

# Elasticidades para gasolina e etanol em São Paulo<sup>1</sup>

Mario Antonio Margarido<sup>2</sup>  
Pery Francisco Assis Shikida<sup>3</sup>

**Resumo** – Este trabalho estimou e analisou as elasticidades preço da demanda, renda e preço cruzada de curto e longo prazos para os mercados de gasolina tipo C e etanol no Estado de São Paulo, de janeiro de 2003 a dezembro de 2015. Para calcular as respectivas elasticidades, foram utilizados o critério de informação de Akaike, o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o teste de cointegração de Engle-Granger e o modelo de correção de erro (MCE). Os resultados mostram que tanto as elasticidades de curto quanto as de longo prazo, para o mercado de gasolina, apresentaram expressivas mudanças nos respectivos coeficientes, fatos esses relacionados com mudanças estruturais da economia brasileira e derivados da introdução da tecnologia do carro *flex-fuel*. Os resultados mostram também que o modelo de consumo de etanol apresentou coeficientes mais elásticos em comparação com o modelo de demanda de gasolina e que houve presença de assimetria nos mercados de gasolina e etanol.

**Palavras-chave:** assimetria, combustíveis, longo prazo, mercado.

## Elasticities for gasoline and ethanol in State of São Paulo

**Abstract** – This paper analyzed and estimated short- and long-term price, income and cross-price elasticities of markets for type C gasoline and ethanol in São Paulo (January 2003 to December 2015). For elasticities calculation we have used the Akaike Information Criterion Corrected (AICC), Augmented Dickey-Fuller (ADF) unit root test, Engle-Granger cointegration test and Error Correction Model (ECM). Results showed that both short and long term elasticities for the gasoline market presented a significant change in coefficients, possibly due to the structural changes of Brazilian economy, and as a consequence of the introduction of flex fuel technology in cars. Also, the results showed more elastic coefficients for ethanol consumption model as compared to the gasoline demand model. Finally, there is asymmetry in the presence of gasoline and ethanol markets.

**Keywords:** asymmetry, fuels, long run, market.

<sup>1</sup> Original recebido em 3/5/2017 e aprovado em 24/7/2017.

<sup>2</sup> Economista, mestre em Economia de Empresas, doutor em Economia Aplicada, assistente técnico da Fazenda Estadual, Assessoria de Política Tributária (APT), Secretaria da Fazenda do Estado de São Paulo (Sefaz-SP). E-mail: margaridoma@gmail.com

<sup>3</sup> Economista, mestre em Economia Agrária, doutor em Economia Aplicada, professor associado da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste), bolsista de produtividade em pesquisa do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). E-mail: peryshikida@hotmail.com

## Introdução

O objetivo deste estudo é determinar as elasticidades preço da demanda, renda e preço cruzada para os mercados de gasolina e etanol no Estado de São Paulo. Foram utilizados modelos de séries temporais, como o teste de raiz unitária do tipo Dickey-Fuller Aumentado (ADF), a cointegração de Engle-Granger, o modelo de correção de erro (MCE) e a cointegração assimétrica.

Estudos envolvendo elasticidades são de suma relevância, uma vez que a estimação de elasticidades permite aprimorar o conhecimento sobre estruturas de mercado, além de ajudar a determinar os efeitos das variações de preços sobre o excedente do consumidor e sobre o excedente do produtor. Com base nas informações fornecidas pelas elasticidades, pode-se, por exemplo, delinear políticas públicas no setor de transportes, no de regulação de mercados e no de políticas ambientais.

No Brasil, ocorreram, ao longo do tempo, profundas alterações no mercado de combustíveis (SANTOS, 2016). O Programa de Incentivo ao Uso do Etanol como Combustível para Automóveis, que se iniciou na década de 1970, como resposta aos contínuos aumentos dos preços internacionais do petróleo em 1973 e 1979, que exerceram efeitos perversos sobre as contas externas do País, foi a maior estratégia pública e privada nesse mercado. A utilização do etanol derivado da cana-de-açúcar tinha por objetivo, entre outros fatores, reduzir a dependência brasileira do petróleo importado. No entanto, a insegurança na oferta doméstica de etanol, em decorrência do fato de o produtor de cana-de-açúcar poder flexibilizar a produção das commodities açúcar e/ou etanol conforme as vicissitudes de seus mercados, aliada a problemas exógenos, como os decorrentes de efeitos climáticos adversos, restringiu a quantidade ofertada de etanol no Brasil. Disso resultaram aumentos dos preços desse combustível, que inviabilizaram, em alguns momentos, sua utilização em veículos movidos exclusivamente a gasolina (RISSARDI JÚNIOR, 2015).

Um importante ponto de inflexão no mercado de etanol ocorreu em 2003, com a introdução do veículo *flex-fuel*, que permite ao consumidor escolher que combustível – gasolina e/ou etanol – deseja utilizar. A Figura 1 mostra a evolução da entrada de automóveis 0 km no Estado de São Paulo por tipo de combustível. Mostra que a participação dos veículos movidos exclusivamente a etanol sempre foi pequena em comparação com os veículos movidos exclusivamente a gasolina. Também mostra que há tendência de queda para a entrada de veículos movidos a gasolina, enquanto ocorre o oposto em relação aos veículos *flex-fuel*.

A utilização do etanol como combustível automotivo depende fundamentalmente da relação entre o preço desse combustível e o preço da gasolina (tipo C). O valor aproximado de 0,7 indica indiferença, por parte do consumidor, entre utilizar um ou outro tipo de produto. Se essa relação é superior a 0,7, isso implica que, em termos econômicos e de eficiência energética automotiva, é mais vantajoso para o consumidor utilizar gasolina tipo C. Quando essa relação fica abaixo de 0,7, o etanol torna-se mais competitivo.

A Figura 2 mostra a evolução histórica dessa relação no Estado de São Paulo. Percebe-se que, em período recente, a relação esteve muito próxima de 0,7, chegando, em alguns períodos, a situar-se acima desse patamar.

## Modelo teórico

De acordo com Hughes et al. (2006), diversos estudos sobre a elasticidade da demanda de gasolina se basearam na teoria microeconômica, sendo a quantidade demandada de um produto função inversa do preço da gasolina e função direta da renda. Mais especificamente, conforme relatam Sterner e Dahl (1992), o modelo de demanda de gasolina tem como base a hipótese de que a função utilidade do consumidor depende da demanda de gasolina ( $DG$ ) mais a demanda agregada para os demais bens ( $DO$ ). Ainda segundo a hipótese do modelo microeconômico, o consumidor conhece tanto o preço da gasolina

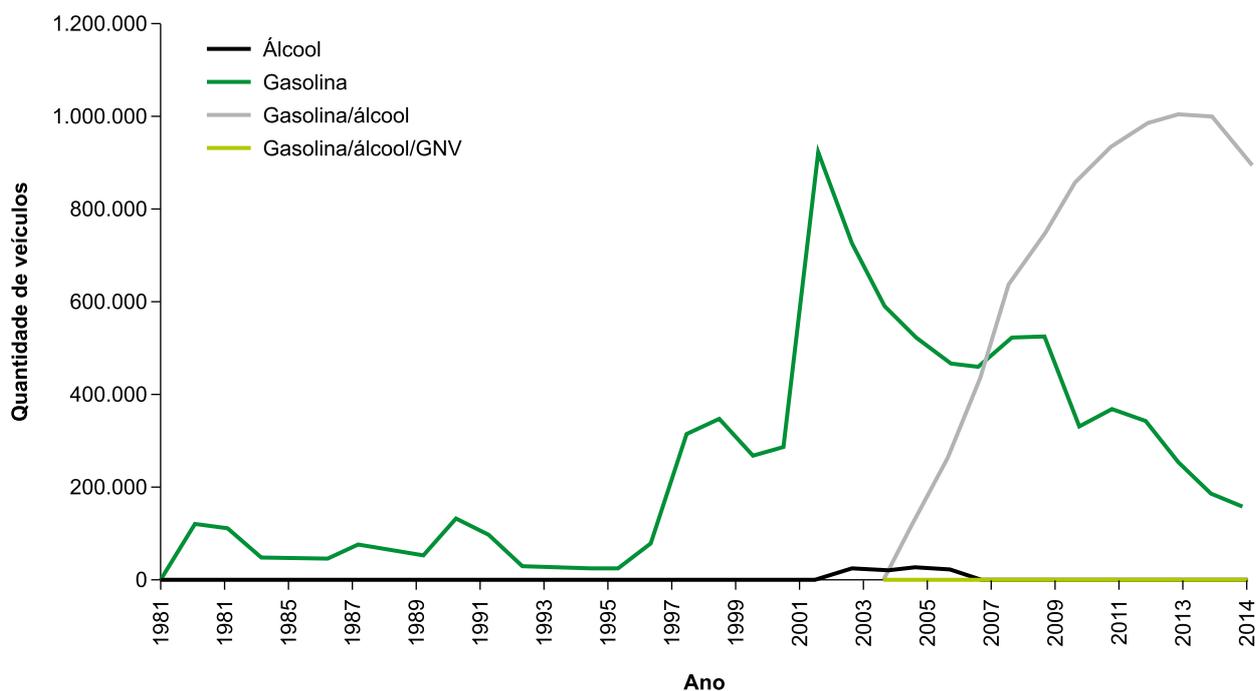


Figura 1. Evolução anual da entrada de automóveis novos, no Estado de São Paulo, de 1981 a 2014.

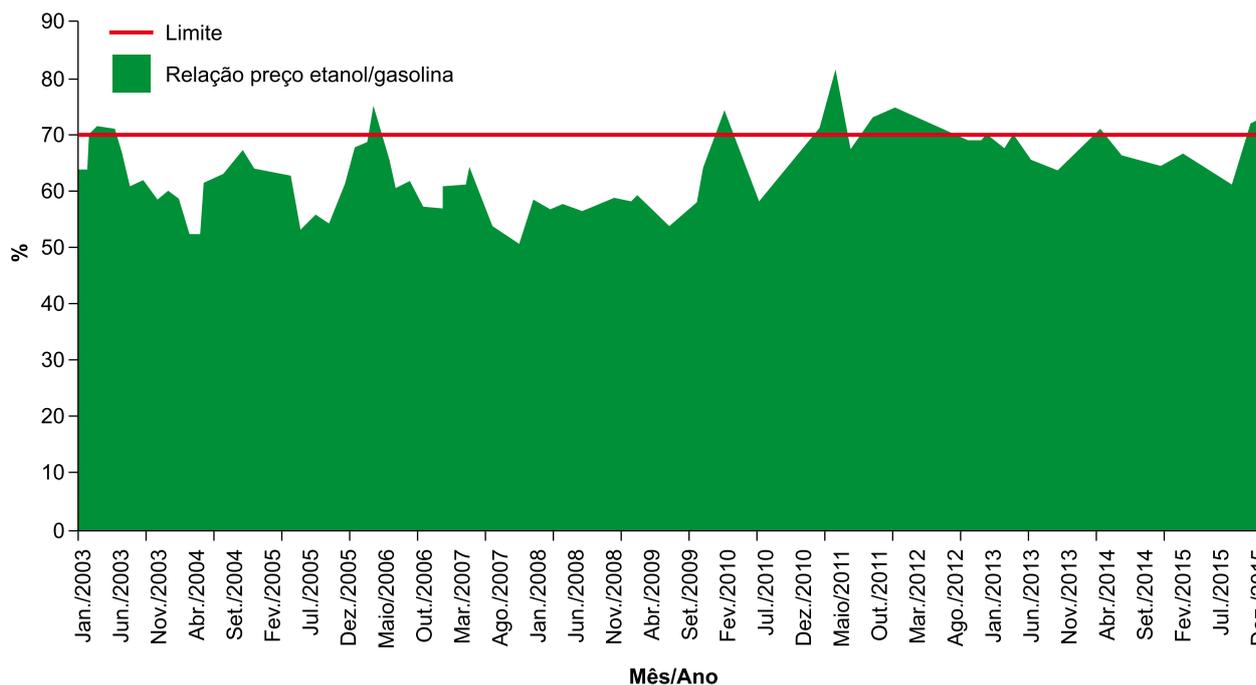


Figura 2. Evolução da relação preço médio do etanol e preços médios da gasolina do tipo C, para o consumidor, no Estado de São Paulo, de janeiro de 2003 a dezembro de 2015.

Fonte: elaborada com dados de Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (2016).

(*PG*) quanto os preços dos demais produtos (*PO*) – hipótese de racionalidade plena; os preços dos demais produtos podem ser representados por um índice de preços ao consumidor. Partindo do pressuposto de que o consumidor é racional, ele escolhe *PG* e *PO* de tal forma a maximizar a respectiva função utilidade, que, por sua vez, é dada pela respectiva restrição orçamentária, representada como  $PG \times DG + PO \times DO \leq Y$ , sendo *Y* a renda do consumidor. Portanto, a equação a ser maximizada é uma combinação da função utilidade do consumidor e de sua restrição orçamentária, isto é,  $U(DG, DO) + \lambda(Y - PG \times DG - PO \times DO)$ , sendo  $\lambda$  o multiplicador de Lagrange. Com base nas hipóteses do tradicional modelo microeconômico neoclássico, tem-se que a quantidade demandada de gasolina é função do preço da gasolina, do preço do bem substituto e da renda. Contudo, no caso da não existência de substituto para a gasolina, a determinação de sua elasticidade apresenta modelo econométrico mais restrito, pois a quantidade consumida de gasolina é função somente de seu próprio preço e da renda do consumidor. Em termos econométricos, este modelo é escrito como

$$\ln DG_t = \beta_0 + \beta_1 \ln PG_t + \beta_2 \ln Y_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$DG_t$  corresponde à quantidade demandada de gasolina.

$\beta_0$  é a constante.

$\beta_1$  representa a elasticidade-preço da demanda.

$PG_t$  é o preço da gasolina.

$\beta_2$  é a elasticidade renda.

$Y_t$  é a renda do consumidor.

$\varepsilon_t$  corresponde ao resíduo, que, por hipótese, é aleatório.

Considerando que as variáveis estão no formato logarítmico, os coeficientes estimados correspondem às respectivas elasticidades.

Com base na equação 1, que representa os modelos para demanda de gasolina no âmbito internacional, Alves e Bueno (2003) estimaram a demanda por gasolina para o Brasil utilizando

o método de cointegração de Engle-Granger. Um aspecto que distingue esse modelo dos modelos aplicados no mercado internacional é a introdução do preço do etanol como substituto da gasolina. Assim, o modelo econométrico para a demanda por gasolina passa a ter o seguinte aspecto:

$$\ln DG_t = \beta_0 + \beta_1 \ln PG_t + \beta_2 \ln Y_t + \beta_3 \ln PE_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que  $\beta_3$  é a elasticidade-preço cruzada e  $PE_t$  é o preço do bem substituto (nesse caso, o etanol), enquanto as demais variáveis e parâmetros permanecem os mesmos da equação 1.

No entanto, cumpre lembrar que, quando o trabalho de Alves e Bueno (2003) foi desenvolvido, a tecnologia do carro *flex-fuel* ainda não era utilizada, pelo menos em escala comercial, porquanto essa tecnologia entrou em operação comercial somente a partir de 2003. A partir desse ano, observa-se que a entrada de veículos *flex-fuel* apresenta trajetória ascendente, chegando a alcançar quase 80% dos veículos novos que entraram em circulação no Estado de São Paulo em 2012.

Nesse contexto, este estudo, além do mercado de gasolina, analisa o mercado de etanol combustível, salientando que a introdução do carro *flex-fuel* foi um “divisor de águas”, que deu mais liberdade ao consumidor de escolher o combustível. Sendo assim, foi estimado um segundo modelo com o objetivo de determinar a demanda de etanol:

$$\ln DE_t = \beta_0 + \beta_1 \ln PG_t + \beta_2 \ln Y_t + \beta_3 \ln PE_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que  $DE$  representa a quantidade de demanda de etanol. Os demais elementos já foram definidos.

A partir dos modelos 2 e 3, podem-se estimar as respectivas elasticidades de longo prazo, definidas como

$$\frac{\partial \ln DG_t}{\partial \ln PG_t} = \beta_1; \quad \frac{\partial \ln DG_t}{\partial \ln Y_t} = \beta_2; \quad \frac{\partial \ln DG_t}{\partial \ln PE_t} = \beta_3 \quad (4)$$

em que o primeiro termo corresponde à elasticidade-preço da demanda por gasolina; o segundo representa a elasticidade-renda da demanda por gasolina; e o terceiro elemento representa a elasticidade-preço cruzada entre o preço de etanol e a quantidade demandada de gasolina. Raciocínio semelhante aplica-se aos cálculos das elasticidades de longo prazo do modelo relativo à demanda de etanol.

## Material e métodos

### Material

As séries utilizadas neste estudo foram preço médio da gasolina (*PGAS*), quantidade consumida de gasolina (*QVENGAS*), preço médio do etanol hidratado (*PETANOL*) e quantidade consumida de etanol hidratado (*QVENETANOL*), no Estado de São Paulo – todas para o nível de varejo. A fonte foi o site da Agência Nacional de Petróleo (ANP)<sup>4</sup>. Finalmente, foi utilizado o rendimento médio recebido no trabalho principal das pessoas ocupadas, cuja fonte foi o Sistema IBGE de Recuperação Automática (Sidra). Todas as variáveis foram logaritmizadas; logo, seus coeficientes estimados representam as respectivas elasticidades. Para identificar as variáveis no formato logarítmico, acrescentou-se a letra L no início da sigla de cada variável. O período analisado vai de janeiro de 2003 a dezembro de 2015.

### Métodos<sup>5</sup>

Basicamente, uma série de tempo pode ser desagregada em quatro componentes: ciclo, tendência, sazonalidade e componente aleatório. Matematicamente, uma série de tempo pode ser multiplicativa ou aditiva:

$$\widehat{Ym}_t = \widehat{T}_t \times \widehat{S}_t \times \widehat{C}_t \times \widehat{I}_t$$

e

$$\widehat{Ya}_t = \widehat{T}_t + \widehat{S}_t + \widehat{C}_t + \widehat{I}_t$$

$\widehat{Ym}_t$  é a série classificada como multiplicativa;  $\widehat{Ya}_t$  é a série classificada como aditiva;  $T$ , tendência;  $S$ , sazonalidade;  $C$ , ciclo; e  $I$ , componente aleatório, também denominado de componente irregular.

De acordo com Fredo e Margarido (2008, p. 372),

[...] A tendência capta elementos de longo prazo relacionados com a série de tempo; pode ser determinística, ou seja, pode ser uma função matemática, ou então estocástica, isto é, resultado de um processo aleatório.

Nesse caso, a tendência estocástica, em economia, mostra alterações no nível da série de tempo, que podem ser resultado de mudanças sociais, tecnológicas, condições de mercado e meio ambiente, entre outros.

O componente sazonal capta os padrões regulares da série de tempo: mudanças de temperatura, índice pluviométrico, safra ou entressafra de produtos agropecuários, vendas da indústria e vendas do varejo, por exemplo.

Os ciclos são caracterizados por longas ondas, regulares, em torno de uma linha de tendência. O interesse pelos ciclos está relacionado com seus pontos de mudança, também denominados pontos de inflexão<sup>6</sup>, duração, frequência, etc.

De acordo com Yaffee e McGee (2000, p. 66),

[...] O programa do método X-12 foi desenvolvido pelo U.S. Census e contém algumas inovações em relação ao método X-11 e sua posterior atualização em 1988, o X-11 ARIMA,

<sup>4</sup> Disponível em: <<http://www.anp.gov.br/preco/>>.

<sup>5</sup> Esta parte baseia-se fundamentalmente em Fredo e Margarido (2008).

<sup>6</sup> Em economia, o interesse em conhecer adequadamente esse componente da série de tempo está relacionado com os ciclos econômicos, visando determinar períodos de prosperidade e de recessão, por exemplo.

desenvolvido por E.B. Dagum et al. Dagum introduziu o X-11 ARIMA para reduzir a viés de previsão para o final das séries. O novo X-12 contém uma nova sistemática, focada no diagnóstico para avaliar a qualidade de ajustamentos sazonais.

No cálculo do coeficiente de amplitude sazonal (CA) de cada série, foi utilizado o trabalho de Freitas et al. (1998):

$$CA\% = \frac{\text{Índice máximo} - \text{Índice mínimo}}{\text{Índice máximo} + \text{Índice mínimo}} \times 2 \times 100$$

Para a determinação da ordem de integração de cada variável, foi utilizado o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme apresentado em Dickey e Fuller (1979, 1981). No entanto, antes da realização do teste de raiz unitária, é necessário determinar o número de defasagens a serem utilizadas em cada fase do teste. A correta determinação do número de defasagens é de suma importância, conquanto também seja relevante garantir que os resíduos das autorregressões dos testes de raiz unitária sejam não correlacionados, de forma a garantir resultados não viesados dos respectivos testes. Para a determinação do número de defasagens, foi utilizado o critério de informação de Akaike corrigido (AICC), conforme definido por Hurvich e Tsai (1989):

$$AICC = \log(\Sigma) + \frac{2r}{(T - r/K)}$$

em que  $r$  corresponde ao número de parâmetros estimados,  $\Sigma$  denota a estimativa de máxima verossimilhança da matriz de variância-covariância ( $\Sigma$ ) e  $k$  representa a dimensão da série temporal. O AICC caracteriza-se por ser assintoticamente eficiente, tanto para os modelos de regressão quanto para o caso de modelos de séries temporais. Além disso, o AICC tem melhores propriedades estatísticas do que o critério de informação de Akaike (AIC).

Para identificar a possível relação de longo prazo entre as variáveis, foi utilizado o teste de

cointegração desenvolvido por Engle e Granger (1991). Basicamente, esse teste é conduzido em duas etapas. Na primeira, dado que as variáveis envolvidas apresentam a mesma ordem de integração, deve-se estimar uma equação de regressão com as variáveis em nível, denominada também de equação de cointegração:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t$$

em que  $\alpha$  corresponde ao intercepto e  $u_t$  são os resíduos da regressão.

Na verdade, essa equação nada mais é do que a equação de regressão tradicional, com as variáveis em nível. Uma vez estimada essa regressão com as variáveis em nível, haja vista que ambas as variáveis são integradas de ordem 1, a próxima etapa consiste em “capturar” os resíduos  $u_t$ , para, posteriormente, testar se eles são estacionários  $I(0)$  ou não são estacionários, isto é  $I(1)$ . Os valores críticos para os testes de raiz unitária sobre os resíduos da equação de cointegração são encontrados em Engle e Granger (1991), Mackinnon (1991) e Phillips e Ouliaris (1990).

Portanto, já que o teste de cointegração envolve a realização de teste de raiz unitária do tipo ADF sobre os resíduos da equação de cointegração, esse teste deve ser efetuado sobre a seguinte equação de resíduos:

$$\nabla u_t = \rho u_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \nabla u_{t-i} + e_t$$

Neste caso, o termo  $\nabla u_t$  representa a primeira diferença da variável  $u_t$ , enquanto  $\nabla u_{t-i}$  é a primeira diferença defasada da variável  $u_t$  – o número total de defasagens corresponde a  $i$  períodos. Quando o termo  $\gamma_i$  é igual a zero para todos os  $i$ , em vez do ADF usa-se o teste Dickey-Fuller (DF).

Tendo como base os resíduos da equação de cointegração, o procedimento de verificação da presença, ou não, de raiz unitária testa a hipótese nula de que os resíduos têm raiz unitária ( $\rho = 0$ ), contra a hipótese alternativa de que os

resíduos são estacionários ( $\rho \neq 0$ ), ou seja, testa a hipótese nula de que não há cointegração versus a hipótese alternativa de que existe cointegração entre as variáveis  $y_t$  e  $x_t$ .

Detectada a relação de cointegração entre as variáveis, o próximo passo é a inclusão do modelo de correção de erro. Engle e Granger (1991) mostraram que se  $y_t$  e  $x_t$  são, ambas, integradas de ordem um ( $I(1)$ ) e são também cointegradas, então existe uma representação de modelo de correção de erro da seguinte forma:

$$\nabla y_t = \omega_0 + \omega_1 \nabla x_t - \gamma (y_{t-1} - \alpha x_{t-1}) + \varepsilon_t$$

em que  $\nabla y_t$  e  $\nabla x_t$  representam as variáveis  $y_t$  e  $x_t$ . Dado que representam as diferenças das variáveis, esses dois elementos captam os efeitos de curto prazo do modelo de correção de erro. O parâmetro  $\gamma$  mostra a velocidade pela qual os desvios em relação à condição de equilíbrio são corrigidos em cada período, também denominado de termo de correção de erro. Portanto, quanto maior o valor estimado de  $\gamma$ , mais rapidamente os desvios são corrigidos. Finalmente, o termo  $(y_{t-1} - \alpha x_{t-1})$  representa os resíduos da equação de cointegração, mas defasados de um período. Vale lembrar que  $z_t = y_t - \alpha x_t$ , ou seja,  $z_t$  corresponde aos resíduos da equação de cointegração. Defasando-se essa equação em um período, tem-se  $z_{t-1} = y_{t-1} - \alpha x_{t-1}$ , em que o lado direito desta última expressão corresponde aos resíduos defasados de um período, conforme apresentado na equação de cointegração.

Também será utilizado o teste de cointegração assimétrica, conforme apresentado em Enders e Siklos (2001). Ele é uma derivação do teste de Engle-Granger, pois os procedimentos iniciais são idênticos. A diferença é que, no caso do teste de assimetria, os resíduos defasados de um período são divididos em duas partes. Segundo Harris e Sollis (2003), uma especificação alternativa, denominada de *momentum threshold autoregressive model*, pode ser representada como

$$\nabla \hat{u}_{t-1} = I_t \rho_1 \hat{u}_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \hat{u}_{t-1} + v_t^*, \sim (0, \sigma^2)$$

em que  $I_t = 1$  se  $\hat{u}_{t-1} \geq 0$  e  $I_t = 0$  se  $\hat{u}_{t-1} < 0$ . Em relação a esse teste, a hipótese nula afirma que as variáveis não são cointegradas, enquanto, na hipótese alternativa, elas são cointegradas, mas com assimetria. Matematicamente, a hipótese nula é  $(\rho_1 + \rho_2 = 0)$  e pode-se utilizar a convencional estatística  $F$ .

## Análise de resultados

Inicialmente foi utilizado o método X12 para verificar se cada série apresenta sazonalidade. Esse procedimento é de suma relevância, já que os testes de raiz unitária tradicionais, como o ADF e o Phillips-Perron (PP), produzem resultados viesados quando a série possui sazonalidade. O mesmo se aplica ao teste de cointegração de Engle-Granger.

A Tabela 1 mostra os índices sazonais médios para cada série. Para as vendas de gasolina, o menor índice sazonal ocorreu em fevereiro (92,90) e o maior em dezembro (111,50); o mesmo ocorreu com as vendas de etanol, com os respectivos valores de 93,80 e 108,60. No caso dos menores índices, isso se explica pelo fato de que fevereiro possui menos dias do que os demais meses, resultando em menor consumo de combustíveis. Em relação aos valores máximos, a maior venda de combustível está relacionada com a dinâmica do pagamento de décimo terceiro salário.

Quanto às variáveis preços, no caso do preço da gasolina, o menor índice sazonal médio ocorreu no mês de outubro (98,60), enquanto o maior índice se deu em abril (101,80). No caso dessa variável, não foi possível identificar que fatores impactaram seu comportamento. No entanto, observa-se que os índices sazonais apresentaram reduzida variabilidade. Para a variável preço do etanol, o índice médio sazonal apresenta o menor valor em julho (95,50) e o maior em março/abril (105,10). Nesse caso, o menor índice reflete o pico da safra de cana-de-açúcar e, conseqüentemente, maior produção de etanol. Com a quantidade ofertada em alta, o preço tende a cair. O maior índice também

está relacionado com o processo de produção da cana – marçõ coincide com o fim da safra<sup>7</sup>.

Finalmente, a variável rendimento médio apresentou o maior valor para o índice sazonal médio em dezembro (121,40) e o menor valor em junho (95,60). O maior valor em dezembro também está relacionado com o pagamento do décimo terceiro salário no fim do ano. Quanto ao menor valor, não foi possível identificar quais seriam seus possíveis condicionantes.

A seguir, foram calculados os coeficientes de amplitude sazonal. Neste estudo, quando o coeficiente é superior a 10%, isso implica a presença de sazonalidade na respectiva série e, conseqüentemente, a série precisa ser dessazonalizada pelo método X12.

Os resultados para os coeficientes de amplitude sazonal mostram que todas as variáveis apresentaram algum grau de sazonalidade

(Tabela 2). A variável com maior coeficiente de amplitude sazonal foi o rendimento médio, com valor igual a 24,40%, enquanto a variável com menor coeficiente foi o preço da gasolina, com 3,19%.

**Tabela 2.** Coeficientes de amplitude sazonal, vendas de gasolina<sup>(1)</sup> e etanol<sup>(1)</sup>, preços da gasolina<sup>(1)</sup> e etanol<sup>(1)</sup> e rendimento médio<sup>(2)</sup>, de janeiro de 2003 a dezembro de 2015.

Variável	Coeficientes de amplitude sazonal (%)
Vendas de gasolina	18,20
Preço da gasolina	3,19
Vendas de etanol	14,62
Preço do etanol	9,57
Rendimento médio	24,40

<sup>(1)</sup> Estado de São Paulo. <sup>(2)</sup> Região Metropolitana de São Paulo.

Fonte: elaborada com dados de Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (2016) e IBGE (2016).

**Tabela 1.** Índices sazonais médios mensais, vendas de gasolina e etanol<sup>(1)</sup>, preços da gasolina e etanol<sup>(1)</sup> e rendimento médio<sup>(2)</sup>, de janeiro de 2003 a dezembro de 2015.

Mês	Índice sazonal médio				
	Vendas de gasolina	Preço da gasolina	Vendas de etanol	Preço do etanol	Rendimento médio
Jan.	95,20	99,10	97,00	102,70	98,20
Fev.	92,90 <sup>(3)</sup>	100,90	93,80 <sup>(3)</sup>	103,00	98,30
Mar.	104,40	101,70	98,60	105,10 <sup>(4)</sup>	98,10
Abr.	102,10	101,80 <sup>(4)</sup>	98,10	105,10 <sup>(4)</sup>	96,90
Mai	101,00	100,90	99,30	101,30	96,10
Jun.	97,60	100,10	96,60	96,00	95,00 <sup>(3)</sup>
Jul.	97,90	99,30	99,30	95,50 <sup>(3)</sup>	95,60
Ago.	100,00	98,90	101,50	96,00	95,90
Set.	98,60	98,70	102,20	96,50	97,10
Out.	101,50	98,60 <sup>(3)</sup>	105,50	98,90	98,40
Nov.	97,50	99,80	100,00	98,90	109,10
Dez.	111,50 <sup>(4)</sup>	100,40	108,60 <sup>(4)</sup>	100,90	121,40 <sup>(4)</sup>

<sup>(1)</sup> Estado de São Paulo. <sup>(2)</sup> Região Metropolitana de São Paulo. <sup>(3)</sup> Menor índice médio sazonal. <sup>(4)</sup> Maior índice médio sazonal.

Fonte: elaborada com dados de Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP, 2016) e IBGE (2016).

<sup>7</sup> Para detalhes sobre a sazonalidade na produção da cana-de-açúcar, ver Fredo e Margarido (2008).

Portanto, com base no critério exposto, dado que as séries de vendas de gasolina e etanol e rendimento médio apresentaram coeficiente de amplitude sazonal acima de 10%, as três variáveis foram dessazonalizadas para evitar possíveis vieses nos testes de raiz unitária e de cointegração.

Depois de dessazonalizar cada série, foi efetuado o teste de raiz unitária ADF para determinar a ordem de integração de cada variável. Antes, porém, foi utilizado o critério de informação AICC para determinar o número correto de defasagens, de forma que os resíduos dos testes de raiz unitária não apresentem autocorrelação (Tabela 3).

**Tabela 3.** Critério de informação de Akaike corrigido (AICC), variável em nível, vendas de gasolina<sup>(1)</sup> e etanol<sup>(1)</sup>, preços da gasolina<sup>(1)</sup> e do etanol<sup>(1)</sup> e rendimento médio<sup>(2)</sup>, de janeiro de 2003 a dezembro de 2015.

Variável em nível	Número de defasagens Critério AICC
LVENGAS	3
LPGAS	1
LVENETANOL	1
LPETANOL	2
LRENDMEDIO	1

<sup>(1)</sup>Estado de São Paulo. <sup>(2)</sup>Região Metropolitana de São Paulo.

Fonte: elaborada com dados de Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (2016) e IBGE (2016).

Com base no número de defasagens definido pelo critério de informação AICC, foram efetuados os respectivos testes de raiz unitária ADF.

Para as variáveis *LVENGAS*, *LPGAS* e *LVENETANOL*, as respectivas hipóteses nulas de que essas variáveis em nível têm raiz unitária não podem ser rejeitadas para todos os três modelos. Para as variáveis *LPETANOL* e *LRENDMEDIO*, as respectivas hipóteses nulas de que essas duas variáveis têm raiz unitária podem ser rejeitadas em detrimento da hipótese alternativa de que

ambas têm tendência determinística. No entanto, para os modelos somente com constante e sem tendência determinística e sem constante, as respectivas hipóteses nulas de raiz unitária não podem ser rejeitadas. Portanto, conclui-se que ambas têm raiz unitária quando consideradas em nível (Tabela 4).

Dado que foi detectado que todas as variáveis em nível têm raiz unitária, torna-se necessário refazer os respectivos testes de raiz unitária, porém, com as variáveis diferenciadas. No entanto, antes disso, é preciso determinar os números de defasagens que serão utilizados em cada teste de raiz unitária, via critério de informação AICC com as variáveis diferenciadas de ordem um (Tabela 5).

Os resultados dos testes de raiz unitária mostraram que, para todas as variáveis e todos os modelos, a hipótese nula de raiz unitária pode ser rejeitada em todos os casos, uma vez que todos os *P-values* se encontram abaixo do nível de significância de 1%. Com base nesses resultados, pode-se afirmar que todas as variáveis são integradas de ordem um, sendo necessária a aplicação do operador de diferença de ordem um para que se tornem estacionárias (Tabela 6).

## Modelo de demanda de gasolina

Determinada a ordem de integração de cada variável, e dado que todas têm a mesma ordem de integração, o próximo passo é verificar se as variáveis cointegram, ou seja, se convergem para o equilíbrio em longo prazo.

O teste de cointegração de Engle-Granger basicamente se divide em duas etapas, em que a primeira consiste em estimar uma regressão com as variáveis em nível (Tabela 7).

A seguir, conforme o teste de cointegração de Engle-Granger, torna-se necessário fazer o teste de raiz unitária sobre os resíduos do modelo de regressão com as variáveis em nível. No entanto, antes do teste foi preciso determinar o número de defasagens que será utilizado. Conforme resultado do critério de informação

**Tabela 4.** Resultados dos testes de raiz unitária ADF, variáveis em nível, vendas de gasolina<sup>(1)</sup> e etanol<sup>(1)</sup>, preços da gasolina<sup>(1)</sup> e etanol<sup>(1)</sup> e rendimento médio<sup>(2)</sup>, de janeiro de 2003 a dezembro de 2015.

Variável em nível	Modelo	Estatística $\tau$	Prob<Tau
LVENGAS	Com tendência e constante ( $\tau_\tau$ )	-3,01	0,1339
	Somente com constante ( $\tau_\mu$ )	-1,68	0,4418
	Sem tendência e sem constante ( $\tau$ )	0,70	0,8661
LPGAS	Com tendência e constante ( $\tau_\tau$ )	-2,10	0,5419
	Somente com constante ( $\tau_\mu$ )	0,33	0,9790
	Sem tendência e sem constante ( $\tau$ )	1,74	0,9800
LVENETANOL	Com tendência e constante ( $\tau_\tau$ )	-2,14	0,5195
	Somente com constante ( $\tau_\mu$ )	-2,20	0,2059
	Sem tendência e sem constante ( $\tau$ )	1,50	0,9669
LPETANOL	Com tendência e constante ( $\tau_\tau$ )	-5,02	0,0003
	Somente com constante ( $\tau_\mu$ )	-2,00	0,2881
	Sem tendência e sem constante ( $\tau$ )	-0,21	0,6086
LRENDMEDIO	Com tendência e constante ( $\tau_\tau$ )	-5,64	<,0001
	Somente com constante ( $\tau_\mu$ )	0,42	0,9833
	Sem tendência e sem constante ( $\tau$ )	4,76	0,9999

<sup>(1)</sup> Estado de São Paulo. <sup>(2)</sup> Região Metropolitana de São Paulo.

Fonte: elaborada com dados de Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (2016) e IBGE (2016).

**Tabela 5.** Critério de informação de Akaike corrigido (AICC), variáveis diferenciadas, vendas de gasolina<sup>(1)</sup> e etanol<sup>(1)</sup>, preços da gasolina<sup>(1)</sup> e etanol<sup>(1)</sup> e rendimento médio<sup>(2)</sup>, de janeiro de 2003 a dezembro de 2015.

Variável diferenciada	Número de defasagens – Critério AICC
LVENGAS	4
LPGAS	1
LVENETANOL	12
LPETANOL	6
LRENDMEDIO	6

<sup>(1)</sup> Estado de São Paulo. <sup>(2)</sup> Região Metropolitana de São Paulo.

Fonte: elaborada com dados de Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (2016) e IBGE (2016).

AICC, foram necessárias cinco defasagens, para garantir que os resíduos do modelo do teste de raiz unitária sobre os resíduos da equação de cointegração não apresentem autocorrelação.

Os resultados dos testes de raiz unitária para os três modelos mostram que, ao se adotar o nível de significância de 5%, todas as respectivas hipóteses nulas de presença de raiz unitária nos resíduos da equação de cointegração podem ser rejeitadas (Tabela 8).

Retornando aos resultados da equação de cointegração, verifica-se que os sinais de todos os coeficientes estimados estão de acordo com a teoria econômica. Além disso, todas as variáveis foram estatisticamente significativas ao se considerar o nível de significância de 1%. Observa-se que, conforme os testes de cointegração realizados para o modelo de demanda de gasolina, as variáveis cointegram. Assim, seus resultados para as variáveis em nível não são espúrios.

A análise econômica das variáveis mostrou que a variação de 1% no preço da gasolina induziu queda de 1,18% na quantidade deman-

**Tabela 6.** Resultados dos testes de raiz unitária ADF, variáveis diferenciadas, vendas de gasolina<sup>(1)</sup> e etanol<sup>(1)</sup>, preços da gasolina<sup>(1)</sup> e etanol<sup>(1)</sup> e rendimento médio<sup>(2)</sup>, de janeiro de 2003 a dezembro de 2015.

Variável diferenciada	Modelo	Estatística $\tau$	Prob<Tau
LVENGAS	Com tendência e constante ( $\tau_\tau$ )	-12,79	<,0001
	Somente com constante ( $\tau_\mu$ )	-12,82	<,0001
	Sem tendência e sem constante ( $\tau$ )	-12,76	<,0001
LPGAS	Com tendência e constante ( $\tau_\tau$ )	-7,90	<,0001
	Somente com constante ( $\tau_\mu$ )	-7,81	<,0001
	Sem tendência e sem constante ( $\tau$ )	-7,53	<,0001
LVENETANOL	Com tendência e constante ( $\tau_\tau$ )	-11,92	<,0001
	Somente com constante ( $\tau_\mu$ )	-11,76	<,0001
	Sem tendência e sem constante ( $\tau$ )	-11,45	<,0001
LPETANOL	Com tendência e constante ( $\tau_\tau$ )	-8,83	<,0001
	Somente com constante ( $\tau_\mu$ )	-8,80	<,0001
	Sem tendência e sem constante ( $\tau$ )	-8,79	<,0001
LRENDMEDIO	Com tendência e constante ( $\tau_\tau$ )	-12,76	<,0001
	Somente com constante ( $\tau_\mu$ )	-12,71	<,0001
	Sem tendência e sem constante ( $\tau$ )	-10,67	<,0001

<sup>(1)</sup> Estado de São Paulo. <sup>(2)</sup> Região Metropolitana de São Paulo.

Fonte: elaborada com dados de Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (2016) e IBGE (2016).

**Tabela 7.** Equação de cointegração<sup>(1)</sup>, modelo, quantidade demandada de gasolina, como função do preço da gasolina<sup>(2)</sup>, renda<sup>(3)</sup> e preço do etanol<sup>(2)</sup>.

Variável	Estimativa do parâmetro	Erro-padrão da estimativa	Valor do teste t	p-value do teste t
Intercepto	15,87001	0,32447	48,91	<,0001
LPGAS	-1,18754	0,17066	-6,96	<,0001
LPRENDMEDIO	0,72222	0,05872	12,30	<,0001
LPETANOL	0,56321	0,07980	7,06	<,0001

<sup>(1)</sup> Os valores dos coeficientes estimados representam as respectivas elasticidades de longo prazo. <sup>(2)</sup> Estado de São Paulo. <sup>(3)</sup> Região Metropolitana de São Paulo.

Fonte: elaborada com dados de Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (2016) e IBGE (2016).

dada de gasolina, configurando um quadro de elasticidade superior à unidade (Tabela 7). Em comparação com o estudo de Alves e Bueno (2003), esse resultado é bem diferente, pois esses autores encontraram uma elasticidade-preço da demanda de longo prazo igual a -0,46. O fato de

a elasticidade-preço da demanda de gasolina ser elástica em longo prazo para o presente estudo está atrelado ao fato de que, a partir da disponibilidade da tecnologia dos motores *flex-fuel* aos consumidores, os aumentos no preço da gasolina induzem os consumidores a trocar

**Tabela 8.** Resultados dos testes de raiz unitária ADF, resíduos da equação de cointegração e modelo de gasolina.

Variável	Modelo de gasolina	Estatística $\tau$	Prob<Tau
Resíduos	Com tendência e constante ( $\tau_{\tau}$ )	-3,87	0,0154
	Somente com constante ( $\tau_{\mu}$ )	-3,89	0,0027
	Sem tendência e sem constante ( $\tau$ )	-3,91	0,0001

Fonte: elaborada com dados de Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (2016) e IBGE (2016).

o carro com motor a gasolina pelo automóvel com motor *flex*. Além disso, os proprietários de carro *flex* têm a opção de abastecer o carro com etanol quando sobe o preço da gasolina.

Quanto à variável renda, a relação foi inelástica, ou seja, a variação de 1% na renda induziu a variação de 0,72% no consumo de gasolina, em longo prazo. Esse resultado mostra que a gasolina é um bem normal, isto é, a elevação do nível de renda estimula o aumento no consumo de gasolina. Esse resultado difere do obtido por Alves e Bueno (2003), cuja elasticidade-renda de longo prazo foi igual a 0,12. Finalmente, foi calculada a elasticidade-preço cruzada entre o etanol e a quantidade consumida de gasolina. O resultado mostrou que a variação de 1% no preço do etanol induziu a variação de 0,56% na quantidade consumida de gasolina, configurando situação de relação inelástica, em longo prazo. O resultado obtido não difere tanto daquele encontrado por Alves e Bueno (2003), cuja elasticidade-preço cruzada de longo prazo foi de 0,48. Dada essa inelasticidade, pode-se afirmar que o etanol e a gasolina não são substitutos perfeitos, uma vez que aumentos nos preços do etanol provavelmente induziram apenas uma parte dos donos de carros *flex-fuel* a consumir mais gasolina e menos etanol, enquanto a maioria continuou abastecendo o automóvel com etanol.

Em relação ao curto prazo, os resultados do modelo de correção de erro para o modelo de demanda de gasolina apresentaram sinais de todas as variáveis condizentes com a teoria econômica. No caso da variável preço da gasolina, o resultado mostrou que a variação de 1% no

preço da gasolina induziu a variação negativa de 0,99% na quantidade demandada de gasolina em curto prazo, mostrando um relacionamento inelástico, mas próximo da unidade (Tabela 9). Esse resultado capta o fato de que, em curto prazo, os proprietários de carros *flex-fuel*, diante de um aumento do preço da gasolina, tendem a substituir o consumo de gasolina pelo de etanol. Reforça-se, assim, o fato de que, enquanto as vendas de automóvel *flex* apresentam forte tendência crescente, ocorre o contrário com as vendas de automóvel movido exclusivamente a gasolina (Figura 1). Não obstante, esse resultado contrasta com o resultado obtido por Alves e Bueno (2003), já que esses autores encontraram um resultado inelástico para a elasticidade-preço da demanda por gasolina, resultado esse também consistente, pois o período analisado pelos dois autores antecedeu a introdução do carro *flex-fuel* no mercado. Assim, diante de um aumento no preço da gasolina, os consumidores não tinham alternativas e, conseqüentemente, em curto prazo, os aumentos no preço da gasolina não impactavam a quantidade demandada desse combustível, sendo o coeficiente estimado não significativo estatisticamente. Em termos econômicos, isso implica dizer que a quantidade demandada de gasolina em curto prazo era infinitamente inelástica.

O coeficiente associado à renda é positivo e estatisticamente significativo; assim, variações positivas da renda do consumidor induzem o aumento da quantidade consumida de gasolina. Porém, essa relação mostrou-se inelástica, ou seja, a variação de 1% na renda implicou a varia-

ção de apenas 0,08% na quantidade consumida de gasolina em curto prazo. Além disso, a elasticidade-renda foi infinitamente inelástica, dado que seu respectivo coeficiente não foi estatisticamente significativo (Tabela 9). Mais uma vez, esse resultado é semelhante ao obtido por Alves e Bueno (2003), pois esses autores também encontraram relação inelástica entre renda e quantidade consumida de gasolina em curto prazo.

Quanto à elasticidade-preço cruzada, apesar de o sinal do coeficiente estimado para a variável preço do etanol ser positivo, conforme esperado, essa variável também foi estatisticamente significativa, pois, novamente, o *p-value* esteve abaixo do nível de significância de 10% (Tabela 9). Em termos econômicos, a elasticidade-preço cruzada também teve comportamento inelástico. Tal resultado capta o fato de que, em curto prazo, o aumento no preço do etanol não tem efeito sobre a quantidade demandada de gasolina, uma vez que aqueles que são donos de veículos movidos exclusivamente a gasolina não são afetados por variações no preço do etanol. Já os donos de veículos *flex-fuel*, por força do hábito, continuarão a abastecer com etanol em vez de gasolina, pelo menos em curto prazo.

Finalmente, o termo de correção de erro, representado pelos resíduos defasados de um período, mostrou que desequilíbrios na quantidade demandada de gasolina foram corrigidos à taxa de 20,10% a cada período (Tabela 9). Portanto, diante de desequilíbrios nesse mercado, sua

volta para o equilíbrio foi relativamente rápida, em torno de 5 meses. Economicamente, esse resultado também pode ser considerado robusto, pois, diante de aumento do consumo de gasolina, o mercado pode ser atendido rapidamente pelas importações desse combustível. Para dar suporte a tal afirmação, com base em dados da ANP, foram calculadas taxas anuais médias de crescimento<sup>8</sup> da produção e da importação de derivados de petróleo para o período de 2003 até 2015. Os resultados mostraram que, enquanto a produção doméstica de derivados de petróleo cresceu, em média, 2,06% a.a., as importações elevaram-se, em média, 9,70% a.a.

A seguir, foi estimado outro modelo de correção de erro para verificar se a cointegração possui comportamento assimétrico. Nesse caso, os resíduos da equação de cointegração foram divididos em valores menores e iguais a zero e valores positivos, ou seja, foram criadas duas variáveis *dummies* com valores menores e iguais a zero e maiores que zero. Os valores iguais a zero e negativos representam choques negativos, enquanto os valores positivos representam efeito de choques positivos.

Tanto os resíduos negativos quanto os positivos foram estatisticamente significativos (Tabela 10). No entanto, ainda não é possível afirmar se más ou boas notícias têm efeito simétrico ou assimétrico sobre a quantidade demandada de gasolina.

**Tabela 9.** Resultados do modelo de correção de erro (MCE), modelo de demanda de gasolina.

Modelo de demanda de gasolina				
Variável	Estimativa do parâmetro	Erro-padrão da estimativa	Valor do teste t	p-value t
DLPGAS <sup>(1)</sup>	-0,99319	0,35469	-2,80	0,0058
DLRENDMEDIO <sup>(1)</sup>	0,08614	0,15488	0,56	0,5789
DLPETANOL <sup>(1)</sup>	0,30646	0,11278	2,72	0,0074
Resíduo defasado	-0,20105	0,04811	-4,18	<,0001

<sup>(1)</sup>Variáveis precedidas da letra D indicam que elas são diferenciadas; logo, captam os relacionamentos de curto prazo.

Fonte: elaborada com dados de Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (2016) e IBGE (2016).

<sup>8</sup> Para calcular essas taxas, foram utilizados modelos de regressão log-linear, conforme apresentado em Matos (2000) e Ramanathan (1998).

**Tabela 10.** Resultados do modelo de correção de erro (MCE) com resíduos divididos em valores negativos e positivos, pelo modelo de demanda de gasolina.

Variável	Estimativa do parâmetro	Erro-padrão da estimativa	Valor do teste t	P-value t
DLPGAS <sup>(1)</sup>	-0,95873	0,36295	-2,64	0,0091
DLRENDMEDIO <sup>(1)</sup>	0,09719	0,15702	0,62	0,5369
DLPETANOL <sup>(1)</sup>	0,30214	0,11344	2,66	0,0086
Resíduo defasado negativo	-0,23027	0,07826	-2,94	0,0038
Resíduo defasado positivo	-0,18318	0,06120	-2,99	0,0032

<sup>(1)</sup>Variáveis precedidas da letra D indicam que elas são diferenciadas, logo, captam os relacionamentos de curto prazo.

Fonte: elaborada com dados de Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis Petróleo (2016) e IBGE (2016).

Para identificar se esse relacionamento é simétrico ou assimétrico, é necessário impor restrição e implementar um teste de hipótese sobre essa restrição. Nesse caso, a restrição é a seguinte: resíduo defasado negativo + resíduo defasado positivo = 0, ou seja, resíduo defasado negativo = -resíduo defasado positivo. A Tabela 11 mostra o resultado do teste de hipótese em função da imposição da restrição anterior. Nesse caso, utiliza-se a distribuição *F*. A hipótese nula é que a relação é simétrica, ou seja, choques negativos e positivos têm o mesmo efeito sobre a variável dependente. A hipótese alternativa é aquela em que predomina a assimetria e, nesse caso, diversos estudos mostram que más notícias têm impacto mais relevante sobre o mercado do que boas notícias.

A Tabela 9 mostra que a hipótese nula pode ser rejeitada, uma vez que a probabilidade de se cometer o erro tipo I, ou seja, de rejeitar a hipótese nula de que são simétricos e de essa hipótese ser verdadeira, está abaixo do nível de significância de 1%. Logo, rejeita-se a hipótese nula, mas não se rejeita a hipótese alternativa; assim, esse resultado mostra a presença de assimetria.

## Modelo de demanda de etanol

A variação de 1% no preço do etanol provocou redução de 2,26% na quantidade demandada de etanol, mostrando uma relação elástica (Tabela 12). Com efeito, esse resultado pode ser considerado robusto, pois o rendimento do etanol é inferior ao da gasolina. Além disso, nos últimos anos, o governo tem utilizado diversos instrumentos, principalmente de cunho fiscal, para evitar que variações nos preços do petróleo no mercado internacional sejam transmitidas para o preço doméstico da gasolina, visando evitar aumento generalizado de preços na economia. Isso resultou em distorções nos preços relativos entre esses os dois combustíveis, favorecendo o consumo de gasolina em detrimento do etanol (SANTOS, 2016). E há outro fato a ser considerado: nos últimos anos, a quantidade ofertada de cana-de-açúcar para a produção de etanol foi severamente afetada em decorrência de problemas climáticos, além da redução do setor em investimentos na produção da cana, decorrente do arrefecimento do retorno dessa atividade, o que resultou em queda da produtividade. Esses fatores alavancaram o preço do

**Tabela 11.** Resultados do teste de hipótese com base na restrição imposta.

	Graus de liberdade	Quadrado médio	F Value	Pr > F
Numerador	1	0,04237	17,30	<,0001
Denominador	150	0,00245		

Fonte: elaborada com dados de Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (2016) e IBGE (2016).

**Tabela 12.** Equação de cointegração<sup>(1)</sup>, modelo, quantidade demandada de etanol como função do preço da gasolina<sup>(2)</sup>, renda<sup>(3)</sup> e preço do etanol<sup>(2)</sup>.

Variável	Estimativa do parâmetro	Erro-padrão da estimativa	Valor do teste t	P-value do teste t
Intercepto	7,95409	1,08346	7,34	<,0001
LPETANOL	-2,26650	0,26646	-8,51	<,0001
LPRENDMEDIO	1,22796	0,19607	6,26	<,0001
LPGAS	4,28545	0,56986	7,52	<,0001

<sup>(1)</sup> Os valores dos coeficientes estimados representam as respectivas elasticidades de longo prazo. <sup>(2)</sup> Estado de São Paulo. <sup>(3)</sup> Região Metropolitana de São Paulo.

Fonte: elaborada com dados de Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (2016) e IBGE (2016).

etanol, reduzindo ainda mais sua competitividade diante do preço da gasolina (SANTOS et al., 2016). Por causa desses fatores, variações de preço no etanol têm expressivo impacto sobre o respectivo consumo.

Quanto à variável renda, a variação de 1% induziu o aumento na quantidade consumida de etanol da ordem de 1,22%, configurando uma relação elástica (Tabela 12).

O resultado da elasticidade-preço cruzada mostrou que a variação de 1% no preço da gasolina provocou variação de 4,28%% na quantidade consumida de etanol em longo prazo. A explicação dessa elevada elasticidade está no fato de que, com a sedimentação da tecnologia do carro *flex-fuel*, a tendência do consumidor é de adquirir esse tipo de automóvel, pois terá mais opções para tentar reduzir seus custos do que com o carro movido somente a gasolina.

Uma vez estimada a equação de cointegração, a segunda etapa do teste de cointegração de Engle-Granger consiste em “capturar” os resíduos da equação de cointegração e fazer um teste de raiz unitária sobre eles. A hipótese nula é de que os resíduos têm raiz unitária, ou seja, não são estacionários, enquanto a hipótese alternativa é de que os resíduos sejam estacionários. Prevalecendo a hipótese alternativa, as variáveis são cointegradas, isto é, convergem para uma situação de equilíbrio em longo prazo.

Mais uma vez, antes de fazer o teste de raiz unitária, foi necessário determinar o número de defasagens. O modelo do etanol indicou a necessidade de somente uma defasagem.

No caso do modelo do etanol, para os modelos como tendência e constante, as respectivas hipóteses nulas de presença de raiz unitária não podem ser rejeitadas, já que os respectivos *p-values* se encontram acima do nível de significância de 10%. No entanto, para o modelo sem tendência e sem constante, a hipótese nula de raiz unitária pode ser rejeitada ao nível de significância de 5% (Tabela 13). Portanto, pode-se concluir que essas variáveis são cointegradas, ou seja, possuem relacionamento de longo prazo. A próxima etapa é estimar o modelo de correção de erro.

Os resultados para o modelo de consumo de etanol ressaltam que todos os sinais estão coerentes com o que prediz a teoria econômica. A variação de 1% no preço do etanol induziu queda de 1,24% na quantidade consumida de etanol em curto prazo, configurando uma relação elástica, em que a variável preço do etanol foi significativamente diferente de zero, pois o respectivo *p-value* foi inferior ao nível de significância de 1% (Tabela 14). Em comparação com o modelo de demanda de gasolina, observa-se que o consumidor de etanol foi mais sensível a variações de preços do que o consumidor de gasolina em curto prazo.

**Tabela 13.** Resultados dos testes de raiz unitária ADF, resíduos da equação de cointegração, no modelo de etanol.

Variável	Modelo de etanol	Estatística $\tau$	Prob<Tau
Resíduos	Com tendência e constante ( $\tau_{\tau}$ )	-2,35	0,4063
	Somente com constante ( $\tau_{\mu}$ )	-2,40	0,1444
	Sem tendência e sem constante ( $\tau$ )	-2,40	0,0162

Fonte: elaborada com dados de Agência Nacional de Petróleo (2016) e IBGE (2016).

**Tabela 14.** Resultados do modelo de correção de erro, no modelo de demanda de etanol.

Modelo demanda de etanol				
Variável	Estimativa do parâmetro	Erro-padrão da estimativa	Valor do teste t	P-value t
<i>DLPETANOL</i> <sup>(1)</sup>	-1,24198	0,20910	-5,94	<,0001
<i>DLIFPR</i> <sup>(1)</sup>	0,40916	0,28842	1,42	0,1581
<i>DLPGAS</i> <sup>(1)</sup>	1,20466	0,65804	1,83	0,0691
Resíduo defasado	-0,07343	0,02655	-2,77	0,0064

<sup>(1)</sup> Variáveis precedidas da letra D indicam que elas são diferenciadas; logo, captam os relacionamentos de curto prazo.

Fonte: elaborada com dados de Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (2016) e IBGE (2016).

Quanto à variável rendimento, verifica-se que, apesar de o sinal estar condizente com a teoria econômica, não foi estatisticamente significativa. Em termos econômicos, isso mostra que o relacionamento entre essas duas variáveis foi infinitamente inelástico, ou seja, em curto prazo, as variações na renda não induziram a variação na demanda de etanol.

A elasticidade-preço cruzada mostrou que a variável preço da gasolina foi estatisticamente significativa para explicar a quantidade demandada de etanol. O sinal está coerente com a teoria econômica, pois se trata de produtos substitutos. Em termos econômicos, a variação de 1% no preço da gasolina induziu a variação de 1,20% na quantidade demandada de etanol, configurando relacionamento elástico entre as duas variáveis, em curto prazo (Tabela 14).

O termo de correção de erro foi igual a -0,07343, ou seja, desequilíbrios no mercado de etanol foram corrigidos à taxa de 7,34% ao mês (Tabela 14). Desse modo, desequilíbrios no mercado de etanol demoram 13 meses para ser

corrigidos. Esse resultado, de certo modo, reflete as condições de produção da cana-de-açúcar, principal insumo na produção do etanol, uma vez que a cana é um produto de ciclo anual. Outro aspecto implicado na correção de desequilíbrios no mercado de etanol provém do fato de que o mercado internacional de etanol ainda não está sedimentado. Assim, problemas na quantidade ofertada de etanol no âmbito doméstico demoram mais tempo para serem dirimidos pela oferta externa de etanol.

A Tabela 15 mostra os resultados do modelo de correção de erro (MCE) para os resíduos da equação de cointegração sob a imposição da restrição entre valores menores ou iguais a zero e maiores do que zero. No entanto, para verificar a presença, ou não, de assimetria, é preciso impor a restrição sobre os dois resíduos e fazer o teste de hipótese com base na distribuição *F*.

O resultado do teste de hipótese sobre a imposição da restrição de que os resíduos negativos são iguais aos resíduos positivos, ou seja, que são simétricos, mostra que a hipótese nula

**Tabela 15.** Resultados do modelo de correção de erro (MCE) com resíduos divididos em valores negativos e positivos, no modelo de demanda de etanol.

Variável	Estimativa do parâmetro	Erro-padrão da estimativa	Valor do teste t	P-value t
DLPETANOL <sup>(1)</sup>	-1,25008	0,20881	-5,99	<,0001
DLRENDMEDIO <sup>(1)</sup>	0,36792	0,28976	1,27	0,2061
DLPGAS <sup>(1)</sup>	1,13403	0,65922	1,72	0,0874
Resíduo defasado negativo	-0,04320	0,03585	-1,21	0,2301
Resíduo defasado positivo	-0,11106	0,04008	-2,77	0,0063

<sup>(1)</sup>Variáveis precedidas da letra D indicam que elas são diferenciadas, logo, captam os relacionamentos de curto prazo.

Fonte: elaborada com dados de Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (2016) e IBGE (2016).

relativa à presença de simetria pode ser rejeitada, uma vez que há menos de 1% de probabilidade de se cometer o erro tipo I, isto é, rejeitar a hipótese nula e ela ser verdadeira (Tabela 16). Diante desse resultado, para o modelo de demanda de etanol, também se verificou a presença de assimetria. Portanto, boas e más notícias têm impactos diferentes sobre a quantidade demandada de etanol.

## Considerações finais

Os resultados deste estudo mostraram que, em comparação com trabalho de Alves e Bueno (2003), ocorreram mudanças significativas nas elasticidades preço e preço cruzada, tanto de curto quanto de longo prazo, no mercado de gasolina. Tais alterações estão diretamente relacionadas às mudanças estruturais ocorridas na economia brasileira, que passou a apresentar relativa estabilidade em relação aos níveis de preços com a implementação do Plano Real, além das mais diversas políticas públicas que elevaram o nível de renda per capita, con-

dicionando mudanças no consumo dos agentes econômicos. Isso certamente contribuiu para a demanda crescente por automóveis, afetando também o mercado de combustíveis. Também se deve destacar a introdução da tecnologia do motor *flex-fuel*, com impactos relevantes não somente sobre a cadeia produtiva automobilística, mas também sobre o próprio mercado de combustíveis e biocombustíveis.

Outro resultado relevante deste estudo é que os parâmetros estimados do modelo de consumo de etanol foram mais elásticos do que os parâmetros estimados para o mercado de gasolina. Isso está relacionado à experiência com o etanol na década de 1980, aliada ao fato de a oferta de etanol ser relativamente instável, por causa da competição com o preço internacional do açúcar, o que tornou o consumidor mais flexível à utilização do etanol como combustível, diante de variações de preços e renda.

Finalmente, tanto para o mercado de demanda de gasolina quanto para a demanda de etanol, foram detectadas presenças de assime-

**Tabela 16.** Resultados do teste de hipótese com base na restrição imposta.

	Graus de liberdade	Quadrado médio	F-value	Pr > F
Numerador	1	0,07148	8,37	0,0044
Denominador	150	0,00854		

Fonte: elaborada com dados de Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (2016) e IBGE (2016).

trias, indicando que choques positivos e negativos afetam de forma distinta cada um desses dois mercados.

Por último, este estudo seguiu padrões teóricos e metodológicos que contribuíram para elucidar aspectos importantes dos mercados de gasolina e etanol para o Estado de São Paulo.

## Referências

- AGÊNCIA NACIONAL DE PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS. Disponível em: <<http://www.anp.gov.br/preco/>>. Acesso em: 8 jun. 2016.
- ALVES, D. C. O.; BUENO, R. de L. da S. Short run, Long run and cross elasticities of Gasoline Demand in Brazil. **Energy Economics**, v. 25, p. 191-199, 2003.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of The American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, June 1979.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, July 1981.
- ENDERS, W.; SIKLOS, P. L. Cointegration and threshold adjustment. **Journal of Business and Economics Statistics**, v. 19, p. 166-177. 2001.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. **Long-run economic relationship**: readings in cointegration. New York: Oxford University Press, 1991. 301 p. (Advanced texts in econometrics).
- FREDO, C. E.; MARGARIDO, M. A. Modelando a sazonalidade e o processo gerador da série de tempo do emprego rural no Estado de São Paulo. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 6, n. 3, p. 367-394, 2008.
- FREITAS, S. M. de; FERREIRA, C. R. R. P. T.; BARBOSA, M. Z. Oportunidades e entraves à expansão de dendeicultura brasileira. **Agricultura em São Paulo**, v. 45, Apr. p. 1-16, 1998.
- HARRIS, R. I. D.; SOLLIS, R. **Applied time series modeling and forecasting**. England: John Wiley & Sons, 2003. 302 p.
- HUGHES, J. E.; KNITTEL, C. R.; SPERLING, D. **Evidence of a shift in the short-run price elasticity of gasoline demand**. 2006. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w12530>>. Acesso em: 8 June 2016. (NBER Working Paper Series. Working Paper 12530).
- HURVICH, C. F.; TSAI, C.-L. Regression and time series model selection in small samples. **Biometrika**, v. 76, n. 2, p. 297-307, 1989.
- IBGE. **Sidra**. 2016. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/emprego/default.asp?t=6&z=t&o=16&u1=26674&u2=26674&u3=26674&u4=26674&u5=26674&u6=26674>>. Acesso em: 8 jun. 2016
- MACKINNON, J. G. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R. F.; GRANGER, W. J. **Long-run economic relationships**: readings in cointegration. New York: Oxford University Press, 1991. p. 267-276.
- MATOS, O. C. de. **Econometria básica**. São Paulo: Atlas. 2000. 300 p.
- PHILLIPS, P. C. B.; OULIARIS, S. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. **Econometrica**, v. 58, p. 165-193, 1990.
- RAMANATHAN, R. **Introductory econometrics**: with applications. Fort Worth: The Dryden Press. 1998. 664 p.
- RISSARDI JÚNIOR, D. J. **Três ensaios sobre a agroindústria canavieira no Brasil pós-desregulamentação**. 2015. 116 f. Tese. (Doutorado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio) – Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Toledo.
- SANTOS, G. R. dos (Org.). **Quarenta anos de etanol em larga escala no Brasil**: desafios, crises e perspectivas. Brasília, DF: Ipea, 2016. 315 p.
- SANTOS, G. R. dos; GARCIA, E. A.; SHIKIDA, P. F. A.; RISSARDI JÚNIOR, D. J. A agroindústria canavieira e a produção de etanol no Brasil: características, potenciais e perfil da crise atual. In: SANTOS, G. R. dos (Org.). **Quarenta anos de etanol em larga escala no Brasil**: desafios, crises e perspectivas. Brasília, DF: Ipea, 2016. p. 17-45.
- STERNER, T.; DAHL, C. Modelling transport fuel demand. In: STERNER, T. (Ed.). **International energy economics**. Great Britain: Chapman & Hall. 1992. p. 65-80
- YAFFEE, R.; MCGEE, M. **Introduction to time series analysis and forecasting with applications of SAS and SPSS**. San Diego: Academic Press. 2000. 528 p.