

# ELASTICIDADE DA DEMANDA POR GASOLINA NO BRASIL E O USO DA TECNOLOGIA *FLEX FUEL* NO PERÍODO 2001-2012

Eduardo Pimentel Sant Anna  
Universidade Candido Mendes – MEE  
Júlio Cesar Albuquerque Bastos  
Universidade Federal Fluminense – UFF

## Resumo

Esse artigo analisa o comportamento da demanda por gasolina no Brasil e o impacto do uso do álcool como combustível substituto para o período de Jul/2001 à Dez/2012. No Brasil, a maior parte do petróleo consumido é utilizada pelo setor de transportes, principalmente pela frota de veículos leves. Por este motivo, fica clara a necessidade de se estudar mais detalhadamente a demanda de gasolina e o grau de substituição do álcool, principalmente após a entrada dos veículos *flex-fuel* no mercado brasileiro. O artigo contribui para literatura, uma vez que demonstra que a partir da entrada dos veículos *flex-fuel*, a elasticidade preço-demanda da gasolina alterou-se. Com a finalidade de fornecer evidências empíricas, o artigo apresenta uma análise econométrica para o Brasil, utilizando mínimos quadrados ordinários (OLS), método generalizado dos momentos (GMM) e vetor autoregressivo (VAR). Os resultados sugerem que a elasticidade preço demanda da gasolina passou de inelástica antes da entrada no mercado de veículos com tecnologia *flex-fuel*, para elástica após esse período.

**Palavras-chave:** Elasticidade, Consumo Gasolina, *Flex Fuel*, Álcool

## Abstract

This article analyzes the behavior of demand for gasoline in Brazil and the impact of alcohol use as a fuel substitute for the period Jul/2001 to Dec/2012. In Brazil most of the oil consumed is used by the transport sector, especially for the light vehicle fleet. For this reason, there is a clear need to further study the demand for gasoline and the degree of alcohol replacement, especially after the entry of flex-fuel vehicles in the Brazilian market. The paper contributes to the literature, since it shows that the entry of flex-fuel vehicles-price elasticity of gasoline demand has changed. The empirical evidence, the paper presents an econometric analysis for Brazil, ordinary least squares (OLS), generalized method of moments (GMM) and vector autoregression (VAR) using. The results suggest that the price elasticity of gasoline demand inelastic passed before entry into the market of vehicles with flex-fuel technology for elastic thereafter.

**Key words:** Elasticity, Gasoline Consumption, Flex-Fuel, Alcohol

**JEL Classification:** D00, D03, D10

**Área 8: Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças**

## 1 Introdução

Muitos são os motivos que vem despertando o interesse pelo estudo da demanda de gasolina no Brasil. Dentre eles, podemos destacar o aumento crescente do consumo visto nos últimos anos, assim como a política de preços adotada pelo governo no mercado interno.

Segundo a Agência Internacional de Energia (AIE), o setor de transportes já representa hoje, mais da metade do consumo total de petróleo no mundo. Este cenário está particularmente ligado ao crescimento do consumo nos países emergentes, principalmente China, Índia e Oriente Médio.

No Brasil, segundo o balanço energético 2012 da empresa de Pesquisa Energética, a maior parte do petróleo consumido também é utilizada no setor de transportes, principalmente pela frota de veículos leves, sendo que a gasolina contribui com 28,2% do consumo do setor.

Conforme divulgado pelo Sindicato Nacional das Empresas Distribuidoras de Combustíveis e de Lubrificantes – SINDICOM (2012), o consumo de gasolina no Brasil apresentou uma alta de 12,2% em relação ao consumo de 2011, já o consumo de álcool hidratado no país caiu 10,4% em 2012 em relação ao consumo de 2011.

No Brasil, principalmente durante as décadas de 70 e 80, quando os preços dos combustíveis tornaram-se bastante elevados, o governo buscou por soluções que reduzissem a dependência do petróleo importado e de seus derivados. A mais relevante foi a criação do PNA (Programa Nacional do Álcool) em 1975, com o objetivo de criar um mercado adicional para os produtores de açúcar, utilizando o álcool como combustível complementar e/ou substituto para a gasolina.

Após ser renomeado para Proálcool, o programa do governo atingiu o sucesso na primeira metade da década de 80, quando em torno de 90% dos veículos leves produzidos eram movidos a álcool. Neste período foi possível observar um declínio no consumo de gasolina e em contrapartida um aumento do consumo de álcool hidratado, indicando um certo grau de substituição entre esses combustíveis. O caso inverso aconteceu a partir de 1987 com a crise do Proálcool, que causou desabastecimento, levando o consumidor a repensar a opção por este tipo de combustível.

Com a introdução da tecnologia *flex-fuel*<sup>1</sup> feita pela indústria automotiva a partir de 2003, as vendas de veículos novos movidos a gasolina praticamente foram substituídas pelas dos novos veículos bicombustível, que em 2006 atingiram a marca de 70% do total vendido, gerando um novo impulso no consumo do álcool. A nova tecnologia quebrou a barreira que existia para o consumidor, proporcionando uma grande flexibilidade na escolha dos combustíveis. Em termos econômicos, esta facilidade de substituição entre os dois combustíveis termina afetando as elasticidades da demanda de gasolina no Brasil.

Sendo assim, este artigo tem o objetivo de analisar mais detalhadamente a demanda de gasolina no Brasil ao longo do período de Jul/2001 a Dez/2012, utilizando como indicadores a elasticidade-preço da demanda por gasolina e a elasticidade do nível de crédito concedido a pessoa física. Além disso, será utilizada a elasticidade-preço cruzada entre o álcool e a gasolina, para analisar o efeito substituição causado pelo uso do álcool como combustível teoricamente substituto da gasolina.

---

<sup>1</sup> Tecnologia utilizada em motores de combustão interna a quatro tempos (Ciclo Otto) que tem a capacidade de funcionar com mais de um tipo de combustível, misturados no mesmo tanque e queimados na câmara de combustão simultaneamente.

Esse artigo está organizado em 4 seções: além dessa introdução, na seção 2 são apresentados trabalhos com evidências empíricas relativas ao consumo de combustíveis abordados por autores nacionais e estrangeiros que realizaram estudos dentro da linha de investigação semelhante à empregada no presente artigo. Na seção 3 são apresentadas evidências empíricas para o caso Brasil, com o objetivo principal de se estimar a elasticidade preço demanda para gasolina, preço cruzado da demanda para consumo de gasolina e álcool, em três períodos distintos: para todo o período de estudo; para um período anterior à introdução da tecnologia *flex-fuel*; e para um período posterior à introdução da tecnologia *flex-fuel*. Para tal, serão utilizados métodos de estimação por meio de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), Método dos Momentos Generalizados (GMM) e Vetores Auto Regressivos (VAR). Na seção 4 são apresentados os resultados e suas interpretações, juntamente com as considerações finais do trabalho.

## 2 Evidências Preliminares

De meados da década de 70 em diante, o petróleo consolidou-se como principal fonte energética de combustível líquido no Brasil. A partir de 2006 a demanda por combustíveis sofre uma forte aceleração e, mesmo com a crise internacional iniciada em 2008, o consumo de gasolina no Brasil cresceu a taxas superiores às do PIB a partir de 2009. Esta distorção fez aumentar o déficit na balança comercial de petróleo e derivados, causado pelo aumento significativo das importações necessárias para atender a demanda interna, principalmente de gasolina e diesel.

Por outro lado, a opção brasileira, pelo uso do etanol na matriz energética como alternativa aos derivados de petróleo, principalmente a gasolina, levou o país ao destaque mundial pelos volumes produzidos e consumidos de álcool hidratado.

A partir de 2003, a utilização da tecnologia *flex-fuel*<sup>2</sup> principalmente nos veículos leves, proporcionou novo fôlego ao consumo interno de álcool hidratado, trinta anos depois do início do Proálcool. Além disso, o nível elevado dos preços do petróleo no mercado internacional elevou o preço da gasolina, incentivando a produção de álcool hidratado neste período.

Com a crise econômica mundial de 2008 os investimentos que vinham sendo feitos no setor sucroalcooleiro foram paralisados, afetando fortemente a expansão da produção. No período 2009/2010, o preço elevado do açúcar no mercado internacional forçou os produtores a direcionar para a exportação esta *commodity*, diminuindo assim a produção de etanol. Esta escolha dos produtores causou uma alta descontrolada no preço do álcool hidratado nos períodos de entressafra em 2010 e 2011.

Segundo o relatório de análise conjuntural da Empresa de Pesquisa Energética – EPE (2012), a evolução da demanda de álcool hidratado desde janeiro de 2004, primeiro ano após a introdução dos veículos *flex fuel*, até 2009, mostra que o consumo cresce fortemente com taxas superiores a 30% ao ano e atinge o pico de 1,6 bilhão de litros em dezembro de 2009. A partir de 2010, o consumo cai apresentando significativa volatilidade e fecha dezembro de 2011 com aproximadamente 1 bilhão de litros.

A consequência direta da perda de competitividade do etanol foi a de redução no consumo e a perda de participação no volume total de combustíveis consumidos pela frota nacional.

---

<sup>2</sup> Tecnologia utilizada em motores de combustão interna a quatro tempos ([Ciclo Otto](#)) que tem a capacidade de funcionar com mais de um tipo de [combustível](#), misturados no mesmo tanque e queimados na câmara de combustão simultaneamente

O mercado de derivados de petróleo brasileiro apresentou mudanças substanciais ao longo dos últimos anos, em grande parte devido à necessidade de atender à demanda crescente por combustíveis no setor de transporte.

Se mantido o crescimento anual de 8,1% da frota nacional de veículos leves, alcançado em 2012, onde 90% são do tipo *flex fuel*, provavelmente entre 2017 e 2018 a frota brasileira será composta de cerca de 70% a 75% de veículos bi-combustível, que poderão consumir em torno de 54 bilhões de litros de álcool hidratado ao ano.

Observando que a gasolina apresentava uma taxa de crescimento do consumo maior do que outros combustíveis no setor de transportes, Bentzen (1994) desenvolveu um estudo com o objetivo de estimar as elasticidades de curto e longo prazo para demanda por gasolina na Dinamarca, no período de 1948 a 1991. Para tanto, o autor utilizou-se de um modelo que também toma como base o estudo de Dahl e Sterner (1991) e considerou a relação entre o consumo de gasolina per capita em veículos de passageiros; o estoque de veículos per capita; o preço real da gasolina; e uma variável representando a eficiência dos veículos de passageiros.

Eltony e Mutairi (1995) desenvolveram um modelo para estimar a demanda por gasolina no Kuwait no período de 1970-1989. A pesquisa baseou-se no modelo estático de Dahl e Sterner (1991), que considera apenas as variáveis preço da gasolina e renda do consumidor. Utilizado o método de cointegração e o modelo de correção de erros, os autores encontraram uma demanda de gasolina inelástica em relação ao preço, tanto no curto quanto no longo prazo. A elasticidade renda da demanda indicou que a variação do consumo de gasolina causada pelas mudanças na renda dos consumidores, era maior no longo prazo do que no curto prazo.

No Brasil, Alves e Bueno (2003) utilizaram as técnicas de cointegração para estimar a elasticidade preço da gasolina, a elasticidade preço cruzada entre gasolina e álcool e a elasticidade-renda da gasolina para o período de 1974 a 1999. Partindo do princípio que as duas variáveis mais importantes para definir a demanda por gasolina são a renda da população e o preço do combustível, neste modelo além destas variáveis os autores utilizaram o preço do álcool hidratado também como variável explicativa. Nos resultados obtidos, a demanda por gasolina no Brasil foi considerada levemente inelástica no longo prazo e completamente inelástica no curto prazo. A elasticidade-renda se mostrou muito menor do que os valores encontrados em países similares. A elasticidade cruzada entre álcool e gasolina foi positiva, confirmando que são combustíveis substitutos, embora imperfeitos.

Burnquist e Bacchi (2002) desenvolveram também um estudo cujo objetivo foi analisar a demanda por gasolina no mercado brasileiro para o período de 1973 a 1998. Utilizaram então um modelo econométrico básico que relacionava o consumo de gasolina, o preço e a renda dos consumidores, empregando técnicas de cointegração. O modelo utilizado foi baseado no que Ramanathan (1999) utilizou para determinar as elasticidades de curto e longo prazo para a demanda de gasolina na Índia. Os resultados encontrados sugerem que a demanda por gasolina de curto prazo é inelástica para as variações da renda per capita, embora mais elástica no longo prazo, a elasticidade-renda segue inelástica com o valor ligeiramente abaixo da unidade.

Nappo (2007), com o objetivo de estimar a demanda por gasolina no Brasil e suas elasticidades-preço e renda, para o período de 1994 a 2006, utilizou-se das técnicas de cointegração para verificar a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis do modelo. Para tanto, utilizou duas equações distintas para estimar a função de demanda por gasolina. A primeira, que incluía o preço do álcool hidratado, o preço da gasolina e a renda do consumidor, como variáveis explicativas e a segunda que utilizava o preço da gasolina, a renda do consumidor e uma variável *dummy* associada ao preço da gasolina,

que tinha como objetivo capturar possíveis mudanças de comportamento da demanda por gasolina a partir de 2003. Os resultados obtidos pelo autor, indicando que a demanda por gasolina no Brasil era inelástica, tanto em relação a variações nos preços deste combustível, quanto em relação às variações da renda dos consumidores. A variável *dummy*, utilizada na segunda equação, apresentou um coeficiente em torno de -0,137, significando dizer que a demanda por gasolina no Brasil tornou-se mais elástica a partir de 2003, fazendo com que a elasticidade-preço aumentasse de -0,197 para -0,334.

### 3. Modelo e Evidências para o caso Brasil

Para o estudo de evidências para o caso Brasil será utilizado um modelo em que a demanda por gasolina é uma função das variáveis: crédito; preço da gasolina; e preço do álcool.

A equação (1) é utilizada nos modelos de análise pelos métodos OLS e GMM para os três períodos do estudo:

$$\text{Ln\_Cons\_Gas}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln\_Cred}_t + \beta_2 \text{Ln\_Pr\_gas}_t + \beta_3 \text{Ln\_Pr\_alc}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

A variável a ser explicada no modelo (*Cons\_Gas<sub>t</sub>*), é o consumo mensal de gasolina tipo C no Brasil, expresso em litros. Estes dados foram disponibilizados pela Superintendência de Planejamento e Pesquisa no sítio da ANP e refletem as vendas de gasolina tipo C realizadas pelas distribuidoras dos derivados combustíveis de petróleo em todo o território nacional. As quantidades originalmente expressas em Barris, foram convertidas para Litro a uma taxa de 158,99L por Barril, segundo o padrão estadunidense.

A variável explicativa *Cred<sub>t</sub>*, representa o nível de crédito concedido pelas instituições integrantes do Sistema Financeiro Nacional (SFN) ao consumidor no Brasil. Estes dados refletem o saldo das operações de crédito das pessoas físicas, destinado aos diversos setores da atividade econômica, exceto intermediários financeiros, disponibilizados pelo departamento de pesquisas econômicas no sítio do Banco Central do Brasil, por meio da série código BC 2050.

As variáveis explicativas *Pr\_gas<sub>t</sub>* e *Pr\_alc<sub>t</sub>*, representam o preço médio mensal da gasolina tipo C e o preço médio mensal do álcool hidratado, respectivamente, no território nacional. Estes dados, disponibilizados por meio da pesquisa de preços do sítio da ANP<sup>3</sup>, refletem o preço médio da gasolina tipo C e do álcool hidratado vendido ao consumidor final no Brasil pelas distribuidoras de combustíveis. Os valores mensais correntes foram deflacionados utilizando a série de código 4449 - Índice Nacional de Preços ao Consumidor-Amplo (IPCA) - Preços monitorados - Total - Var. % mensal, disponibilizada pelo departamento de pesquisas econômicas no sítio do Banco Central do Brasil. Foi utilizado o mês de Dezembro de 2012 como referência para os cálculos.

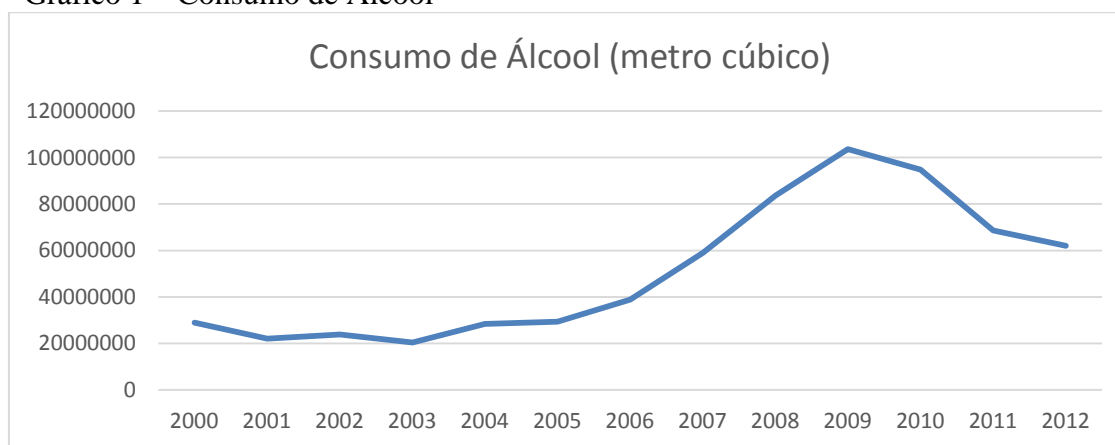
A fim de melhorar a precisão da análise e facilitar a comparação dos resultados, é feita uma avaliação no comportamento da demanda por gasolina primeiro para o período total de Jul/2001 a Dez/2012. Em seguida, este período é dividido em dois sub-períodos, em função da influência sofrida pela entrada da tecnologia *flex fuel* no mercado nacional, conforme pode ser observado na curva de consumo de álcool para o período total da pesquisa (Gráfico 1). Esta curva indica um crescimento expressivo no

---

<sup>3</sup> Levantamento de preços e de margens de comercialização de combustíveis, sistema de levantamento de preços. Fonte: ANP/Coordenadoria de Defesa da Concorrência . <http://www.anp.gov.br/preco/>

consumo de álcool a partir de Jul/2005, provavelmente influenciado pelo aumento na quantidade dos veículos com tecnologia *flex fuel* no mercado brasileiro.

Gráfico 1 – Consumo de Álcool



Fonte: Dados da ANP. Elaboração dos autores.

Sendo assim, a fim de analisar melhor o efeito substituição causado pelo uso do álcool como combustível alternativo, utilizaremos a equação (1) também para os modelos que irão avaliar o comportamento da demanda de gasolina separadamente para o período de Jul/2001 à Jun/2005 e para o período de Jul/2005 à Dez/2012. Isto possibilitará uma avaliação mais pontual e uma comparação mais precisa da demanda por gasolina nos dois períodos, ou seja, antes e após a entrada dos veículos *flex fuel* no mercado nacional.

A primeira condição a ser analisada antes de se aplicar os métodos OLS e GMM é verificar se as séries tem raiz unitária. No caso de séries que são não estacionárias, há uma alta possibilidade de que os resultados sejam espúrios. Para verificar a presença de raiz unitária nas séries foi utilizado o teste de Phillips e Perron (1988) (PP), descrito por Hamilton (1994). Segundo Bueno (2011), este teste faz uma correção não paramétrica do teste de Dickey e Fuller (1979,1981), permitindo que seja consistente mesmo no caso de variáveis dependentes defasadas e correlação serial nos resíduos. Neste caso torna-se desnecessária a especificação de um modelo suficientemente autorregressivo para expurgar a correlação serial dos resíduos. Assim como no teste ADF, neste teste, se o valor absoluto calculado da estatística  $t$  for maior que os valores críticos absolutos da estatística  $t$  do teste PP, então a hipótese nula não é rejeitada e a série analisada é considerada estacionária.

Para testar a presença de raiz unitária nas séries temporais foi utilizado o *software* Eviews versão 7.1. Todos os testes foram realizados utilizando o modelo autorregressivo com um intercepto e um termo de tendência linear temporal. Para o método de estimação espectral foi utilizado o *default* do Eviews (*Bartlett Kernell*) e para seleção automática do parâmetro com o número de *Lags*, utilizamos o método de ajustamento de Newey e West's (1987).

A Tabela 1 resume os resultados dos testes de raiz unitária para os três períodos de análise.

Tabela 1 - Resumo dos Testes de Raiz Unitária - PP

	Período 2001-2012	Período 2001-2005	Período 2005-2012
Variável	Ordem de Diferenciação I(X)		
ln_cons_gas	I(1)	I(0)	I(1)
ln_cred	I(1)	I(1)	I(1)
ln_pr_gas	I(1)	I(1)	I(1)
ln_pr_alc	I(1)	I(1)	I(1)

Nota: foi utilizado o nível de significância de 1% com intercepto e tendência para todos os testes.

Fonte: Estimacões dos autores

Conforme sugerem os resultados dos testes, todas as variáveis apresentaram uma raiz unitária aceitando a hipótese nula ao nível de significância de 1%, quando testadas com um intercepto e um termo de tendência. A exceção foi a variável *LN\_Cons\_Gas* (consumo de gasolina) para o sub-período específico de Jul/2001 à Jun/2005, que rejeitou a hipótese nula ao nível de significância de 1%, provavelmente por conta do pequeno número de observações do período (48 observações). Como para os outros dois períodos, o total e o sub-período de Jul/2005 à Dez/2012, a variável *LN\_Cons\_Gas* apresentou raiz unitária, esta variável será considerada não estacionária para todos os períodos, a fim de se permitir uma comparação entre os períodos da pesquisa.

Todas as variáveis do modelo neste trabalho são consideradas integradas de ordem I(1), permitindo a busca por uma relação de cointegração entre as mesmas para todos os períodos do estudo, uma vez que o uso das variáveis em primeira diferença pode implicar uma perda de relação de longo prazo entre as variáveis. Os resultados gerais dos testes de raiz unitária são apresentados no Anexo I.

Para verificar a existência de cointegração entre as séries foi utilizado o teste de Johansen (1988), com base na significância da estimação de *max-eigenvalues*, conforme Anexo II. Para os três períodos de análise, há pelo menos uma equação de cointegração ao nível de significância de 5%, rejeitando-se a hipótese nula de não-cointegração. Portanto, há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis analisadas e, assim, as equações podem ser estimadas com a série em nível, sem o problema de regressão espúria.

### 3.1 Método OLS

Com a finalidade de se estimar os parâmetros da equação (1), que representam as elasticidades entre variável dependente e variáveis independentes, primeiramente foi utilizado o método OLS.

O estimador OLS é consistente quando os regressores são exógenos e não existe multicolinearidade perfeita; quando os estimadores são imparcialmente lineares; e quando os erros são homoscedásticos e serialmente não correlacionados. Os coeficientes das regressões devem ser: não viesados, normalmente distribuídos, consistentes e com variância mínima.

A Tabela 2 apresenta os resultados das regressões pelo método OLS para cada um dos três períodos do estudo.

Tabela 2 - Resultados para o método OLS

Variáveis Explicativas	Equação 1		
	Período 2001-2012	Período 2001-2005	Período 2005-2012
constante	21.384* [93.250] (0.229)	20.105* [68.046] (0.295)	21.252* [19.974] (1.064)
ln_cred	0.141* [15.556] (0.009)	0.152* [6.105] (0.024)	0.149* [3.165] (0.047)
ln_pr_gas	-1.963 [-12.826] (0.153)	-0.456* [-2.770] (0.164)	-2.054* [-4.407] (0.466)
ln_pr_alc	0.800* [12.456] (0.064)	-0.008 [-0.118] (0.075)	1.000* [11.226] (0.089)
F-statistic	321.57	17.81	234.20
Adj. R <sup>2</sup>	0.87	0.51	0.88

Fonte: Estimacões dos autores

Os resultados das regressões lineares utilizando o método OLS mostraram que todas as variáveis do modelo utilizado nos três períodos do estudo, são estatisticamente significantes com exceção da variável *LN\_Pr\_Alc* (preço do álcool) para o sub-período de Jul/2001 à Jun/2005. Os resultados também mostram que os sinais dos coeficientes das variáveis explicativas estão em conformidade com os valores esperados, com exceção novamente da variável *LN\_Pr\_Alc* (preço do álcool) para o sub-período de Jul/2001 à Jun/2005.

Analisando os resultados da regressão para os valores do *R*-quadrado ajustado (*Adj. R<sup>2</sup>*), podemos observar que o modelo utilizado apresentou robustez para todos os períodos do estudo, com exceção do sub-período de Jul/2001 à Jun/2005, que registrou valores mais baixos para estes indicadores, provavelmente em função do pequeno número de observações. Além disso, isso pode ser explicado pelo fato de que antes de Jun/2005 ainda não era expressivo o número de veículos *flex fuel*, assim como o consumo do álcool hidratado.

Após a estimação por OLS, foram feitos o teste de estabilidade de Ramsey RESET, e os testes de diagnóstico de resíduos (teste LM para autocorrelação, teste ARCH LM para heterocedasticidade condicional e teste Jarque-Bera para verificar se os resíduos são normalmente distribuídos) referente aos três períodos. Os resultados estão no Anexo III.

Para os resultados do teste de normalidade, somente no sub-período de Jul/2001 à Jun/2005, foi rejeitada a hipótese nula, indicando a não normalidade. De fato, a não rejeição não indica normalidade, indica apenas que o terceiro e o quarto momentos da distribuição empírica coincidem com os da normal.



Os resultados apresentados pelos testes LM e ARCH-LM, indicam a presença de correlação e heterocedasticidade para todos os períodos. Além disso, podemos observar a presença de não linearidade no resultado do teste Ramsey RESET.

Segundo apontado por Wooldridge (2001), este comportamento é comum em modelos utilizando séries temporais. Sendo assim, utilizamos a seguir o método GMM, que segundo Hansen (1982) propicia maior consistência aos estimadores da regressão, elevando a robustez da análise.

### 3.2 Método GMM

O método generalizado dos momentos é uma forma de estimação bastante geral, conforme descrito por Hansen (1982). O autor demonstrou as propriedades assintóticas desse estimador no caso não linear. Sua contribuição é importante, porque o método permite a estimação de modelos de expectativas racionais de uma forma bastante direta.

Segundo Bueno (2011), o método GMM permite eliminar hipóteses bastante fortes a respeito da distribuição, ao mesmo tempo em que pode ser aplicado em uma enorme família de problemas econômicos. Um dos grandes atrativos do GMM é a total inexistência de hipóteses sobre a distribuição dos resíduos. Por outro lado, trata-se de um método cujo desempenho com pequenas amostras é bastante deficiente. Sua aplicação é recomendada em modelos onde existe a suspeita de problemas de endogeneidade entre as variáveis explicativas e quando o número de momentos é superior ao número de parâmetros a serem estimados.

O método GMM permite estimações consistentes mesmo nas situações onde existe a correlação entre as variáveis explicativas e os termos de erro de uma regressão. O uso de um modelo de regressão linear simples provavelmente produzirá coeficientes viesados e inconsistentes. No entanto, estimativas consistentes ainda podem ser obtidas com a introdução de uma variável instrumental, ou seja, uma variável que não pertence à equação explicativa do modelo, embora seja correlacionada com as mesmas. Existem dois requisitos principais para a utilização de variável instrumental em um modelo linear: a variável instrumental deve ser correlacionada com a variável endógena; e a variável instrumental não pode ser correlacionada com o resíduo da equação explicativa, ou seja, não pode sofrer o mesmo problema que a variável original.

Em relação à técnica de GMM utilizada, Cragg (1983) apontou que a análise da sobre-identificação tem um papel importante na seleção de variáveis instrumentais para melhorar a eficiência dos estimadores. Sendo assim, um teste conhecido como *Estatística J* (Hansen, 1982) foi realizado, com o objetivo de verificar essa propriedade para a validade das restrições de sobre-identificação.

Com o objetivo de testar a validade das variáveis instrumentais utilizadas na estimação por GMM, o teste padrão *j-test* é apresentado na Tabela 3. Além disso, as variáveis instrumentais escolhidas necessitam ser defasadas em pelo menos um período, de forma a ajudar a prever as correspondentes variáveis contemporâneas<sup>4</sup>. As estimações aplicam as seguintes variáveis instrumentais nas regressões: (período total Jul/2001 à Dez/2012) *constante; ln\_cons\_gas(-1); ln\_cred(-1to-5); ln\_pr\_gas(-1to-4); ln\_pr\_alc(-1to-3)*; (sub-período Jul/2001 à Jun/2005) *constante; ln\_cons\_gas(-1); ln\_cred(-1to-3); ln\_pr\_gas(-1to-4); ln\_pr\_alc(-1to-19)*; (sub-período Jul/2005 à Dez/2012) *constante; ln\_cons\_gas(-1); ln\_cred(-1to-2); ln\_pr\_gas(-1to-5); ln\_pr\_alc(-1to-6)*.

---

<sup>4</sup> Esse procedimento de escolha das variáveis instrumentais segue Johnston (1984).

A Tabela 3 apresenta os resultados das regressões pelo método GMM para cada um dos três períodos do estudo.

Tabela 3 - Resultados para o método

GMM			
Variáveis Explicativas	Equação 1		
	Período 2001-2012	Período 2001-2005	Período 2005-2012
constante	21.431* [69.889] (0.306)	19.833* [570.133] (0.034)	19.213* [16.821] (1.142)
ln_cred	0.136* [11.128] (0.012)	0.185* [34.153] (0.005)	0.241* [5.250] (0.046)
ln_pr_gas	-1.951* [-8.495] (0.229)	-0.581* [-12.991] (0.044)	-1.264** [-2.322] (0.544)
ln_pr_alc	0.801* [8.044] (0.099)	0.020 [1.408] (0.014)	0.982* [11.350] (0.086)
<i>J-statistic</i>	14.611 $p > 0.14$	7.746 $p > 0.99$	13.49 $p > 0.26$
Adj. R <sup>2</sup>	0.87	0.63	0.89

Notas: Níveis de significância: (\*) denota 0,01 e (\*\*) denota 0,05. Erro padrão entre parênteses e *t-statistic* em colchetes.

Fonte: Estimacões dos autores

Os resultados utilizando o método GMM mostraram que todas as variáveis do modelo utilizado nos três períodos do estudo, são estatisticamente significantes com exceção da variável *LN\_Pr\_Alc* (preço do álcool) para o sub-período de Jul/2001 à Jun/2005. Os resultados também mostram que os sinais dos coeficientes das variáveis explicativas estão em conformidade com os valores esperados. Em todas as especificações o teste *j* foi significativo, o que justifica a relevância dos instrumentos na estimação pelo método GMM.

Ainda, observando os resultados da Tabela 3, podemos ressaltar que o modelo utilizado apresentou robustez para todos os períodos do estudo, conforme os valores dos coeficientes de determinação *R*-quadrado ajustado (*Adj. R*<sup>2</sup>).

### 3.3 VAR

Utilizamos o VAR não estrutural para verificar de forma dinâmica, a importância das variáveis explicativas selecionadas para o modelo, com o objetivo de explicar o comportamento do consumo de gasolina. Sendo assim, foi feita uma análise por meio de uma função impulso-resposta, para os três períodos do estudo.

Por meio da função impulso-resposta, é possível verificar a evolução do impulso causado por choques (ou inovações) ao longo do tempo (Sims,1980), ou seja, é possível verificar a evolução da variável explicada do modelo (*Ln\_Cons\_Gas*) dado, individualmente, um impulso positivo sobre o termo aleatório das variáveis explicativas. A opção utilizada neste estudo de impulso resposta foi a dos impulsos generalizados<sup>5</sup>.

Baseado no critério Hannan-Quinn Information, foram definidas as ordens do VAR para os devidos períodos, conforme Tabela 4<sup>6</sup>.

Tabela 4 - Resultados para Ordem do VAR - Hannan-Quinn Information

Criterion	Ordem do VAR	C - SC	Resultado do Teste
Período 2001-2012	3	C	-18.8635
Período 2001-2005	1	C	-16.5524
Período 2005-2012	2	SC	-21.4565

Nota: C - com constante; SC - sem constante

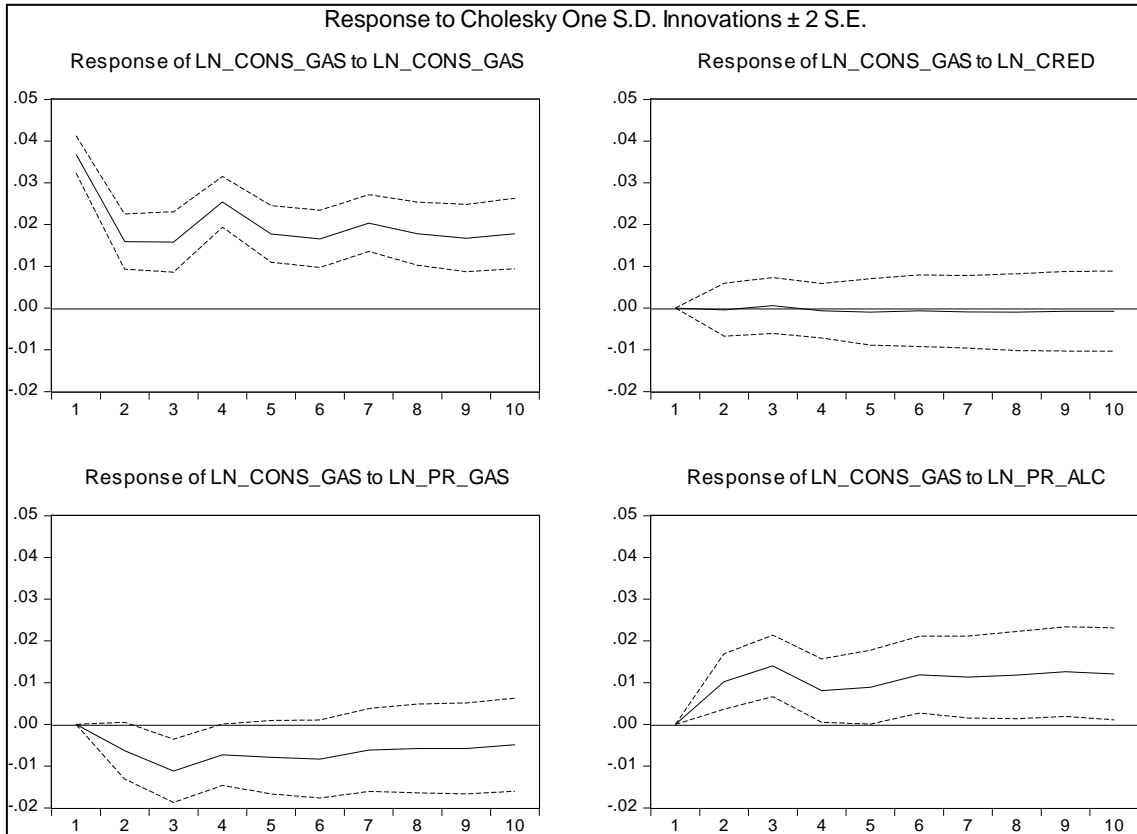
Fonte - Elaboração dos autores

Os resultados gerais para ordem do VAR encontram-se no Anexo IV. As funções de impulso-resposta generalizado estão apresentados nos Gráficos 2, 3 e 4 para cada período do estudo.

<sup>5</sup> Como apontado por Lutkenpohl (1991), o método aplica a suposição de ortogonalidade e então o resultado pode depender sobre a ordem das variáveis no VAR. Koop, *et al.* (1996) e Pesaran e Shin (1998) desenvolveram a idéia de uma função resposta de impulsos generalizados como uma maneira de eliminar o problema da ordenação das variáveis no VAR. O principal argumento é que as respostas dos impulsos generalizados são invariantes para qualquer re-ordenação das variáveis no VAR. Portanto, há duas vantagens potenciais com este método (Ewing, 2003): (i) a função resposta dos impulsos generalizados provê mais robustez ao resultados do que o método ortogonalizado, e; (ii) devido ao fato que ortogonalidade não é imposta, a função resposta dos impulsos generalizados permite uma interpretação significativa da resposta do impacto inicial de cada variável à choques de outras variáveis.

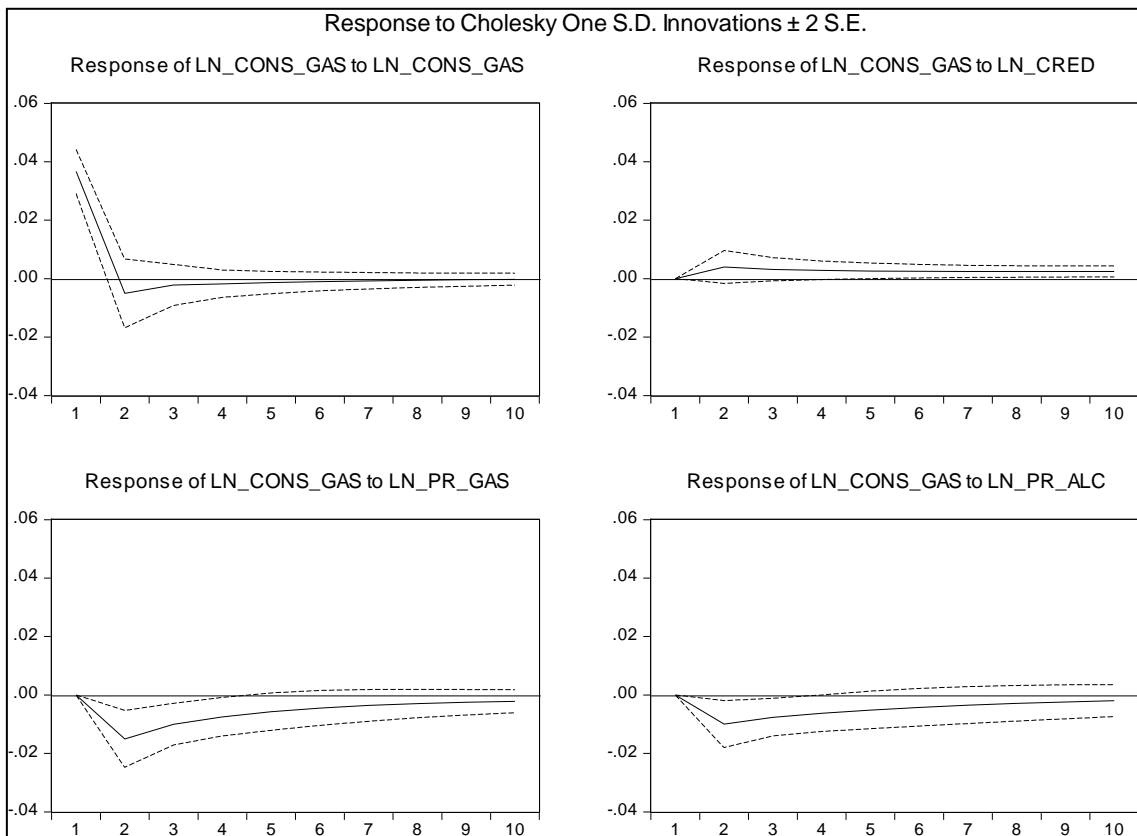
<sup>6</sup> Como apontado por Greene (2002), o método *simple-to-general* para determinar o tamanho correto da ordem de defasagem em modelos autoregressivos, parte de um modelo inicial com somente os valores contemporâneos de uma determinada variável independente em uma regressão por OLS, adicionando-se defasagens, cada vez mais, até que o teste *t* para o coeficiente da última defasagem adicionada seja estatisticamente não significativa. O problema com tal abordagem é que para qualquer nível no qual o número de defasagens incluídas seja inferior ao tamanho correto, o estimador do vetor de coeficientes é viesado e inconsistente.

Gráfico 2 – VAR – Período 2001-2012



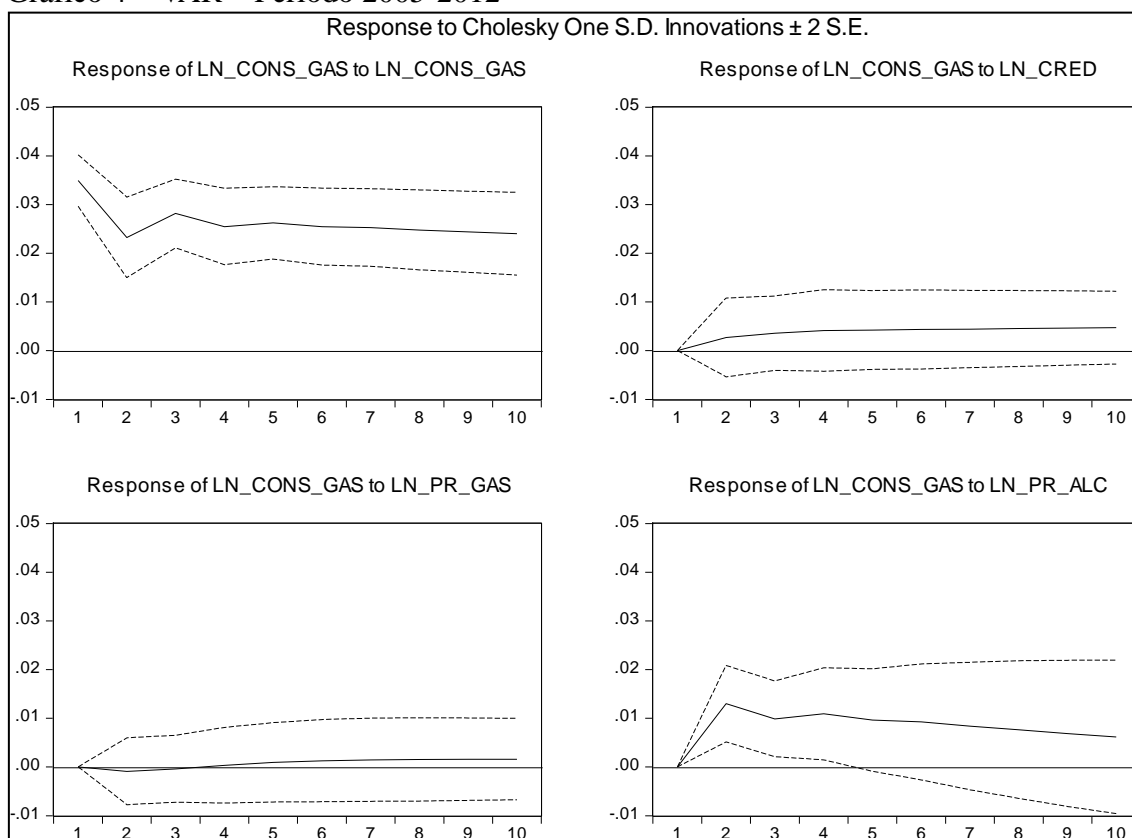
Fonte - Elaboração dos autores

Gráfico 3 – VAR – Período 2001-2005



Fonte - Elaboração dos autores

Gráfico 4 – VAR – Período 2005-2012



Fonte - Elaboração dos autores

Para o período de Jul/2001 à dez/2012, o Gráfico 2 sugere que um choque positivo no crédito não tem impacto significativo no consumo de gasolina. Quando ocorre um choque externo positivo no preço da gasolina, o consumo cai para todo o período do estudo. Um choque positivo no preço do álcool provoca um aumento no consumo de gasolina para todo o período do estudo.

Para o sub-período de Jul/2001 à Jun/2005 o impacto gerado por choques externos sobre o crédito, mostrado no Gráfico 3, faz com que o consumo de gasolina tenha um pequeno aumento que se dissipa a partir do terceiro mês. Ocorrendo um choque externo positivo no preço da gasolina, o consumo cai, porém essa queda vai diminuindo a partir do segundo mês, dissipando-se no tempo. Já um choque positivo no preço do álcool, provoca uma queda no consumo de gasolina, que também se reduz a partir do segundo mês, dissipando-se no tempo.

Para o sub-período de Jul/2005 a dez/2012, apresentado no Gráfico 4, o impacto gerado por choques externos sobre o crédito, faz com que o consumo de gasolina aumente, oscilando no decorrer do período, porém sempre de forma positiva. Um choque externo positivo no preço da gasolina não produz efeitos significativos no consumo de gasolina. Um choque positivo no preço do álcool provoca um aumento imediato no consumo de gasolina que se estabiliza entre o segundo e o terceiro mês, em seguida inicia uma queda suave até o décimo mês.

#### 4. Conclusão

Segundo a Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (ANFAVEA), o Brasil dispõe hoje de uma frota circulante de aproximadamente 35 milhões de veículos, concentrada principalmente na região sudeste com 56% do total e na região sul com 21% do total. Com um crescimento médio anual da frota em torno de 5%, registrado nos últimos anos, o consumo de gasolina em 2012 apresentou uma alta de 12,2% em relação a 2011 e o consumo de álcool hidratado diminuiu 10,4% no mesmo período.

Os estudos internacionais e nacionais apresentados na seção 2 sugerem que a gasolina é um bem inelástico em relação ao preço e à renda no curto prazo, porém com uma maior elasticidade no longo prazo.

Considerando o comportamento da demanda por gasolina no Brasil, os resultados obtidos neste trabalho nos levam a crer que o reflexo das alterações nos preços em relação aos volumes consumidos é pouco expressivo para os períodos onde o álcool não se apresenta como substituto para a gasolina. Os valores obtidos para os três períodos da análise, também indicam que o consumo de gasolina é mais sensível a alterações nos preços do que ao nível de crédito disponível ao consumidor.

Para o sub-período do estudo que compreende a fase anterior ao uso em larga escala da tecnologia *flex fuel* (Jul/2001 à Jun/2005), os resultados obtidos mostram que a variável referente ao preço do álcool não se mostrou estatisticamente significativa para explicar a demanda por gasolina, descartando-o como um possível substituto. A demanda por gasolina se mostrou inelástica em relação à variação no preço da própria gasolina.

Os resultados obtidos para o sub-período posterior ao início do uso em larga escala da tecnologia *flex fuel* (Jul/2005 a Dez/2012), mostram uma demanda por gasolina elástica. O álcool hidratado se comportou como um substituto para a gasolina, uma vez que a elasticidade-preço cruzada da demanda por gasolina em relação ao álcool obteve um valor positivo.

A última análise foi feita envolvendo o período total, ou seja, de Jul/2001 à Dez/2012. Neste caso o comportamento da demanda por gasolina se manteve elástico em relação a variações nos preços. O álcool hidratado se mostrou um substituto para a gasolina, apresentando uma elasticidade-preço cruzada positiva.

Em ambos os métodos (OLS e GMM) utilizados para estimar as elasticidades, pôde-se observar que a elasticidade-preço da demanda por gasolina saiu de inelástica no início da década de 2000 para um comportamento elástico na virada desta mesma década. Essas evidências são um achado muito importante do estudo, e até aonde se sabe, nenhum outro trabalho deste tipo ainda havia sido feito utilizando essa metodologia. Os resultados sugerem que a entrada potencial dos veículos utilizando a tecnologia *flex fuel* no mercado aumentou a elasticidade-preço da demanda por gasolina.

O principal resultado apresentado mostra que o álcool hidratado é importante no mercado brasileiro de combustíveis, apresentando-se como uma variável relevante para explicar o consumo de gasolina. Neste caso, quando o álcool se torna um substituto direto para a gasolina, a demanda por gasolina se torna mais elástica em relação ao preço da própria gasolina.

## 5 – Referências

- AGENCIA NACIONAL DE PETROLEO E BIOCOMBUSTIVEIS – ANP, *Vendas pelas Distribuidoras dos Derivados Combustíveis de Petróleo*. [www.anp.gov.br](http://www.anp.gov.br)
- ALVES, D. C. O.; BUENO, R. L. S. *Short-Run, Long-Run and Cross Elasticities of Gasoline Demand in Brazil*. Energy Economics. EUA: v. 25, pp. 191-199. 2003
- Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores – ANFAVEA, *Anuário da Indústria Automobilística Brasileira – 2012*. <http://www.anfavea.com.br/>
- BANCO CENTRAL DO BRASIL – BACEN, *Séries Temporais*. <http://www4.bcb.gov.br/pec/series/port/>.
- BENTZEN, J. *An empirical analysis of gasoline demand in Denmark using cointegration techniques*. Energy Economics, 16(2) (1994) pp. 139-143.
- BUENO, R. L. S. *Econometria de Séries Temporais*. 2a. Edição. São Paulo: Cengage Learning, 2011.
- BURNQUIST, H. L.; BACCHI, M. R. P. *A Demanda por Gasolina no Brasil: Uma Análise Utilizando Técnicas de Co-integração*. In: XL Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Passo Fundo, RS. Equidade e Eficiência na Agricultura Brasileira, 2002.
- CRAGG, J. G., *More efficient estimation in the presence of heteroscedasticity of unknown form*, Econometrica, 51(3), 1983.
- DAHL, D.; STERNER, T. *Analysing gasoline demand elasticities: a survey*. Energy Economics, (13) 3, pp. 201-210, 1991.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*. Journal of the American Statistical Association, vol. 74, no. 366, pp. 427-31, 1979. *Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root*. Econometrica, vol. 49 pp:1057-72, 1981.
- ELTONY, M.N., AL-MUTAIRI, N.H. *“Demand for gasoline in Kuwait: an empirical analysis using co-integration techniques”*. Kuwait. Ed. Butterworth-Heinemann Ltd., Energy Economics 17 (3):pp. 249-253, 1995.
- EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA – EPE; MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA – MME, *Balanco Energético Nacional 2012*. <http://www.mme.gov.br>
- EWING, B. T. (2003) "The response of the default risk premium to macroeconomic shocks," The Quarterly Review of Economics and Finance, Elsevier, vol. 43(2), pages 261-272
- GREENE, W.H., *Econometric Analysis*. 5a edição, Prentice Hall, 2002.
- HAMILTON, J.D., *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton, 1994.
- HANSEN, L. P. *Large sample properties of generalized methods of moments estimators*. Econometrica, 50(4), 1982.
- JOHANSEN, S. *Statistical analysis on cointegration vectors*. Journal of Economic Dynamics and Control, v. 12, pp. 231-254, 1988.
- KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. (1996) "Impulse response analysis in nonlinear multivariate models". J. Econometrics 74, pp. 119–147.
- LUTKENPOHL, H. (1991) "Introduction to multiple time series analysis". Berlin: Springer.
- NAPPO, M. *A Demanda por Gasolina no Brasil: Uma Avaliação de suas elasticidades após a Introdução dos Carros Bicomustíveis*. Dissertação de M.Sc., EESP, Fundação Getúlio Vargas, 2007.

- NEWKEY, W. K., WEST, K. D., *A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix*. *Econometrica* 55, pp. 703-708, 1987.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y. (1998) "Generalised Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models". *Economics Letters*, Vol.58, pp.17-29.
- PHILLIPS, P. C. B., PERRON, P., *Testing for a unit root in time series regression*. *Biometrika* 75, pp. 335-346, 1988.
- RAMANATHAN, R. *Short- and long-run elasticities of gasoline demand in India: An empirical analysis using cointegration techniques*. *Energy Economics*, (21) 4 pp. 321-330, 1999.
- SIMS, C. *Macroeconomics and reality*, *Econometrica*, 48(1): pp.1-48., 1980.
- Sindicato nacional das empresas distribuidoras de combustíveis – SINDICOM, *Estatísticas de combustíveis*.  
[www.sindicom.com.br/#conteudo.asp?conteudo=72&id\\_pai=60&targetElement=leftpart](http://www.sindicom.com.br/#conteudo.asp?conteudo=72&id_pai=60&targetElement=leftpart)
- WOOLDRIDGE, J. M., *Applications of generalized method of moments estimation* *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 15 (4). pp. 87–100, 2001.

## 6 – Anexos

### Anexo I - Teste de Raiz Unitária - PP

Período 2001-2012

Variável	Número de Lags	Test	Valor Crítico 1%
ln_cons_gas	7	-2.202	-4.026
d_ln_cons_gas	23	25.315	-4.027
ln_cred	8	-0.742	-4.026
d_ln_cred	6	7.182	-4.027
ln_pr_gas	4	-3.360	-4.026
d_ln_pr_gas	12	9.692	-4.027
ln_pr_alc	3	-3.511	-4.026
d_ln_pr_alc	4	8.866	-4.027

Nota: d\_ (variável) significa uma diferença

Fonte: Estimacões dos autores

Período 2001-2005

Variável	Número de Lags	Test	Valor Crítico 1%
ln_cons_gas	4	-5.258	-4.165
d_ln_cons_gas	5	14.217	-4.171
ln_cred	3	1.062	-4.165
d_ln_cred	2	5.022	-4.171
ln_pr_gas	1	-2.466	-4.165
d_ln_pr_gas	7	5.308	-4.171
ln_pr_alc	2	-2.193	-4.165
d_ln_pr_alc	1	5.028	-4.171

Nota: d\_ (variável) significa uma diferença

Fonte: Estimacões dos autores



Período 2005-2012

Variável	Número de Lags	Test	Valor Crítico 1%
ln_cons_gas	3	-2.158	-4.064
d_ln_cons_gas	5	14.335	-4.066
ln_cred	4	-0.600	-4.064
d_ln_cred	3	7.525	-4.066
ln_pr_gas	2	-3.830	-4.064
d_ln_pr_gas	12	7.282	-4.066
ln_pr_alc	1	-2.351	-4.064
d_ln_pr_alc	5	6.886	-4.066

Nota: d\_ (variável) significa uma diferença

Fonte: Estimacões dos autores

## Anexo II - Testes de Cointegração

Número de Cointegrações - Período 2001-2012

	Sem Intercepto Sem tendência	Intercepto Sem tendência	Intercepto Sem tendência	Intercepto tendência	Intercepto tendência
Tendência dos Dados	nehuma	nehuma	linear	linear	Quadrática
Tipo de Teste <sup>a</sup> :					
Traço	2	1	1	1	1
Max-Eig	0	1	1	1	1
Rank <sup>b</sup> :					
0	-18.6492	-18.6492	-18.6650	-18.6650	-18.6390
1	-18.6832	-18.7515	-18.7781	-18.7874	-18.7669
2	-18.6856	-18.7678	-18.8035*	-18.7980	-18.7898

Notas: <sup>a</sup> nível de 5% - valores críticos baseados em MacKinnon-Haug-Michelis (1999);

<sup>b</sup> Akaike Information Criteria por Rank (linhas) e Modelo (colunas)

Fonte: Estimacões dos autores

Número de Cointegrações - Período 2001-2005

	Sem Intercepto Sem tendência	Intercepto Sem tendência	Intercepto Sem tendência	Intercepto tendência	Intercepto tendência
Tendência dos Dados	nehuma	nehuma	linear	linear	Quadrática
Tipo de Teste <sup>a</sup> :					
Traço	1	2	2	2	2
Max-Eig	1	2	2	2	2
Rank <sup>b</sup> :					
0	-15.8198	-15.8198	-15.8157	-15.8157	-15.8614
1	-16.2102	-16.2961	-16.3172	-16.2999	-16.3681
2	-16.1076	-16.5902	-16.6030	-16.5422	-16.6101*

Notas: <sup>a</sup> nível de 5% - valores críticos baseados em MacKinnon-Haug-Michelis (1999);

<sup>b</sup> Akaike Information Criteria por Rank (linhas) e Modelo (colunas)

Fonte: Estimacões dos autores

Número de Cointegrações - Período 2005-2012

	Sem Intercepto Sem tendência	Intercepto Sem tendência	Intercepto Sem tendência	Intercepto tendência	Intercepto tendência
Tendência dos Dados	nenhuma	nenhuma	linear	linear	Quadrática
Tipo de Teste <sup>a</sup> :					
Traço	2	2	0	1	0
Max-Eig	0	0	0	1	1
Rank <sup>b</sup> :					
0	-21.7312	-21.7312	-21.8600	-21.8600	-21.9319
1	-21.8217	-21.7989	-21.9269	-22.0507	-22.1155*
2	-21.8598	-21.8149	-21.8809	-22.0730	-22.0940

Notas: <sup>a</sup> nível de 5% - valores críticos baseados em MacKinnon-Haug-Michelis (1999);

<sup>b</sup> Akaike Information Criteria por Rank (linhas) e Modelo (colunas)

Fonte: Estimacões dos autores

Teste de Cointegração de Johansen - Período 2001-2012

Hypothesized no. of CE(s)	Eigenvalue	Trace statistic	Critical value (0.05)	Prob. * *
R = 0*	0.207445	31.15404	27.58434	0.0166
R ≤ 1	0.134856	19.41118	21.13162	0.0855
R ≤ 2	0.022465	3.044667	14.2646	0.9437
R ≤ 3	0.003482	0.467429	3.841466	0.4942

Notes: \* Denota rejeição de  $H_0$  ao nível de significância de 5%; \* \* MacKinnon et al. (1999) p-values

Fonte: Estimacões dos autores

Teste de Cointegração de Johansen - Período 2001-2005

Hypothesized no. of CE(s)	Eigenvalue	Trace statistic	Critical value (0.05)	Prob. * *
R = 0*	0.574509	39.30748	30.81507	0.0037
R ≤ 1*	0.445587	27.13289	24.25202	0.0202
R ≤ 2	0.160054	8.02321	17.14769	0.6003
R ≤ 3	0.003995	0.184137	3.841466	0.6678

Notes: \* Denota rejeição de  $H_0$  ao nível de significância de 5%; \* \* MacKinnon et al. (1999) p-values

Fonte: Estimacões dos autores

Teste de Cointegração de Johansen - Período 2005-2012

Hypothesized no. of CE(s)	Eigenvalue	Trace statistic	Critical value (0.05)	Prob. * *
R = 0*	0.307561	31.97557	30.81507	0.0359
R ≤ 1	0.149922	14.13117	24.25202	0.5755
R ≤ 2	0.074242	6.711415	17.14769	0.744
R ≤ 3	0.005576	0.486442	3.841466	0.4855

Notes: \* Denota rejeição de  $H_0$  ao nível de significância de 5%; \* \* MacKinnon et al. (1999) p-values

Fonte: Estimacões dos autores

#### Anexo IV - Resultados para Ordem do VAR - Hannan-Quinn Information Criterion

Período 2001-2012

Ordem do Var	Com Constante	Sem Constante
0	-5.8916	
1	-18.4739	-18.3564
2	-18.6999	-18.6151
3	-18.8635*	-18.8589*

Nota: \* Denota a ordem de defasagem

Fonte: Estimacões dos autores

Período 2001-2005

Ordem do Var	Com Constante	Sem Constante
0	-9.3565	
1	-16.5524*	-15.7744*

Nota: \* Denota a ordem de defasagem

Fonte: Estimacões dos autores

Período 2005-2012

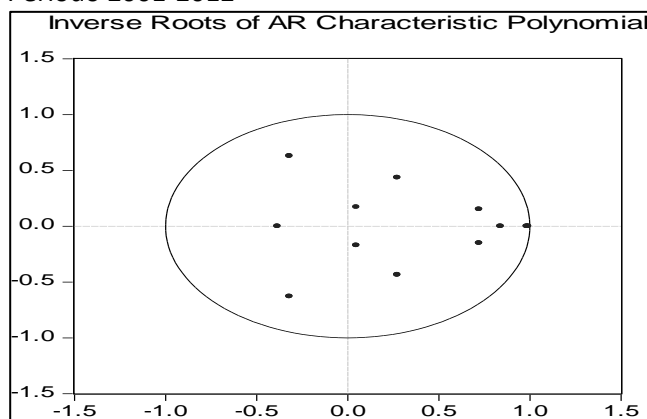
Ordem do Var	Com Constante	Sem Constante
0	-9.8749	
1	-21.1868	-21.1209
2	-21.4471*	-21.4565*

Nota: \* Denota a ordem de defasagem

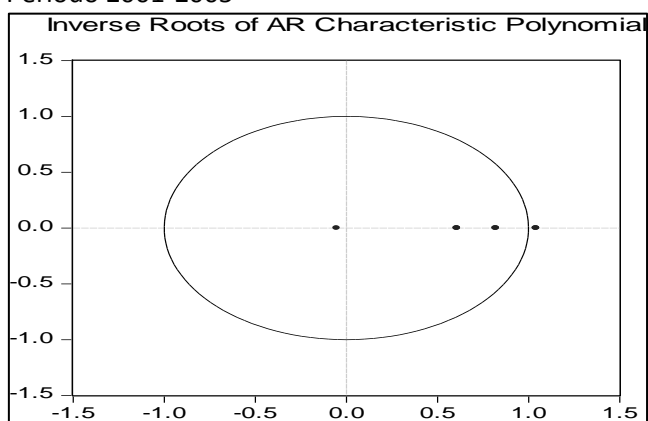
Fonte: Estimacões dos autores

#### Anexo V - Teste de Estabilidade do VAR

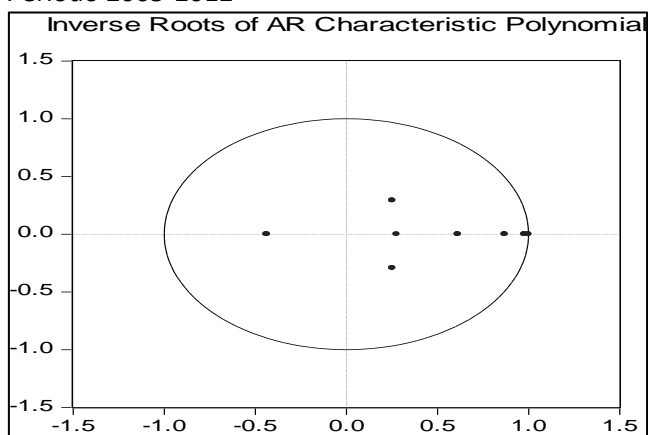
Período 2001-2012



Período 2001-2005



Período 2005-2012



Fonte: Elaboração dos autores