2016.



Fonte: elaborado pelos autores com os dados da pesquisa.

Assim, a análise do Gráfico 4 registrou as previsões do logaritmo dos preços mensais reais do etanol anidro combustível em Alagoas com intervalo de uma raiz do erro quadrático médio (RMSE). Também, no intervalo doze meses a frente, entre abril de 2015 e março de 2016 os preços possivelmente flutuarão em torno da tendência. Outro resultado do modelo apontou a irrelevância dos efeitos sazonais e o impacto dos ciclos de curto e longo prazo, intervenções e *outliers* sobre a dinâmica dos preços.

Por último, os testes de previsão fora da amostra confirmaram que as previsões do modelo foram estatisticamente significativas, conforme a Tabela 7:

Tab. 7. Testes de previsão após amostra do logaritmo dos preços mensais reais do etanol anidro combustível em Alagoas.

Teste	Valor
Failure χ^2_{12}	12.4900 [0.4072]
Cusum t (12)	-0.8367 [1.5809]

Fonte: elaborada pelos autores com os dados da pesquisa.

Em suma, o modelo de série temporal estrutural para o logaritmo dos preços mensais reais do etanol anidro combustível em Alagoas apontou resultados estatisticamente significativos. Em particular os preços evoluem em torno da tendência, com efeitos sazonais insignificantes. A fonte das flutuações são os ciclos de curto e longo prazos, intervenções e *outliers*. Também, as previsões foram robustas, com os preços previstos flutuando em torno da tendência.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Objetivou-se avaliar a existência de tendência, ciclo e sazonalidade, bem como formular previsões do preço do etanol anidro combustível do Nordeste, aplicando modelos de séries temporais estruturais. Especificamente, examinou-se a existência de tendência, ciclo e sazonalidade do preço do etanol anidro combustível de Alagoas, com o uso de séries temporais estruturais, modelos de espaço de estado e filtro de Kalman, conforme Harvey (1990) e Harvey e Koopman (2001). Também, identificou-se o modelo de espaço de estado, aplicando para previsões dos preços do etanol anidro combustível de Alagoas, ilustrando a ocorrência de quebras estruturais e *outliers* no preço do etanol anidro combustível de Alagoas.

Desta maneira, a aplicação da modelagem de séries temporais estruturais nos preços do etanol anidro combustível de Alagoas, valores reais e mensais, entre dezembro de 1999 e março de 2015, identificou a existência de tendência e ciclos de curto e longo prazo estatisticamente significativos. Assim, o resultado alinha-se com pesquisas análogas sobre preços de commodities agropecuárias (LABYS; KOUASSI; TERRAZA, 2000; LAMOUNIER, 2007; REZITIS; SASSI, 2013).

Entretanto, apesar da significância estatística do componente sazonal, apenas dois efeitos sazonais mensais foram significativos, os meses de agosto e outubro, ilustrando o baixo poder explicativo da dinâmica temporal da precificação do etanol anidro combustível de Alagoas do componente. Assim, a análise dos preços do etanol anidro combustível de Alagoas traduz forte componentes de tendência e cíclicos.

Em adição, a identificação dos componentes de tendência e ciclo de curto e longo prazo e das intervenções, quebras de nível e outliers, traduz previsões mais robustas. Assim, pode-se calcular os coeficientes do modelo de estado de espaço para formular previsões mensais de curto e longo prazos dos preços mensais reais do etanol anidro combustível de Alagoas.

Também, as previsões resultantes da reparametrização sistemática do modelo podem ser usadas na análise dos impactos de políticas públicas, identificando-se a influência das intervenções decorrentes, quebras estruturais e outliers. Outro resultado da pesquisa é aplicar a modelagem de séries temporais estruturais para tomada de decisões eficientes pelos agentes da cadeia do etanol anidro combustível de Alagoas.

Assim, os agentes da cadeia do etanol anidro combustível de Alagoas podem empregar os resultados da modelagem para arrolar informações de produção, de período ótimo, volume e preços de comercialização, bem como de armazenagem. Desta forma, as decisões alocativas dos agentes resultará em maior benefício econômico. Por último, o estudo limitou-se a analisar os preços mensais do etanol anidro combustível de Alagoas. Assim, para ampliar o escopo de futuras análises sugere-se a pesquisa da existência de tendência, sazonalidade e ciclo em períodos menores, semanal e diário. Também, expandir a modelagem de séries temporais estruturais para outras commodities agropecuárias do Nordeste, por exemplo, açúcar e etanol hidratado. Igualmente importante, outros estudos poderiam comparar as dinâmicas de preços de commodities em diferentes mercados brasileiros e internacionais. Adicionalmente, sugere-se formular análises em bases contínuas organizando banco de dados para uso dos agentes das cadeias agropecuárias dos mercados locais.

REFERÊNCIAS

- BANCO CENTRAL DO BRASIL – BACEN. Sistema de series temporais. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br>. Acesso em: 15.05.15.
- BERGMANN, D.; O'CONNOR, D.; THUMMEL, A. A decomposition analysis of the EU farm gate milk price. In: 87th Annual Conference of the Agricultural Economics Society, University of Warwick, Reino Unido, 2013. **Anais ...** p. 8-10.
- BOOTH, W. C; COLOMB, G. C.; WILLIAMS, J. M. **The craft of research**. The University of Chicago Press, Chicago, pp. 317, 3ª ed., 2008.
- BRESSAN, A. A.; LIMA, J. E. Modelos de previsão de preços aplicados aos contratos futuros de boi gordo na BM&F. **Nova Economia**, v. 12, n. 1, p. 117-140, 2002.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - CEPEA. Universidade de São Paulo. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz. Piracicaba (SP) Estatísticas de indicadores de preços agropecuários. Disponível em: www.cepea.esalq.usp.br. Acesso em: 01.05.15.
- COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. Acompanhamento da safra brasileira de cana-de-açúcar, v. 2, n. 1, abril de 2015. Disponível em: http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/15_04_13_08_49_33_boletim_cana_portugues_-_1o_leve_-_15-16.pdf. Acesso em: 30.05.15.
- DJAU, M. A.; REIS, J. N. P. Análise de preços dos produtos de lavoura permanente no Estado do Ceará de 2006 à 2010. **Revista Gestão & Desenvolvimento**, v. 1, n. 1, 2013.
- FADIGA, M. L. Dynamic and stochastic structures of U.S. cotton exports and mill demand. **Journal of Agribusiness**, v. 24, n. 1, p. 41S60, 2006.
- HARVEY, A. **Forecasting, structural time series models and the Kalman filter**. Cambridge University Press, 1ª ed., pp. 554, 1990.
- HARVEY, A. C.; JAEGER, A. Detrending, stylized facts and the business cycle. **Journal of applied econometrics**, v. 8, n. 3, p. 231-247, 1993.
- HARVEY, A.; KOOPMAN, S. J. Signal extraction and the formulation of unobserved components models. **The Econometrics Journal**, v. 3, n. 1, p. 84-107, 2000.
- KAPOMBE, C. M.; COLYER, D. Modeling US broiler supply response: a structural time series approach. **Agricultural and Resource Economics Review**, v. 27, p. 241-251, 1998.
- LABYS, W. C.; KOUASSI, E.; TERRAZA, M. Short-term cycleMs in primary commodity prices. **The Developing Economies**, v. 38, n. 3, p. 330-342, 2000.
- LAMOUNIER, W. M. Tendência, ciclos e sazonalidade nos preços spot do café brasileiro na NYBOT. **Gestão & Produção**, São Carlos, v. 14, n. 1, p. 13-23, 2007.

- LIMA, J. R.; SILVA, J. S.; SANTOS, R. K. B. Comportamento dos preços da manga exportada do Brasil: 2004-2012. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, v. 15, n. 3, p. 370-380, 2014.
- MELO, A. S. M.; SAMPAIO, Y. S. B. Impactos dos preços da gasolina e do etanol sobre a demanda de etanol no Brasil. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 18, n. 1, p. 56-83, 2014.
- MORAES, M. L.; BACCHI, M. R. P. Etanol: do início às fases atuais de produção. **Revista de Política Agrícola**, v. 23, n. 4, p. 5-22, 2014.
- NICHOLSON, C. F.; STEPHENSON, M. W. Milk Price Cycles in the US Dairy Supply Chain and Their Management Implications. **Agribusiness**, p. 1-14, 2015.
- REZITIS, A. N. Modelling and decomposing price volatility in the Greek meat market. **International Journal of Computational Economics and Econometrics**, v. 2, n. 3, p. 197-222, 2012.
- REZITIS, A. N.; SASSI, M. Commodity Food Prices: Review and Empirics. **Economics Research International**, v. 1, p. 1-15, 2013.
- RUDE, J.; SURRY, Y. Canadian Hog Supply Response: A Provincial Level Analysis. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, v. 62, n. 2, p. 149-169, 2014.
- UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE – USDA. Gain Report number BR14004, dd. 25.07.14. Disponível em: <http://gain.fas.usda.gov/Recent%20GAIN%20Publications/Biofuels%20Annual%20Sao%20Paulo%20AT%20Brazil%207-25-2014.pdf>. Acesso em: 30.05.15.
- VALDES, C. Can Brazil Meet the World's Growing Need for Ethanol? **Amber Waves**. United States Department of Agriculture – USDA, dezembro de 2011. Disponível em: <http://www.ers.usda.gov/amber-waves/2011-december/can-brazil-meet-the-world%E2%80%99s-growing-need-for-ethanol.aspx#.VW29uc9Vikq>. Acesso em: 30.05.15.
- WOLFF, L.; SOUZA, A. M. Estudo sobre os preços do açúcar e alcoóis e a sua influência de longo prazo no volume dos estoques públicos no Brasil. **Revista Produção Online**, v. 13, n. 1, p. 162-179, 2013.