

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ**  
**LEONARDO CHAVES BORGES CARDOSO**

**ELASTICIDADES DA DEMANDA DE CURTO E LONGO PRAZO POR  
ETANOL NO BRASIL NO PERÍODO DE 2001 A 2011: UM ESTUDO  
UTILIZANDO PAINÉIS COINTEGRADOS**

Dissertação apresentada como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Desenvolvimento econômico pelo Curso de Mestrado em Desenvolvimento Econômico, Departamento de Economia, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Prof. Dr. Maurício Vaz Lobo Bittencourt.

**CURITIBA, 2012**

Cardoso, Leonardo Chaves Borges

Elasticidades da demanda de curto e longo prazo por etanol no Brasil no período de 2001 a 2011: um estudo utilizando painéis cointegrados / Leonardo Chaves Borges Cardoso. - 2012.

69 f.

Orientador: Maurício Vaz Lobo Bittencourt.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico. Defesa: Curitiba, 2012.

1. Elasticidade (Economia). 2. Análise de painel. 3. Demanda (Teoria econômica). 4. Álcool como combustível - Aspectos econômicos. I. Bittencourt, Mauricio Vaz Lobo, 1970-. II. Universidade Federal do Paraná. Setor de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico. IV. Título.

CDD 338.47662669

## **TERMO DE APROVAÇÃO**

**Leonardo Chaves Borges Cardoso**

**“Elasticidades da demanda de curto e longo prazo por etanol no Brasil no período de 2001 a 2011: Um estudo utilizando painéis cointegrados”**

**DISSERTAÇÃO APROVADA COMO REQUISITO PARCIAL PARA  
OBTENÇÃO DO GRAU DE MESTRE NO PROGRAMA DE PÓS-  
GRADUAÇÃO EM DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO DA  
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ, PELA SEGUINTE BANCA  
EXAMINADORA:**

**Prof. Dr. Maurício Vaz Lobo Bittencourt**

**(Orientador/UFPR)**

**Prof. Dr. Márcia Azanha Ferraz Dias de Moraes**

**(Examinadora/Esalq/USP)**

**Prof. Dr. Armando Vaz Sampaio**

**(Examinador/UFPR)**

*Aos meus pais, Zezé e Estevão,  
com certeza, os melhores pais do mundo.*

## AGRADECIMENTOS

Aos meus pais, Estevão e Zezé, por todo esforço e dedicação na nossa criação. Pelas conversas, que sempre valeram muito, e pelos exemplos, que valeram muito mais que as conversas.

Ao meu irmão, Bau, que mesmo à distância, sempre me alegrou com o seu cotidiano mau humor e as histórias da sua vida movimentada. E por atender os telefonemas semanais com um “que é?” característico dos que se falam várias vezes ao dia.

À Cris, por todo carinho, amor, companheirismo e paciência durante o período do mestrado. Anos que poderiam ter sido de solidão pela distância de casa, mas foram anos incríveis por conta da sua constante e especial presença. Aproveito também para pedir que ela tenha paciência redobrada durante os anos do doutorado.

Aos meus avós: Dona Maria, Dona Dete, Vovô Biziu (*in memorian*) e Vovô Sevary (*in memorian*). Pelo carinho e amor com que sempre me receberam, sem esperar absolutamente nada em troca.

Ao meu orientador e professor, Maurício Bittencourt, pelas importantes contribuições, pela confiança, e pelo incentivo. E pelo empenho em resolver os nossos problemas burocráticos na universidade como coordenador do PPGDE. Agradeço também por estar sempre disponível para as minhas inúmeras dúvidas.

Ao pessoal do futebol (Baurú, Randi, Paulo, Hebert, Louzada, Felipe, Thiago, Renê e muitos outros) pelo alimento à alma que alguns gols feitos e muitos outros perdidos podem proporcionar.

A todos os colegas do PPGDE por tornarem as aulas e tardes mais divertidas, em especial: Gilberto, Ana Kern, Antonio Almeida, Antônio Albano, Ana Elisa, Helena, Amauri, Beatrice, Thiago, Pedro, Carlos Eduardo, Cleiton, Karlo, Virgínia, Eduardo Araújo e Rafael.

Aos meus ex-colegas e hoje grandes amigos da UFBA: Lucas, Cachoeira, Laranjeiras, Siebert, Diana, Muriel, Lua, Cris, Juliana, Iuri, Carlos, Chico, Fernanda, Ângelo, Menudo, Robson e Edsoni.

Aos professores Luciano Nakabashi, Armando Sampaio, Armando Dalla Costa, Flávio Gonçalves e Adriana Sbbica pelo aprendizado nas aulas. Aos dois primeiros, agradeço também pelos importantes comentários na qualificação desta dissertação. Agradeço também à professora Márcia Moraes pela imensa contribuição nas sugestões e por aceitar o convite para a banca desta dissertação.

Aos professores Fernando Motta, Rodrigo Kremer e Françoise de Lima pela ajuda. E a Ivone Polo pelo auxílio e paciência nos assuntos referentes à secretaria.

Aos amigos adquiridos em Curitiba: Shibuya, Ferdi, Fábio, Fernanda, André, Fabrícia, Flávia, Magezi, Carol, Baurú, Fernanda Machado, Vanessa, Seu José e muitos outros que fizeram parte do processo de alguma forma. Estendo aqui os meus agradecimentos a uma “quase-irmã”, Maria Clara, pelos divertidos telefonemas e a certeza de que absolutamente tudo já aconteceu com ela ou com alguém muito próximo a ela.

## RESUMO

A futura escassez dos fósseis não é uma opinião partilhada por toda a academia, mas a necessidade de fontes energéticas mais limpas é sim um consenso. Com base nisso, o etanol de primeira geração a partir da cana-de-açúcar brasileira se torna uma excelente alternativa energética por apresentar melhores indicadores ambientais a um custo competitivo em alguns estados brasileiros. Entretanto, são escassos os trabalhos sobre a demanda por etanol no mundo e essa escassez, surpreendentemente, se repete no Brasil. Na literatura recente, por exemplo, não existem trabalhos que estimem as elasticidades por regiões, nem trabalhos que contemplem as elasticidades de longo prazo usando dados em painel no Brasil. Diante de tal lacuna, este trabalho tem por objetivo estimar as elasticidades preço, renda e cruzada da demanda por etanol, tanto no curto, quanto no longo prazo. As estimativas são feitas para todo o Brasil e também para as cinco regiões brasileiras, do período de julho de 2001 a julho de 2011 com bases mensais. São usados dados em painel e as estimativas usam os seguintes estimadores: GLS com correção para heterocedasticidade para encontrar as relações de curto prazo e *Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)* para encontrar as relações de longo prazo. Foi observada também, por meio de *dummies* interadas aos principais parâmetros, se ocorreram mudanças nos mesmos após a entrada dos carros flex fuel no mercado. Os resultados indicam que o etanol é um bem elástico a preço, com elasticidade por volta de -1,42 e -3,30 para o curto e longo prazo, respectivamente. Houve aumento das elasticidades preço e cruzada de curto prazo do período pré-flex para o pós-flex e diminuição das elasticidades preço e cruzada de longo prazo entre os períodos citados.

**Palavras-chave:** DOLS; cointegração; etanol; demanda; elasticidades; curto prazo; longo prazo, dados em painel.

## ABSTRACT

The future shortage of fossil fuels is not an opinion shared by the entire academy, but the necessity of cleaner energy sources is a consensus. Based on this, the first generation ethanol from sugar cane in Brazil becomes an excellent alternative energy by offering better environmental indicators at a competitive cost in some states. However, there are few studies on the demand for ethanol in the world and this shortage, surprisingly, is repeated in Brazil. In recent literature, for example, there are no studies that estimate the elasticities by regions, or works that calculate the long-term elasticities using panel data in Brazil. Faced with this gap, this study aims to estimate the price elasticities, income and cross price for ethanol in the short and long run demand. The estimates are for all Brazil and also for the five Brazilian regions, in the period from July 2001 to July 2011 on a monthly basis. They are used panel data and estimates using the following estimators: GLS with correction for heteroscedasticity to find the short run relationships and Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) to find the long run relationships. It was also observed by interacted dummies the main parameters, if occurred changes in the parameters after the entry of fuel flex in the market. The results indicate that ethanol is a good price elastic, with elasticity around -1.42 and -3.30 for the short and long run, respectively. There was an increase of cross and price elasticities in the short-term, considering the pre to post-flex period. And a reduction of price and cross elasticities, considering the same period.

**Keywords:** DOLS, cointegration, ethanol, demand, elasticities, short run, long run, panel data.

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Produção de etanol no mundo em bilhões de barris de 2007 a 2010.....	12
Tabela 2 – Paridade média dos preços de abril de 2002 a abril de 2011.....	14
Tabela 3 – Produção dos principais estados produtores (em milhões de litros).....	15
Tabela 4 - Características de Diferentes Matérias-Primas para Produção de Etanol .....	22
Tabela 5 – Estatística descritiva .....	32
Tabela 6 - Testes de multicolinearidade, heterocedasticidade e especificação em painéis .....	44
Tabela 7 - Testes de Hadri para variáveis logaritimizadas em nível.....	45
Tabela 8 - Teste de Hadri para variáveis em primeira diferença.....	46
Tabela 9 - Teste para dependência na <i>cross section</i> de Pesaran (2004).....	47
Tabela 10 - Teste de Westerlund (2007) para cointegração .....	47
Tabela 11 – Parâmetros para o Brasil – estimativa sem as <i>dummies</i> .....	48
Tabela 12 - Resultados para o Brasil (com as <i>dummies</i> ).....	50
Tabela 13 - Elasticidades pré e pós flex fuel no Brasil .....	51
Tabela 14 - Testes de Multicolinearidade, Heterocedasticidade e de Especificação (Regiões).....	52
Tabela 15 - Teste de Hadri (2000) para estacionariedade para as séries regionais .....	53
Tabela 16 - Teste de Pesaran (2004) para dependência na <i>cross section</i> - <i>regiões</i> .....	54
Tabela 17 - Teste de Westerlund (2007) para as regiões.....	55
Tabela 18 - Elasticidades de curto e longo prazo por região sem as <i>dummies</i> .....	55
Tabela 19 - Parâmetros para as estimativas por região (com <i>dummies</i> ).....	57
Tabela 20 - Diferenças nas elasticidades nos períodos pré e pós flex (por região).....	58
Tabela 21 - Comparação com outros trabalhos nacionais - elasticidades de curto prazo.....	59
Tabela 22 - Comparação com outros trabalhos - Longo Prazo .....	59

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO .....</b>	<b>9</b>
<b>2. PRODUÇÃO DE ETANOL E MUDANÇAS NA MATRIZ ENERGÉTICA. 12</b>	
2.1. PRODUÇÃO DE ETANOL.....	12
2.2. MUDANÇAS NA MATRIZ ENERGÉTICA .....	18
<b>3. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA: MODELOS DE ESTIMATIVA DA DEMANDA POR COMBUSTÍVEIS.....</b>	<b>26</b>
<b>4. O MODELO PROPOSTO E DESCRIÇÃO DOS DADOS.....</b>	<b>32</b>
<b>5. METODOLOGIA ECONOMETRICA.....</b>	<b>37</b>
5.1. TESTES USADOS .....	37
5.1.1 Fator de Inflação da Variância (FIV) .....	37
5.1.2 Teste de Wald Modificado .....	37
5.1.3 Teste de Hausman.....	37
5.1.4 Teste de Hadri (2000) .....	38
5.1.5 Teste de Pesaran (2004) .....	39
5.1.6 Teste de Westerlund (2007).....	40
5.2. ESTIMADORES .....	41
5.2.1. Generalized Least Squares com correção para correlação temporal e serial (GLSHA) .....	42
5.2.2. Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS).....	42
<b>6. RESULTADOS .....</b>	<b>44</b>
6.1. RESULTADOS PARA O BRASIL .....	44
6.1.1 Testes Econométricos .....	44
6.1.2 Resultados das Estimativas.....	48
6.2 RESULTADOS PARA AS REGIÕES .....	52
6.2.1. Testes Econométricos .....	52
6.2.2 Resultados para as regiões.....	55
6.3. COMPARAÇÃO COM OUTROS ESTUDOS.....	58
<b>7. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....</b>	<b>61</b>
<b>8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>64</b>

## 1. INTRODUÇÃO

Os anseios por alternativas energéticas aos fósseis vêm aumentando ano a ano. Mesmo a futura escassez dos fósseis não sendo uma opinião partilhada por toda a academia, a necessidade de fontes energéticas mais limpas é sim um consenso. Pensando nisso o etanol de cana-de-açúcar se mostra uma excelente alternativa energética para o Brasil e para o mundo.

No caso do etanol de primeira geração<sup>1</sup>, muito se discute sobre a possibilidade dele tornar-se uma *commodity* internacional. Uma vez que a cultura brasileira ganha nos comparativos com outras matérias-primas para a produção de etanol nos principais quesitos: balanço energético fóssil, redução de emissões de CO<sub>2</sub> em comparação com a gasolina e intensidade em terras (GOLDEMBERG e GUARDABASSI, 2009).

Além desses critérios, toda e qualquer energia alternativa ainda tem como principal concorrente os fósseis e seus derivados. E, por isso, precisa, além de ter melhores indicadores ambientais, ser economicamente viável. Esse talvez seja o principal ponto impeditivo à adoção de novas tecnologias. Ou seja, muitas das novas alternativas continuam sendo consideradas tecnologias de *backstop*<sup>2</sup> e continuam esperando por avanços que possibilitem a diminuição de custos ou situações de mercado que aumentem os preços dos principais concorrentes. Elas são apostas para o futuro e não uma realidade para o presente.

Autores como Cavalcanti (2011) chegaram a conclusões de que é possível diminuir os incentivos dados ao etanol no Brasil em cenários normais (sem quedas acentuadas do preço da gasolina e sem quebras na safra de cana) sem alterar a sua competitividade frente à gasolina. Vale lembrar que os “incentivos” são apenas relativos, ou seja, o governo não investe dinheiro diretamente no etanol, apenas o taxa de forma mais branda do que a gasolina. Se um tratamento tributário mais próximo é válido e se esse viria a partir da diminuição dos tributos da gasolina ou elevação dos do

---

<sup>1</sup> As expressões “etanol de primeira geração” e “etanol de segunda geração” referem-se ao modo como o etanol é obtido. No caso da primeira geração, o etanol é obtido através da fermentação do caldo da cana-de-açúcar. No caso do etanol de segunda geração, a matéria-prima seria o bagaço e a palha da cana. Para extrair os açúcares do bagaço e da palha, seriam utilizados processos de hidrólise ácida ou hidrólise enzimática, só que esses processos ainda estão sendo aperfeiçoados a fim de serem viáveis economicamente. Portanto, o etanol que está no mercado é inteiramente de primeira geração (WORLDWATCH INSTITUTE, 2006).

<sup>2</sup> A tecnologia é conhecida, porém não consegue entrar no mercado por não ter preços competitivos.

etanol não fazem parte do escopo do presente trabalho, mas podem ser encontrados no trabalho citado anteriormente.

Considerando apenas os preços ao consumidor, o etanol no Brasil ainda não é uma alternativa viável para todos os estados da nação. Estados não produtores da Região Norte, por exemplo, possuem um consumo de etanol muito reduzido e ainda muito espaço para expansão da demanda. Por isso, mais do que transformar o etanol em uma *commodity* internacional, é necessário também suprir a demanda reprimida de estados distantes dos centros produtores (MITSUTANI, 2010; MILANEZ *et. al.*, 2010).

Conhecer então melhor o mercado de etanol, bem quais os parâmetros da sua demanda de curto e longo prazo são primordiais para elaboração de políticas públicas, principalmente aquelas ligadas à diminuição de consumo de combustíveis fósseis. Entretanto, a literatura internacional sobre demanda por etanol é muito reduzida se comparada com a da gasolina, o que era de se esperar por conta da sua reduzida importância como substituto à gasolina fora do Brasil (mesmo nos EUA que são os principais consumidores, o etanol não chega a substituir mais que 2,5% da gasolina consumida<sup>3</sup>).

A literatura nacional também não é abundante em trabalhos sobre a demanda por etanol. Não foram encontrados, por exemplo, trabalhos na literatura recente que estimassem as elasticidades de longo prazo da demanda por etanol usando dados em painel. Foi encontrado apenas um trabalho que usava dados em painel, o trabalho de Souza (2010) e esse estimou apenas as elasticidades de curto prazo. Não foram encontrados trabalhos que estimassem as elasticidades usando painéis cointegrados, nem trabalhos com as elasticidades para as regiões.

Diante de tal lacuna, o presente trabalho tem por objetivo fazer as estimativas de curto e longo prazo para a demanda por etanol usando dados em painéis. As estimativas de curto prazo usam o GLS com correção para heterocedasticidade e erros autocorrelacionados, mas outros estimadores são reportados para efeito de comparação. As de longo prazo usam técnicas de cointegração em painéis com uso do *Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)*, estimador que também ainda não foi usado na literatura sobre demanda por combustíveis no Brasil. Objetiva também fazer o mesmo procedimento para as estimativas das elasticidades nas regiões brasileiras a fim de

---

<sup>3</sup> Dados disponíveis no *U.S. Energy Information Administration – Short Term Energy Outlook (2011)*.

perceber as diferenças regionais. E, por fim, objetiva verificar se houve mudança nos parâmetros por conta da entrada dos carros flex fuel no mercado.

O estudo conta com, além da presente introdução, uma seção dedicada à contextualização do mercado de etanol, seguido por uma revisão bibliográfica dos trabalhos que estimaram a demanda por combustíveis no Brasil e no mundo. A terceira parte do trabalho expõe o modelo a ser estimado, seguida pelos testes econométricos feitos e pelos resultados das estimativas. Após isso, finalmente são feitas as considerações finais do trabalho.

## 2. PRODUÇÃO DE ETANOL E MUDANÇAS NA MATRIZ ENERGÉTICA

### 2.1. PRODUÇÃO DE ETANOL

A produção de etanol é atualmente estimulada por conta da necessidade de aumento da disponibilidade energética, diversificação da atual matriz e por questões ambientais. Atualmente, os dois principais produtores mundiais de etanol<sup>4</sup> são os EUA e o Brasil, que juntos respondem por aproximadamente 90% do etanol produzido no mundo. Sendo o etanol americano produzido a partir milho e a matéria-prima brasileira sendo a cana-de-açúcar. Segue tabela com a produção dos principais produtores mundiais nos últimos anos:

**Tabela 1 – Produção de etanol no mundo em bilhões de barris de 2007 a 2010.**

País	2007	%	2008	%	2009	%	2010	%
EUA	6,50	51%	9,00	53%	10,60	56%	13,23	59%
Brasil	5,02	39%	6,47	38%	6,58	35%	7,12	32%
União Européia	0,57	4%	0,73	4%	1,04	5%	1,28	6%
China	0,49	4%	0,50	3%	0,54	3%	0,60	3%
Canadá	0,21	2%	0,24	1%	0,29	2%	0,29	1%
Mundo	12,78	100%	16,94	100%	19,05	100%	22,52	100%

**Fonte: Renewable Fuels Association (RFA)**

A redução na produção brasileira de 2009 para 2010 mostrada na tabela 1 não se deve à redução na área colhida ou queda na produtividade. A área colhida, pelo contrário, aumentou, passando de 8,1 milhões de hectares em 2008 para 9,1 milhões em 2010 (Ipeadata). A redução da produção de etanol produção deve-se a possibilidade de escolha dos produtores em direcionar a produção para o açúcar ao invés do etanol, em função de maiores preços para o açúcar em relação ao álcool em 2010.

Em relação à concentração no mercado (considerando a produção), as duas maiores empresas do setor no Brasil são a Raízen (fruto de uma *joint venture* entre a Shell e Cosan) com produção de 2,2 bilhões de litros e Petrobrás com 1,5 bilhões em 2011. A fusão da Shell com a Cosan pode ser considerada mais um sinal de interesse do mercado no etanol brasileiro. Agora a concorrência pela liderança do mercado está entre

<sup>4</sup> Nesse caso se está considerando a produção de álcool hidratado para o Brasil e de álcool anidro para os EUA e demais países. Álcool hidratado para o Brasil é a mistura de álcool e água padronizada pela Associação Brasileira de Normas Técnicas (ABNT) e Conselho Nacional de Petróleo (CNP). Existe também álcool anidro, sem adição de água, que é usado na mistura com a gasolina em proporções que variam entre 20 e 25% no Brasil. A mistura ocorre desde 1930 (GATTI JUNIOR, 2010).

as duas empresas, Raizén e Petrobrás, ambas apontam nos seus planos de negócios como meta a liderança do mercado (PETROBRÁS 2011; COSAN, 2011).

Como foi dito, todo o etanol produzido para comercialização atualmente é fruto dos processos de primeira geração. Ou seja, são obtidos a partir da fermentação do caldo das matérias-primas. No caso do etanol de segunda geração, a matéria-prima seria o bagaço e a palha da cana. Estima-se que a energia contida na cana esteja igualmente distribuída entre o caldo, o bagaço e a palha. Por isso, o etanol de segunda geração poderia aumentar significativamente a eficiência do processo de produção, mais que dobrando a produção por hectare (WORLDWATCH INSTITUTE, 2006).

O mercado de etanol para uso de combustíveis no Brasil possui demanda e oferta mais complexas do que a da maioria dos produtos da economia. A demanda por etanol, por conta dos carros flex fuel, ganha em elasticidade por essa possibilidade de escolha entre etanol e gasolina<sup>5</sup> em casa abastecimento. Gerando dessa forma uma maior sensibilidade do combustível às mudanças de preços tanto do etanol, quanto da gasolina.

Por outro lado, a oferta de etanol também possui uma maior volatilidade por conta da escolha que os produtores podem fazer entre etanol ou açúcar a depender dos preços dos produtos. Ainda se tratando da oferta do produto, existe a possibilidade de produção residual de energia elétrica, pois as usinas de álcool conseguem (a partir da queima do bagaço de cana) energia para o funcionamento interno e um excedente a ser comercializado (CUNHA FILHO e FERREIRA FILHO, 2008).

Em um futuro próximo, se o etanol de segunda geração vier a ser comercialmente viável, além das especificidades citadas, existirá ainda a escolha por parte dos produtores entre produzir etanol de segunda geração a partir do bagaço e palha da cana ou ofertar energia elétrica a partir desses que hoje são apenas subprodutos.

Os EUA possuem a maior frota de veículos do mundo, sendo que parte muito reduzida dessa frota corresponde a carros flex fuel. O país produz mais etanol que o Brasil, mas consegue substituir apenas 2,5% da gasolina consumida no país. O Brasil, por exemplo, chega a substituir mais de 40% da gasolina por etanol. Por isso, medidas que aumentem a mistura de etanol na gasolina americana são tão significativas a ponto

---

<sup>5</sup> Neste trabalho quando é usado o termo “gasolina” está referindo-se a gasolina-C que é uma mistura de gasolina e álcool anidro, sendo que a participação do último varia entre 20 e 25%.

modificar todo o mercado, transformando definitivamente o etanol em uma *commodity* internacional (EIA, 2011; BEN, 2010).

Independentemente da demanda externa, existe demanda reprimida nos estados em que a paridade de preços (preço do etanol/preço da gasolina) não incentiva o abastecimento com etanol. Segue tabela com a paridade média dos preços nos estados:

**Tabela 2 – Paridade média dos preços de abril de 2002 a abril de 2011.**

	Paridade Média	Porcentagem acima de 70% <sup>a</sup>
<b>Região Norte</b>		
Acre	0,74	92,86%
Amazonas	0,74	78,57%
Amapá	0,81	100,00%
Roraima	0,80	96,43%
Rondônia	0,72	57,14%
Pará	0,80	100,00%
Tocantins	0,66	13,10%
<b>Região Nordeste</b>		
Maranhão	0,72	50,00%
Piauí	0,77	96,43%
Bahia	0,68	33,33%
Ceará	0,69	39,29%
Alagoas	0,66	30,95%
Sergipe	0,74	88,10%
Rio Grande do Norte	0,70	58,33%
Paraíba	0,72	64,29%
Pernambuco	0,66	25,00%
<b>Região Centro-Oeste</b>		
Mato Grosso	0,58	4,76%
Mato Grosso do Sul	0,66	15,48%
Distrito Federal	0,72	61,90%
Goiás	0,61	8,33%
<b>Região Sudeste</b>		
São Paulo	0,57	7,14%
Minas Gerais	0,71	50,00%
Rio de Janeiro	0,68	33,33%
Espírito Santo	0,70	40,48%
<b>Região Sul</b>		
Paraná	0,62	11,90%
Santa Catarina	0,69	30,95%
Rio Grande do Sul	0,73	53,57%

Fonte: Dados da ANP, elaboração própria.

Nota: a) Refere-se à porcentagem do número de vezes que a paridade foi superior a 70% compensando a compra da gasolina para os consumidores que possuem carros flex. No caso do Acre, significa que em 92,86% dos períodos compensou a compra de gasolina.

Como mostra a tabela, Pará e Amapá não tiveram um único mês durante o período de 2002 a 2011 no qual a relação de preços indicasse para o consumo de etanol ao invés de gasolina. Outros estados como Roraima, Acre e Piauí também tiveram mais

de 90% do período com preços desfavoráveis ao etanol. Sendo que todos eles possuem em comum as grandes distâncias para os principais centros produtores.

Os maiores produtores de cana-de-açúcar do Brasil são os estados de São Paulo, Minas Gerais, Paraná e Goiás, respectivamente. O fato de a produção estar concentrada basicamente no Sudeste, aliada a uma logística de distribuição precária, faz com que o etanol brasileiro não consiga concorrer com a gasolina nos estados mais afastados da produção como nos estados do Norte do país. Segue tabela mostrando a produção de etanol total (somatório do álcool hidratado com o álcool anidro) dos principais estados produtores brasileiros:

**Tabela 3 – Produção dos principais estados produtores (em milhões de litros)**

<i>Safra</i>	<i>2005/06</i>	<i>2006/07</i>	<i>2007/08</i>	<i>2008/09</i>	<i>2009/10</i>	<i>2010/11</i>
Pernambuco	328	319	454	530	400	385
Alagoas	546	604	853	845	626	716
São Paulo	9985	10910	13345	16722	14912	15350
Paraná	1040	1319	1859	2049	1885	1619
Mato Grosso	771	757	894	952	826	857
Mato Grosso do Sul	496	641	877	1076	1261	1849
Goiás	729	822	1214	1726	2196	2895
Brasil	15947	17719	22479	27513	25739	27604

Fonte: UNICA

A concentração da produção e a deficiência na logística de distribuição levaram a considerar os custos com fretes como um determinante da demanda por etanol em algumas especificações do modelo e como controle da endogeneidade da demanda em outras.

Tratando da produção de etanol no Brasil, dois marcos merecem destaque: o Proálcool em 1975 e a entrada dos carros com tecnologia flex fuel em 2003. Os dois eventos estão intimamente ligados, pois foi o aprendizado proporcionado pelo Programa Nacional do Álcool ou Proálcool que permitiu o desenvolvimento da tecnologia flex fuel 30 anos mais tarde, transformando o Brasil em uma referência em energias alternativas para veículos (GATTI JUNIOR, 2010).

O Proálcool surgiu em 1975 na tentativa de diminuir a dependência brasileira em relação ao petróleo importado. Como o Brasil era governado por militares, o suprimento energético também era tratado com assunto de segurança nacional e não olhado apenas

pelo viés econômico. Hoje as preocupações referem-se mais à substituição do uso dos fósseis e, principalmente, a preocupação ambiental com menores emissões de GEE<sup>6</sup>.

No Brasil, etanol como combustível começou a ser demandado apenas em 1978 com o desenvolvimento de carros movidos exclusivamente a álcool hidratado. Anteriormente o álcool produzido era do tipo anidro (sem adição de água) e usado na mistura com a gasolina. Até 1978 a indústria sucroalcooleira brasileira direcionava a cana apenas para a produção de açúcar e álcool anidro.

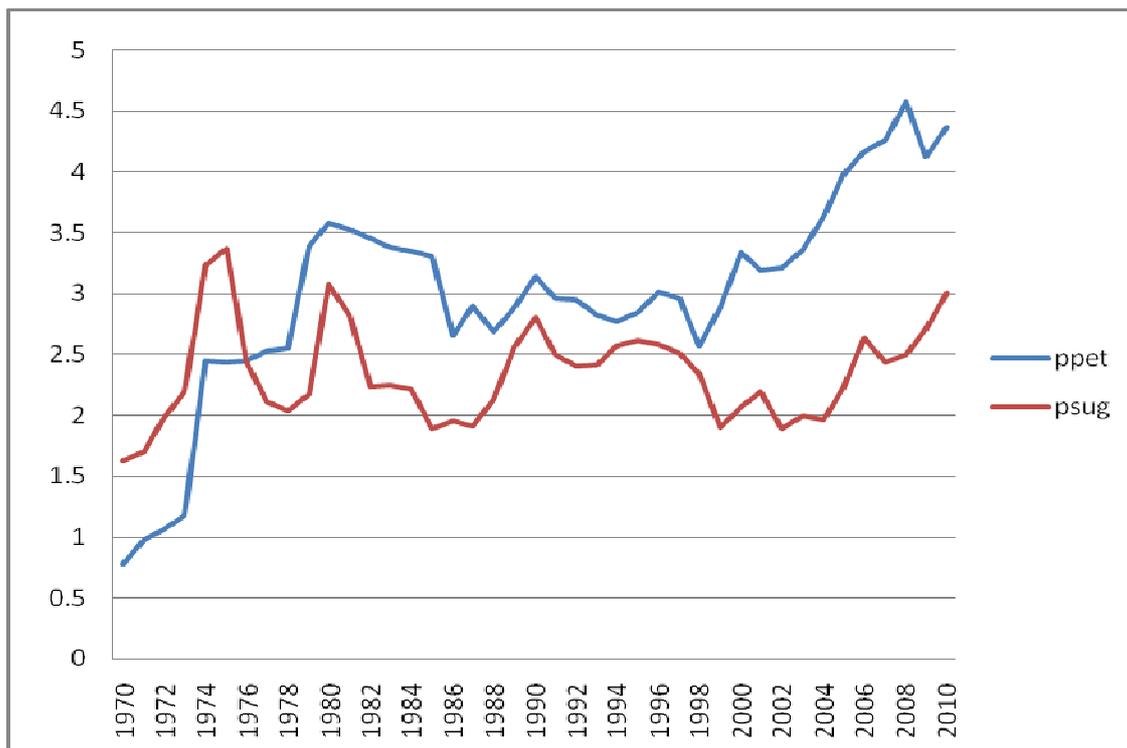
Na década de 1970 existiu um grande interesse e euforia da indústria brasileira em relação ao álcool. Interesse esse que era diretamente ligado aos Choques do Petróleo de 1973 e 1979. Durante a década de 1980 os preços do petróleo se mantiveram estáveis ou em trajetória de queda e os preços do açúcar dispararam no mercado internacional, o que diminuiu o interesse no etanol brasileiro, culminando com o fim do Proálcool em 1990.

Portanto, a década de 1970 reunia o cenário perfeito para a criação do Proálcool: preços do petróleo em alta e do açúcar em baixa. A implementação do projeto possibilitaria a fuga dos altos preços do derivado do petróleo e maiores ganhos para os produtores rurais, uma vez que os preços do açúcar não estavam em alta. Diminuindo assim a dependência brasileira do petróleo internacional e ajudando a equilibrar as contas do governo brasileiro. A década seguinte tinha exatamente a inversão do cenário, baixos preços do petróleo e altos preços do açúcar, o que arrefeceu novamente o interesse no etanol brasileiro (GATTI JUNIOR, 2010). Segue gráfico mostrando as cotações internacionais do petróleo e do açúcar:

---

<sup>6</sup> Gases do Efeito Estufa (GEE).

**Figura 1- Logaritmo dos Preços Internacionais do Petróleo e Açúcar**



Fonte: Ipeadata, elaboração própria.

Em 2003, foi lançado pela Volkswagen o primeiro carro flex fuel e começou uma corrida das outras montadoras para lançarem também os concorrentes. Mas até o lançamento, muitos gargalos tiveram que ser superados para que as montadoras acreditassem na viabilidade do produto. Um dos principais deles era desenvolver um sistema de injeção eletrônica que conseguisse se adequar a qualquer mistura entre os dois combustíveis. Em 1994 surge a solução brasileira para a injeção de combustível a partir de um sensor que media, após a queima de combustível, a quantidade de oxigênio resultante e, a partir daí, reconhecia qual proporção de cada combustível estava sendo queimada (GATTI JUNIOR, 2010).

Entretanto, quase uma década se passou até que os flex entrassem realmente no mercado. Muito do lançamento se deve ao crescimento de preocupações ambientais como a assinatura do Protocolo de Kyoto em 1997, e a estabilização dos preços do álcool ao redor de 50% do preço da gasolina e aos baixos preços do açúcar nos anos 2000. A oportunidade de lançamento era a ideal, pois de uma vez só seriam atendidos os apelos ambientais, a diminuição da dependência por fósseis e a geração de renda no campo. Porém, as montadoras aguardaram ainda pela redução do IPI para veículos flex fuel para que os lançassem no mercado em 2003 (GATTI JUNIOR, 2010).

Ao final do ano de lançamento os flex fuel representavam apenas 22% das vendas, atualmente a frota flex responde a aproximadamente 50% do total de veículos e 90% das vendas de novos (Sindipeças, 2011).

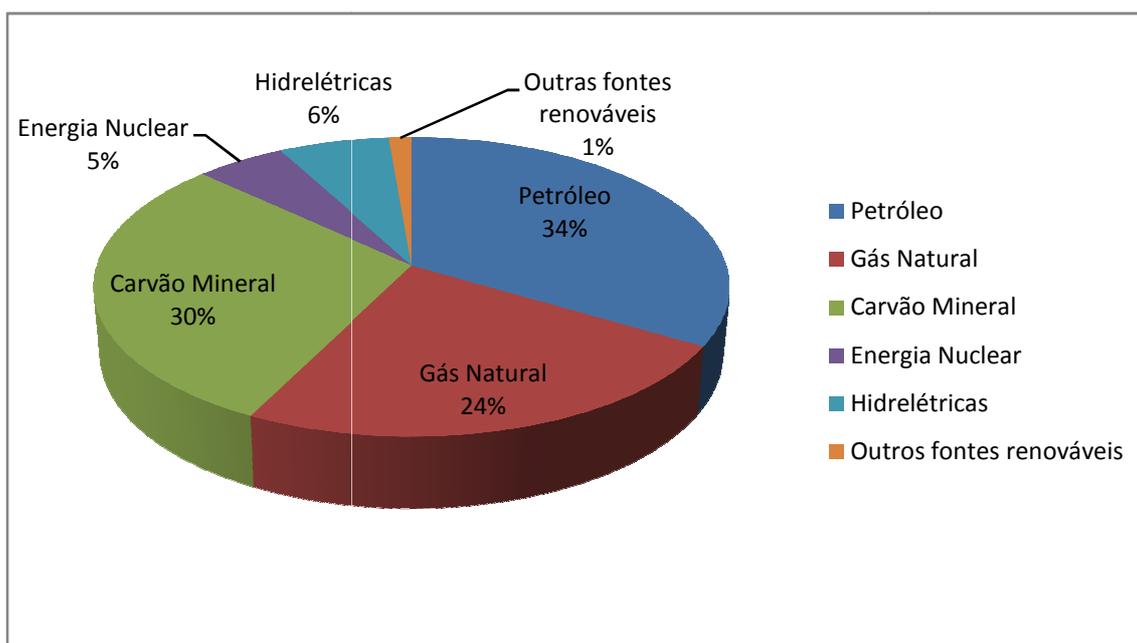
Uma das maiores mudanças no mercado de combustíveis brasileiro com a introdução dos carros flex foi trazer para o curto prazo uma decisão que era essencialmente de longo prazo. A não ser o consumidor que possua um carro a gasolina e outro a álcool, a decisão de qual combustível utilizar era feita uma única vez e permanecia inalterada por todo o tempo que o consumidor permanecia com o veículo. Com a introdução dos carros flex fuel, os detentores desses veículos passaram a tomar essa decisão no dia-a-dia, na hora de abastecer o veículo.

Do ponto de vista econométrico, o que se espera com isso é, considerando a demanda por etanol, um aumento da elasticidade preço da demanda e aumento da elasticidade cruzada com a gasolina, ambos os resultados sendo tratados no curto prazo.

## 2.2. MUDANÇAS NA MATRIZ ENERGÉTICA

O suprimento energético passa por duas necessidades fundamentais, a diversificação da atual matriz e as preocupações ambientais. O ponto ótimo desse conflito seria uma maior oferta energética com um menor dano ambiental. Produtos que atendam a apenas um dos dois fatores, não piorando outro, já são considerados um avanço. O álcool produzido a partir da cana atende aos dois quesitos: diversifica e amplia a oferta energética com um dano ambiental reduzido em comparação com a gasolina.

A necessidade de diversificação se sustenta pelo fato da energia primária consumida no mundo ser fruto, principalmente, do petróleo e do carvão mineral, 33,56 e 29,63%, respectivamente. Quando se compara fontes renováveis e não-renováveis, observa-se que as fontes não renováveis foram historicamente responsáveis por mais de 90% da energia primária consumida no mundo. Mesmo hoje, com as novas preocupações ambientais, essa realidade ainda está longe de mudar sendo a participação das energias renováveis de apenas 7,8% como pode ser visto no gráfico abaixo (BP, 2011 e IEA 2010):

**Figura 2 - Participação na Matriz Energética Mundial por Fonte - 2010<sup>7</sup>**

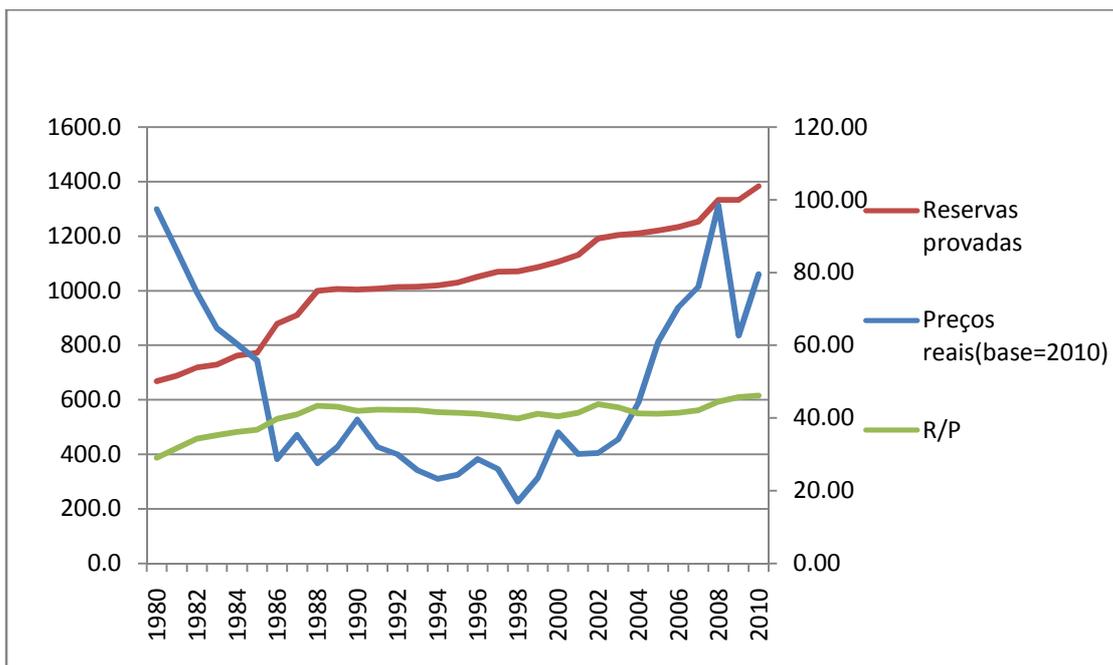
Fonte: BP(2010), elaboração própria.

A oferta de petróleo, ou seja, as reservas provadas do recurso mostraram-se crescentes ao longo das últimas três décadas. Para se ter uma idéia, as reservas provadas mais que dobraram nesse período, passando de 667,5 em 1980 para 1383,2 bbp em 2010. (BP, 2010).

Esse aumento se deve basicamente aos grandes avanços tecnológicos do setor, uma vez que as reservas provadas só aumentam por dois determinantes principais: a melhora da situação econômica (aumento dos preços reais) ou do estado das artes quanto à tecnologia empregada (diminuição dos custos ou novas possibilidades técnicas à exploração) (WPC, 2007). E, se os preços no período citado não tiveram ascensão que justifique o aumento das reservas, como mostra o gráfico abaixo, o avanço das reservas é atribuído então aos avanços tecnológicos do setor:

<sup>7</sup> Apesar de ser considerada uma fonte limpa e de uma relação consumo/produção enorme, a energia nuclear é uma fonte não-renovável.

**Figura 3 - Reservas provadas (bilhões de barris), preços reais do petróleo (em US\$) e R/P<sup>8</sup> (em anos)**



Fonte: BP (2010), elaboração própria.

Nota: Eixo principal representa as reservas em bilhões de barris, no eixo secundário estão representados os preços reais em dólares e a relação reserva/produção em anos.

Observando ainda o gráfico acima, verifica-se que a relação reservas por produção (R/P) tem se mantido constante ou até mesmo com pequena ascensão ano a ano. Isso indica que o descobrimento das novas reservas de petróleo vem acontecendo a um ritmo mais acelerado do que o consumo do recurso. Uma vez que, se não fossem descobertas novas reservas, a curva que representa a série da relação R/P teria inclinação negativa.

Mesmo que as notícias em relação à oferta do maior provedor de energia do mundo, o petróleo, sejam animadoras, concluir que a segurança energética esteja garantida por esses avanços no setor é um erro. Isso porque, por maiores que sejam os avanços, o petróleo é necessariamente finito. E isso vale para as duas outras fontes mais usadas no mundo, o carvão mineral e o gás natural.

Outro problema com relação à segurança energética é a coincidência entre instabilidade política e grandes produtores que ocorre no mundo. O Oriente Médio sozinho detém mais da metade das reservas, se forem somadas as reservas de Venezuela e Rússia, tem-

<sup>8</sup> A relação R/P divide as reservas de petróleo pela produção do ano em questão, ou seja, ela determina o final das reservas caso elas não se alterem e caso o consumo permaneça constante.

se mais de 3/4 das reservas de petróleo do mundo. Lembrando que os outros dois países que apresentam grandes reservas, mas não estão no Oriente Médio (Venezuela e Rússia), também não podem ser considerados exemplos de estabilidade política (BEN, 2010).

Concentração semelhante acontece nas outras duas maiores fontes energéticas: gás natural e carvão mineral. Considerando o gás, a Rússia é a detentora de 23,9% das reservas mundiais, somando-se as reservas da Rússia com as do Oriente Médio já são representadas mais de 64% das reservas mundiais. A relação reservas por produção (R/P) mundial para o gás natural gira em torno dos 58 anos (BP, 2011).

O combustível fóssil mais abundante do mundo ainda é o carvão mineral, mesmo após décadas de uso intensivo após a Revolução Industrial. A relação R/P mundiais mostra que as reservas de carvão são suficientes para mais 118 anos ao atual consumo. A concentração permanece também nesse recurso onde EUA, Rússia e China detêm mais de 59% das reservas mundiais (BP, 2011). Só que, por conta das crescentes preocupações ambientais, o carvão não pode ou não deveria ser considerado um substituto ao petróleo.

Em economias de mercado, com preços desregulados, freqüentemente os preços energéticos refletem apenas os seus custos de produção. Não incluindo os custos com as externalidades negativas dos danos ambientais envolvidos na atividade. Por conta disso, as decisões de consumo não refletem pontos ótimos, uma vez que os consumidores também desejam melhores condições ambientais. (WEC, 2008).

Os preços não estariam fazendo a correta sinalização dos reais custos envolvidos na atividade e esse é um problema central na questão de minorar os danos ambientais ligados à oferta energética. O dano é difuso dentre toda a sociedade e os ganhos concentrados nos produtores. Ou seja, ocorre com o meio ambiente uma espécie de tragédia dos comuns, os ofertantes de energia não possuem nenhum incentivo a produzir um menor custo ambiental, pois os ganhos dessa diminuição do dano são não apropriáveis. Por isso, políticas públicas que corrijam essas imperfeições do mercado são fundamentais para transição para economias de baixo carbono e de transportes mais eficientes.

No Brasil, por exemplo, pode-se dizer que existem incentivos fiscais ao consumo de etanol. O imposto sobre a gasolina gira em torno de 41% do seu preço

final, enquanto o imposto para o etanol fica perto de 26% do seu preço final (CAVALCANTI, 2011). Desconsiderando os aspectos tributários, o etanol brasileiro consegue superar essa barreira da viabilidade econômica e concorrer com a gasolina. Diferentemente do etanol americano que, além de não apresentar um balanço energético fóssil tão bom quanto ao etanol da cana, possui mais subsídios que o etanol brasileiro. Segue tabela mostrando algumas diferenças do etanol de cana-de-açúcar para outras matérias-primas:

**Tabela 4 - Características de Diferentes Matérias-Primas para Produção de Etanol**

Matéria-Prima	Cana-de-açúcar - Brasil	Milho - EUA	Beterraba – EU
Balanço Energético Fóssil <sup>9</sup>	8,1-10	1,4	2,0
Custo de Produção (Euros/100litros)	14,48	24,83	52,37
Redução de CO <sub>2</sub> <sup>10</sup>	84%	30%	40%
Produção Total (bilhões de litros)	22,5	34,0	2,7
Área Plantada (milhões de hectares)	3,40	8,13	0,49
Produtividade (litros/hectare)	6.741	4.182	5.510

Fonte: Goldemberg e Guardabassi (2009).

A tabela acima também mostra que o etanol da cana poupa mais energia fóssil na sua produção, com um menor custo em comparação com outras matérias-primas, maior redução de emissões de CO<sub>2</sub> e uma maior eficiência na intensidade em terras, ou seja, produz uma maior quantidade de etanol por hectare.

O balanço fóssil é um dos mais importantes parâmetros para as energias alternativas. Muitos estudos não diferenciam a matéria-prima usada e chegam à conclusão de que o etanol não possui um bom balanço fóssil. Esquecendo de que o balanço energético do etanol a partir do milho é totalmente diferente do etanol a partir da cana. A matéria-prima usada no Brasil possui um balanço quase oito vezes melhor do que o americano por conta do menor uso de fertilizantes e serem auto-suficientes em energia por conta da utilização do bagaço na geração de energia (GOLDEMBERG e GUARDABASSI, 2009).

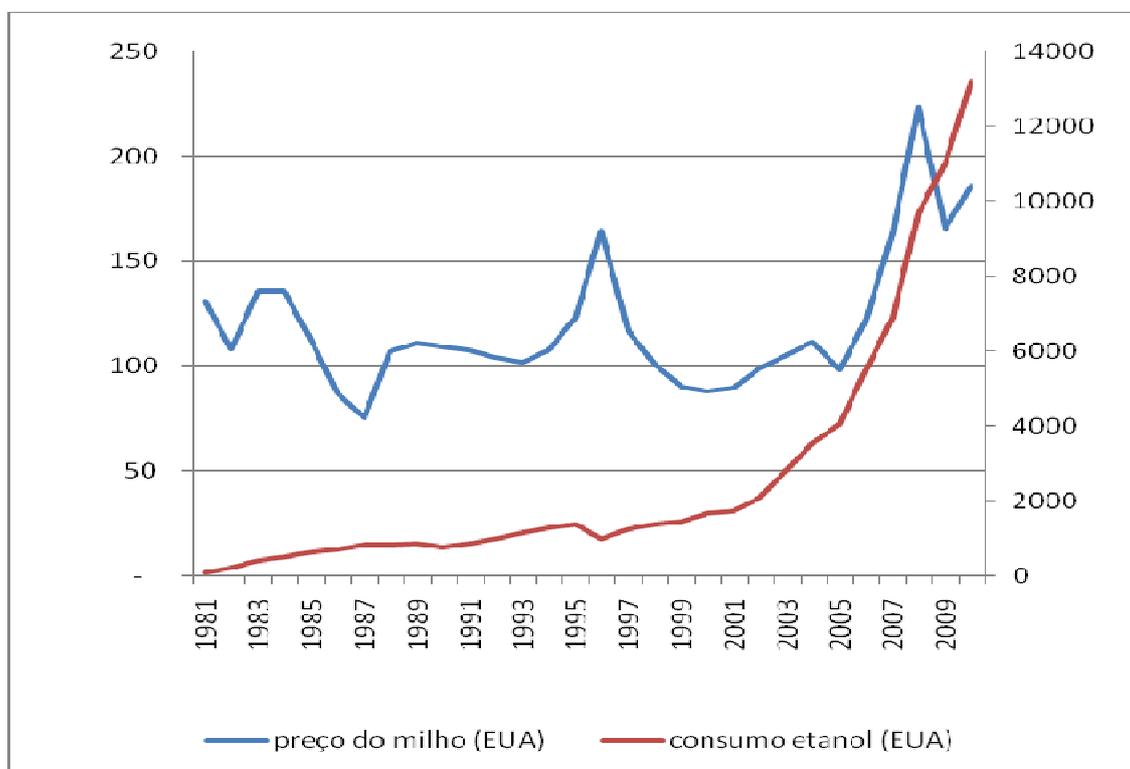
O uso da terra é outra importante questão para viabilidade do etanol em escala global. As preocupações dos *policy makers* giram em torno da possibilidade da demanda por biocombustíveis aumentar os preços dos alimentos e degrade florestas.

<sup>9</sup> Balanço Energético Fóssil (BEF). No BEF dividi-se a quantidade total de energia contida no combustível pela quantidade de energia fóssil total utilizada no processo. Quanto maior o BEF, mais energia fóssil está sendo poupada (WORLDWATCH INSTITUTE, 2006).

<sup>10</sup> Reduções de CO<sub>2</sub> em comparação com o ciclo completo da gasolina (extração, produção, refino, transporte, distribuição e queima).

A concorrência dos biocombustíveis com os alimentos aumentaria o preço de ambos, inviabilizando a compra de alimentos justamente da população com menor renda. A parte da concorrência com os alimentos é inevitável, sendo superada apenas por aumentos de produtividade e remanejamento de plantios. Ou seja, já que o etanol americano é menos produtivo por hectare, tem um pior balanço fóssil e concorre diretamente com a soja, é melhor deslocar a produção de etanol para o Brasil e continuar com as plantações de milho e soja em solo americano. Como exemplo do aumento dos preços dos alimentos por conta de uma maior demanda por biocombustíveis segue gráfico com o consumo de etanol e preço do milho nos EUA de 1981 a 2010:

**Figura 4 - Preço do milho nos EUA em US\$ e consumo do etanol nos EUA em milhões de galões**



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ipeadata e U.S Department of Energy.

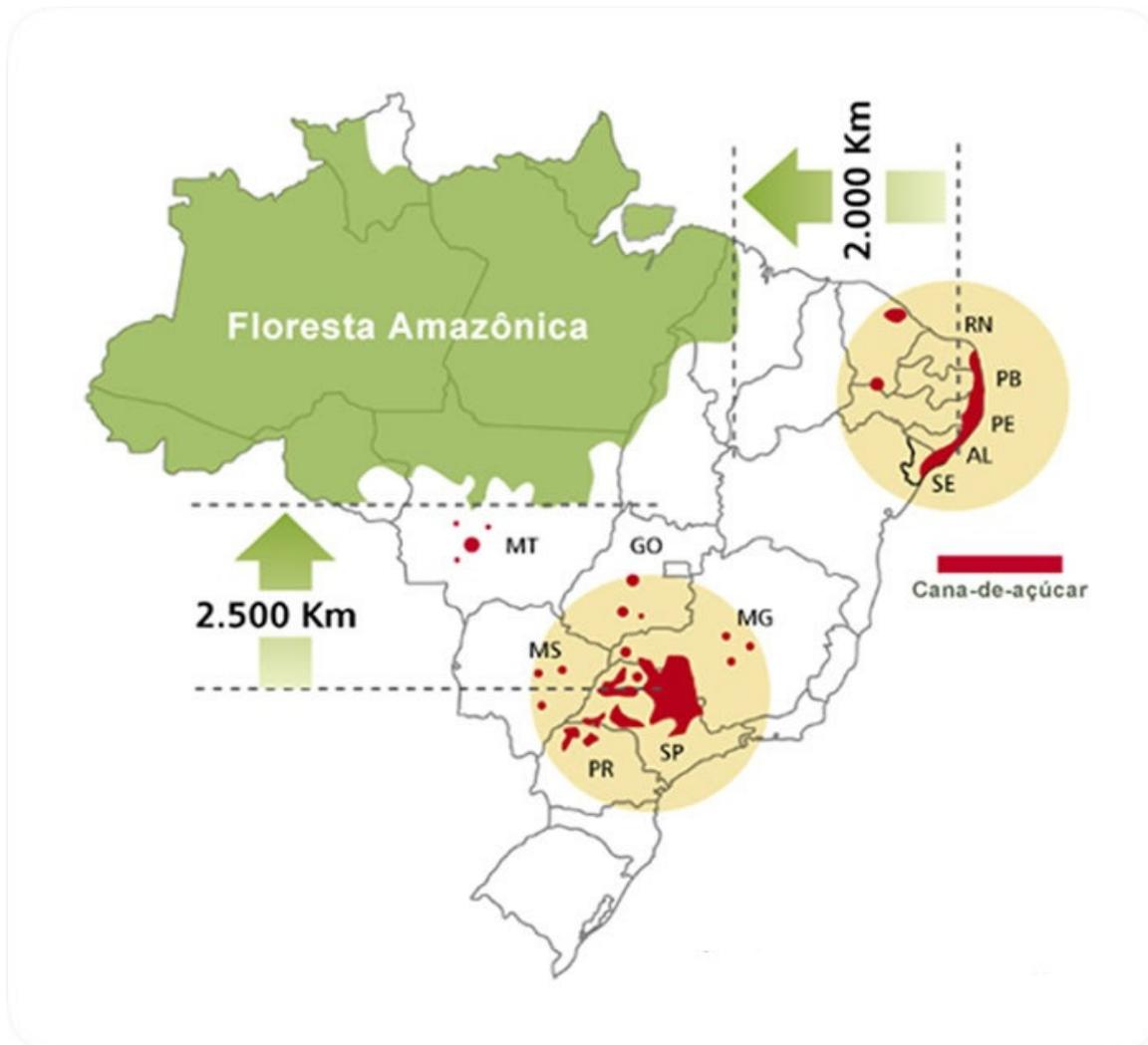
Nota: Eixo principal representa os valores dos preços do milho e o secundário o consumo de etanol.

Percebe-se claramente com o gráfico o aumento dos preços do milho decorrente de um maior consumo de etanol nos EUA, principalmente no período que vai de 2001 a 2007. Os preços das *commodities* recuaram como um todo em 2008 por conta da crise mundial.

A outra parte do problema seria a expansão da cultura para áreas da Floresta Amazônica, mas como mostra a ilustração abaixo, os principais plantios de cana-de-açúcar estão localizados a mais de 2.000 quilômetros da Floresta Amazônica, sendo

impossível um efeito direto entre plantio de cana e devastação da Amazônia, por esta abordagem. Segue mapa com a localização da lavoura de cana e da Floresta Amazônica no Brasil:

**Figura 5 - Localização da produção de cana-de-açúcar no Brasil Fonte: UNICA**



Fonte: UNICA

A maneira mais correta de lidar com efeitos da expansão da área plantada do etanol não seria pelo efeito direto que as lavouras provocam. Ou seja, não é avaliando as expensas de quais culturas as lavouras de cana-de-açúcar estão se expandindo. Isso porque, como a maioria da cana-de-açúcar é produzida em São Paulo e neste estado quase não existe mais terra ociosa, a cana não poderia de forma alguma estar impactando nos desmatamentos da Amazônia. Por isso, a melhor maneira seria pelo uso indireto da terra. Nessa abordagem existe a possibilidade de a cana estar prejudicando a floresta pelo efeito indireto: as pastagens são expulsas de São Paulo para dar lugar a

cana e vão para a fronteira agrícola, desmatando a floresta (FERREIRA FILHO e HORRIDGE, 2011).

A despeito desse efeito, o citado trabalho de Ferreira Filho e Horridge (2011), baseado em um modelo de equilíbrio geral computável e matrizes de transição encontrou que, para 2020, no cenário base, ter-se-ia um aumento de 14% na produção de cana, com um aumento de 8% da área plantada. Sendo que um hectare de expansão da cana seria responsável por apenas 0,08 hectares de novas áreas (que é a *proxy* que o estudo usa para desmatamento). Vale lembrar que o fechamento dado ao estudo não está considerando aumentos na produtividade da cana-de-açúcar. O aumento da produção em proporções maiores que a área plantada é devido apenas a expansão da plantação ocorrer em terras mais produtivas que a média nacional, o aumento da área plantada ocorreria principalmente em São Paulo, estado brasileiro com maior produtividade.

Portanto, se forem considerados os prováveis aumentos de produtividade, o impacto no desmatamento e no plantio de outras culturas seria ainda menor do que os dos parâmetros encontrados no estudo, minimizando os problemas de segurança alimentar decorrentes do aumento da produção dos biocombustíveis.

Em relação ao custo do etanol em relação ao principal concorrente, a gasolina, no Brasil o etanol alterna em períodos e locais em que se justifica o abastecimento com etanol<sup>11</sup> e outros com abastecimento com gasolina, como mostra a tabela que traz as paridades médias de preços por estado. Lembrando que o etanol consegue concorrer mesmo seu preço não contendo as externalidades positivas em relação à redução das emissões de poluentes.

---

<sup>11</sup> O etanol é aproximadamente 30% menos intensivo em energia do que a gasolina. Por isso, para que seja economicamente racional a compra do produto em substituição à gasolina (caso dos carros flex fuel) a paridade dos preços (preço do etanol dividido por preço da gasolina) tem que estar abaixo de 0,7.

### 3. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA: MODELOS DE ESTIMATIVA DA DEMANDA POR COMBUSTÍVEIS

Os modelos de demanda por combustível seguem a teoria do consumidor tradicional no qual a demanda por um produto depende do seu preço, da renda, dos bens substitutos e dos complementares, assim como das preferências individuais. Muitos dos trabalhos anteriores sobre a demanda por combustíveis usam apenas o preço do produto e uma *proxy* para renda, a exemplo dos trabalhos de Burnquist e Bacchi (2002), Ramanathan (1999), Cheung e Thomson (2004) e Rodríguez (2006).

A gama de estudos sobre a demanda de combustíveis abarca diversos métodos econométricos tais como cointegração em séries temporais, dados em painel, cointegração em painéis, dentre outros métodos. Quanto à periodicidade existem estudos que utilizam bases mensais, anuais e trimestrais. O estudo de Dahl e Sterner (1991) faz uma comparação entre os diferentes trabalhos sobre as elasticidades da demanda por gasolina. Os pesquisadores têm uma amostra de mais de uma centena de trabalhos e os classificam por periodicidade dos dados e pelas especificações dos modelos. Partindo de funções que estimam a demanda por gasolina ( $G$ ) em função apenas do seu preço ( $P$ ) e da renda ( $Y$ ):

$$G = f(P, Y) \quad (1)$$

Quando séries de tempo começam a ser utilizadas, é possível captar os ajustes ao longo do tempo com a inclusão de valores defasados da variável dependente ( $G_{t-1}$ ). A demanda por gasolina passaria a ser então:

$$G = f(P, Y, G_{t-1}) \quad (2)$$

Ainda segundo Dahl e Sterner (1991), outra forma de ajustar a dinâmica ao longo do tempo seria incluindo variáveis como o estoque de veículos ( $V$ ) e características sobre a frota ( $C$ ). As características sobre a frota podem ser referentes à eficiência dos motores ou proporção da frota que é movida a um combustível ou outro. A demanda por gasolina seria então dada por:

$$G = f(P, Y, V, C) \quad (3)$$

Outros modelos também são abordados, modelos que contemplam também transportes alternativos como ônibus, metrô e bicicletas. Entretanto, considerando o modelo de demanda por etanol no Brasil, incluir tais transportes não seria relevante,

uma vez que o transporte público no Brasil está muito aquém de ser um substituto próximo dos veículos particulares.

Considerando quaisquer das especificações, foram encontradas elasticidades preço da demanda por gasolina entre -0,12 e -0,44 no curto prazo e -0,23 e -1,05 no longo prazo. As elasticidades renda variam entre 0,14 e 0,58 no curto prazo e 0,68 e 1,31 no longo prazo (DAHL e STERNER, 1991).

Outra importante *survey* sobre a demanda por combustíveis é o trabalho de Espey (1998). Utilizando meta análise, o trabalho explica quais seriam as variáveis que explicam as diferenças nas elasticidades preço e renda da demanda por gasolina. São usados trabalhos publicados entre 1966 e 1997 e que cobrem o período que vai de 1929 a 1993.

Para a elasticidade preço da gasolina o estudo mostrou que características do veículo como a eficiência dos motores produzem diferenças significativas nas elasticidades, reduzindo as elasticidades no longo prazo. Entretanto, as diferentes especificações (linear, log-linear ou modelos indiretos<sup>12</sup>) não mostraram diferenças significativas. Os modelos estáticos resultaram em maiores elasticidades de curto prazo e menores no longo prazo, sendo os resultados significativos. As diferenças na forma como é especificado o consumo de gasolina (per capita, por domicílio, por estado) não mostraram diferenças significativas.

O estudo também mostra diferenças na elasticidade preço da gasolina ao longo do tempo. A elasticidade preço da gasolina de curto prazo diminui ao longo do tempo, sendo que, estimativas anteriores a 1980 devem ser usadas com cautela, pois as elasticidades são significativamente menores nos estudos a partir de 1980. A explicação dada foi que os consumidores ficaram mais dependentes do combustível em virtude do aumento das distâncias entre o trabalho e a moradia (ESPEY, 1998).

Em relação à elasticidade renda, características dos veículos como eficiência, potência e tamanho tiveram resultados significativos. Resultado esperado pela correlação entre essas características e as respectivas rendas dos consumidores. Em relação às mudanças ao longo do tempo, os resultados mostram que a elasticidade renda

---

<sup>12</sup> Especificações indiretas no trabalho de Espey (1998) são aquelas que dependem de outras equações além da demanda. Ou seja, incluir outras equações como a oferta do combustível, apesar de ser mais preciso do ponto de vista econométrico, não traz resultados significativamente diferentes.

de curto prazo não mudou ao longo do tempo. Entretanto, a elasticidade de longo prazo diminuiu ao longo do tempo (ESPEY, 1998).

O trabalho de Ramanathan (1999) estimou a demanda por gasolina na Índia no período de 1972 a 1994 utilizando métodos de cointegração em séries temporais, com a renda e os preços da gasolina como variáveis explicativas. Cheung e Thomson (2004) fizeram estudo parecido só que para a China e no período de 1980 a 1999. Ambos os estudos concluíram que a gasolina é inelástica a preço no curto prazo com parâmetros próximos a -0,20. Em relação a elasticidade renda os estudos divergem sendo no estudo de Cheung e Thomson (2004) a elasticidade renda é maior no curto prazo do que longo prazo. Ambos os estudos utilizaram apenas o preço da gasolina e *proxies* para renda como variáveis explicativas.

Hughes et. al. (2006) estudaram as elasticidades preço e renda da gasolina para o mercado americano fazendo uma comparação do período das décadas de 1970 e 1980 com a de 2000. Eles comparam o período de novembro de 1975 a novembro de 1980 com o de março de 2001 a março de 2006 e concluíram que a gasolina tornou-se mais inelástica a preço, sugerindo que a dependência dos consumidores americanos aumentou em relação ao combustível. A elasticidade passou da gama de -0,21 a -0,34, para -0,03 a -0,07 nos diferentes períodos. As explicações para o fenômeno seriam as maiores distâncias percorridas em função do aumento da população, deslocamento das moradias para as periferias das cidades e o aumento da eficiência dos carros.

Rodriguez (2006), além das variáveis usualmente utilizadas (renda e preço da gasolina), usou também uma variável para estoque de veículos e outra de tendência, porém ambas foram não significativas. O autor estimou a demanda por combustíveis na República Dominicana no período de 1997 a 2006 com dados trimestrais e encontrou elasticidades de longo prazo iguais a -0,41, -0,63 e -0,29 para gasolina aditivada, gasolina comum e GLP<sup>13</sup>, respectivamente.

Pock (2007) utiliza dados em painel para estimar a demanda por gasolina e diesel em 14 países da União Européia com dados anuais de 1990 a 2004. O estudo usa diversos estimadores incluindo os painéis dinâmicos e conclui que o fato dos estudos anteriores não considerar o aumento da fatia da frota devida aos movidos a diesel termina superestimando as elasticidades preço e renda de curto prazo. Na maioria dos

---

<sup>13</sup> Gás Liquefeito de Petróleo.

estimadores utilizados a gasolina foi inelástica em relação a preços no curto prazo e elástica no longo, com elasticidade por volta de -0,8 no curto prazo e -1,2 no longo.

Nappo (2007), interessando em avaliar a influência da entrada dos carros flex fuel na **demanda por gasolina no Brasil**, utilizou os métodos de co-integração em série mensais de 1994 a 2006. As variáveis utilizadas para explicar o consumo da gasolina foram o seu preço, o preço do álcool, o PIB como *proxy* da renda, uma variável de tendência e uma *dummy* de inclinação associada ao preço da gasolina a partir de 2003. O preço do álcool não foi significativo, mas a binária de inclinação foi significativa e com o sinal esperado, mostrando que a entrada dos carros flex fuel tornou a demanda por gasolina mais elástica no período pós 2003 do que no anterior. As elasticidades preço de curto prazo encontradas pelo autor foram de -0,20 (pré flex) e -0,33 (pós flex).

Luchansky e Monks (2009) estimaram a demanda e a oferta de etanol para o mercado americano utilizando as regressões em dois estágios. Os instrumentos utilizados por eles são o preço do milho e o preço do óleo de milho para oferta; preço da gasolina e quantidade de veículos para demanda. Vale lembrar que, para o mercado brasileiro, usualmente o preço da gasolina é colocado com endógeno nas demanda e oferta de etanol por conta da reconhecida substitutibilidade entre os combustíveis, como no trabalho de Burnquist e Bacchi (2002) que estimaram a demanda por gasolina no período de 1973 a 1998. Novamente as outras variáveis utilizadas foram o preço da gasolina e a renda. Anteriormente a 2003 (surgimento dos carros flex), a substituição foi justificada no trabalho pela possibilidade da mistura de proporções de álcool nos motores a gasolina e pós 2003 pela entrada dos veículos flex fuel no mercado.

Para estimar a demanda por gasolina nas Ilhas Maurício, Sultan (2010) usa a técnica de vetores auto-regressivos com defasagens distribuídas para séries temporais cointegradas. As elasticidades preço encontradas foram de -0,21 e -0,44 para o curto e longo prazo, respectivamente. As elasticidades renda foram de 0,37 e 0,77 também para o curto e longo prazo. A importância do estudo referido ainda é devida apenas ao uso da técnica econométrica e a comparação das elasticidades encontradas, mas em breve, com adoção do E-5 (95% de gasolina e 5% de álcool) e deslocamento de parte da produção de cana para produção de etanol, será um ótimo locus de estudo sobre a influência dos preços do açúcar (a economia da ilha gira em torno da exportação de açúcar e do turismo) e das novas políticas para os combustíveis.

O trabalho **brasileiro** de Souza (2010) analisa a demanda por etanol e gasolina com séries mensais com dados que vão de 2001 a 2009 seguindo linha semelhante ao de Nappo (2007) com o avanço de usar dados em painel. Para a demanda por etanol, o autor utiliza os preços da gasolina, o preço do etanol, o consumo de energia (*proxy* da renda), a frota de carros flex e movidos a álcool e *dummies* mensais, anuais e de faixa de faixas de preços relativos<sup>14</sup>. O estudo faz uma análise em painel em dois estágios controlando a endogeneidade das demandas (álcool e gasolina) por vários instrumentos, sendo que os que mostraram melhores resultados foram os preços do etanol nos mercados vizinhos, os outros instrumentos utilizados como o preço da uréia, preço do açúcar no mercado externo e preço do calcário não passaram no teste para instrumentos fracos de Stock e Yogo. Para tratar o problema da não estacionariedade das séries, o autor não explicita quais testes teria feito, mas utiliza as estimativas em primeira diferença, o que mostra preocupação com o problema. Mas nada é mencionado a possibilidade de dependência na *cross section*.

Serigati, Correia e Pedrosa (2010) estimaram as equações de demanda por etanol, açúcar e a oferta de álcool simultaneamente por 3SLS para o **Brasil**. A entrada da demanda por açúcar no modelo é justificada pela possibilidade dos produtores de etanol escolherem entre produzir etanol ou açúcar, dependendo da relação de preços entre os produtos. Além das variáveis usuais (preço e renda), são usadas também o estoque de carros flex e álcool na demanda por etanol e *dummies* interadas para o preço da gasolina e quantidade de álcool na equação demanda por álcool. Os dados dos autores são agregados para o Brasil inteiro com periodicidade anual e 94 observações. Os resultados mostraram que ao etanol é elástico a preço com elasticidade por volta de 1,2 em módulo no período pré-flex e de 2,0 no período pós-flex. A elasticidade cruzada também aumentou passando de 1,2 para 2,0 nos períodos mencionados.

Randow, Fontes e Carminati (2010) estimaram a demanda de longo prazo por etanol usando cointegração em séries temporais. As variáveis para estimar o consumo por etanol foram o seu preço, o preço da gasolina e o PIB como *proxy* da renda. Os resultados encontrados indicam para demanda altamente elástica a preço e ao preço

---

<sup>14</sup> Souza (2010) separa os estados conforme a média de preços relativos e os trata de forma diferente. A idéia era que estados com preços relativos distantes do limite dos 70% respondessem menos as mudanças de preços, uma vez que pequenas mudanças nesses preços não fariam o consumidor mudar de zona (da zona vantajosa para consumo de etanol para desvantajosa e vice-versa).

cruzado no longo prazo (-11,26 e 12,79, respectivamente) e baixa elasticidade renda (0,46).

Também usando métodos de cointegração em séries temporais, Farina et. al. (2010) analisa o período de julho de 2001 a agosto de 2009 e encontra elasticidade preço de curto prazo para o Brasil de -1,23 e elasticidade cruzada de 1,45, também no curto prazo.

Outro estudo que não trata exatamente sobre a demanda por combustíveis, mas que merece ser citado é o de Elobeid e Tokgoz (2008) por tratar dos impactos das barreiras alfandegárias americanas para os mercados americano e brasileiro de etanol. Ou seja, o estudo indiretamente trata da demanda por etanol. Os resultados para o cenário em que o etanol brasileiro não é taxado são os esperados: aumento do preço do etanol no Brasil e diminuição do consumo no Brasil, aumento do consumo americano e redução do preço nos EUA.

#### 4. O MODELO PROPOSTO E DESCRIÇÃO DOS DADOS

O estudo é um painel balanceado, ou seja, as variáveis estão disponíveis para todos os períodos e estados. O  $i$  diz respeito aos 26 estados brasileiros e o Distrito Federal e, portanto, varia de 1 a 27. O  $t$  diz respeito à dimensão temporal do painel e vai de julho de 2001 até julho de 2011, variando de 1 a 121. Sendo assim um painel com  $(i,t)$  3153 observações. Segue tabela com a descrição dos dados:

**Tabela 5 – Estatística descritiva**

Variável	Obs	Min	Max
Tempo (meses)	3267	1	121
Estados	3267	1	27
Qeta (mil litros)	3267	0,1	3005,5
Frota (mil carros)	3267	9	16000
Frete (R\$.Km)	3267	120,45	7585,34
Pe (R\$)	3267	0,75	2,87
Pg (R\$)	3267	1,42	3,22

Fonte: Elaboração própria.

Como dito na revisão bibliográfica, os modelos de demanda por combustíveis usualmente são como os descritos pela equação (1). Ou seja, trazem como variáveis explicativas apenas a renda e o preço do combustível. O modelo proposto aqui e suas variações se assemelham a demanda por combustível proposta pela equação (3), além do preço e da renda, traz também o estoque da frota e características da mesma.

Porém, em modelos de demanda de combustíveis para o Brasil, após a entrada do flex fuel em 2003, se tornou imprescindível considerar que os combustíveis gasolina e etanol são substitutos para quase metade da frota de veículos leves. Necessitando incluir essa característica nos modelos de demanda.

Por isso, o modelo proposto aqui possui as seguintes variáveis explicativas para demanda por etanol: o seu preço, a renda, o preço do substituto (gasolina), o estoque de veículos e uma variável de controle da endogeneidade entre preço e quantidade, o custo com frete.

O frete é incluído como instrumento do preço, mas também é tratada como exógena<sup>15</sup> em algumas especificações. Segue o modelo<sup>16</sup> de demanda para o etanol:

<sup>15</sup> Como sugere Choi (2002), as variáveis instrumentais podem ser incluídas como exógenas no modelo graças a garantia de propriedades assintóticas dos painéis. Ou seja, o teorema central do limite é válido por conta do aumento da amostra que ocorre nos painéis. Tratamento semelhante não pode ser aplicado às séries temporais.

$$Qeta_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Pe_{it} + \beta_2 \cdot Pg_{it} + \beta_3 \cdot Renda_{it} + \beta_4 \cdot Frota_{it} + \beta_5 \cdot Frete_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

Onde:

- ***Qeta*** é a quantidade de etanol hidratado vendida nos postos de abastecimento. Os dados estão disponíveis no sítio do Sistema de Levantamento de Preços da ANP;
- **$\beta_0$**  é o intercepto da equação;
- ***Pe*** é a média mensal dos preços ao consumidor do etanol hidratado. A média é ponderada pelas quantidades vendidas em cada posto. Os dados estão disponíveis no Sistema de Levantamento de Preços da ANP;
- ***Pg*** é o preço médio da gasolina-C, também ponderado pelas quantidades vendidas aos consumidores. Dados disponíveis também no sítio da ANP;
- ***Renda*** refere-se aos gastos totais em energia elétrica por estado. Como não existiam dados como o PIB ou rendimentos em bases mensais, o gasto de energia foi usado como *proxy*. Vale lembrar que esses dados são disponibilizados para as regiões do Brasil, sendo imposto um efeito fixo por região. A correlação entre o PIB per capita e o gasto de energia elétrica foi de 0,894<sup>17</sup>, indicando que se trata de uma boa *proxy*. Os dados estão disponíveis no sítio da Eletrobrás;
- ***Frota*** corresponde ao somatório da frota movida a álcool com a frota flex-fuel. Por conta da tendência a superestimar os reais valores para a frota circulante, ao invés de usar os dados do Denatran são construídas a frota circulante a partir do ano base de 1990 e a partir daí são somadas as vendas de veículos fornecidas pela Anfavea, respeitando a função de sucateamento usada por Souza (2010) e

---

<sup>16</sup> Além das variáveis utilizadas, estudos como Schunemann (2007), utilizam a eficiência dos carros como variável explicativa. Porém, considera-se que assim como a eficiência dos carros aumentou, outros fatores andaram na contramão da eficiência, os engarrafamentos, por exemplo, não sendo necessário incluir a variável. Outra explicação para não inclusão da eficiência dos carros como variável explicativa é que a eficiência mudaria lentamente ao longo do tempo, sendo esse efeito captado pelas *dummies* anuais.

<sup>17</sup> A correlação entre as duas variáveis foi feita a partir das series anuais do PIB e do consumo de energia elétrica fornecidos pelo IBGE e Eletrobrás, respectivamente, a série vai de 1952 a 2009.

Serigati, Correia e Perosa (2010) ambas com os parâmetros contidos em MCT (2006)<sup>18</sup>;

- **Frete** corresponde aos custos com transporte do etanol. Como não existe base mensal de custo de frete para todos os estados na abrangência temporal do estudo (2001 a 2011), a variável foi construída com base nos seus dois determinantes principais (distância e preço do diesel). A distância é calculada de acordo com o estado com mais próximo com excedente na produção de etanol. Vale lembrar que a distância impõe um efeito fixo uma vez que ela é constante para todo um painel qualquer, por isso a variável frete só é considerada no caso dos painéis com efeitos aleatórios. Obviamente seria melhor pegar dados reais de frete do etanol, porém, tais dados existem apenas para um período reduzido e está indisponível para todos os estados, fato que tornaria o painel não balanceado e impossibilitaria o uso do estimador DOLS.

De acordo com a teoria econômica, espera-se em (4) que os parâmetros relacionados ao preço do etanol e ao custo com frete ( $\beta_1$  e  $\beta_5$ , respectivamente) sejam negativos. Para os parâmetros relacionados à renda, frota e ao preço da gasolina ( $\beta_3$ ,  $\beta_4$  e  $\beta_2$ , respectivamente) espera-se sinal positivo e que os parâmetros relacionados às demais variáveis sejam positivos.

Além do modelo básico representado pela equação 4, é incluída uma variável *dummy* ( $D_1$ ) associada ao preço do etanol para verificar se existe mudança nas elasticidades preço da demanda de curto e de longo prazo nos períodos pré e pós flex fuel. Outra *dummy* ( $D_2$ ) é associada ao preço da gasolina, referente ao mesmo período que  $D_1$ . O mesmo período é avaliado na *dummy* associada à renda ( $D_3$ ). É testado também se há diferenças nos parâmetros associados ao *frete*. Segue equação com as citadas *dummies*:

$$Q_{eta_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Pe_{it} + \beta_2 \cdot Pg_{it} + \beta_3 \cdot Renda_{it} + \beta_4 \cdot Frota_{it} + \beta_5 \cdot Frete_{it} + D_1 \cdot Pe_{it} + D_2 \cdot Pg_{it} + D_3 \cdot Renda_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

Onde  $D_1$ ,  $D_2$  e  $D_3$  são as *dummies* associadas ao preço do etanol, preço da gasolina e à renda, respectivamente. Sendo que a variável é igual a 0 no período anterior

<sup>18</sup> A função é dada por  $S(t) = \exp \{-\exp [(a + b(t))]\}$ , onde  $S(t)$  é a quantidade de carros sucateada no tempo  $t$  (idade do veículo). Os parâmetros fornecidos por MCT(2006) são  $a=1,798$  e  $b=-0,137$ .

a agosto de 2006 e 1 no período após agosto de 2006. Optou-se por usar a *dummy* em 2006 e não em 2003 por entender que a frota flex ainda era muito incipiente em 2003 e incapaz de provocar mudanças significativas nas elasticidades. O marco em agosto de 2006 foi então escolhido por ser a data em que as vendas de carros flex fuel supera as vendas de carros movidas à gasolina.

Em relação ao curto prazo, espera-se que as elasticidades preço e preço cruzada (parâmetro da gasolina) sejam maiores no período após os flex fuel do que no período anterior. Isso porque a entrada dos flex fuel significa a perfeita substituição entre gasolina e etanol para os consumidores detentores desses veículos. Ou seja, assim como trabalhos que consideram a gasolina comum e aditivada como substitutos (Greene, 1998) e são encontradas maiores elasticidades cruzadas por conta da substitutibilidade, espera-se que um substituto perfeito cause efeito semelhante no mercado brasileiro.

Além das já mencionadas *dummies* de inclinação para os preços e renda, foram adicionadas *dummies* aditivas mensais e anuais com a finalidade de retirar os efeitos específicos dos anos e dos meses. A *dummy* do ano de 2008 (A2008), por exemplo, possui valor igual a 1 no ano de 2008 e zero para todos os outros anos. O mesmo procedimento ocorre para os meses, a *dummy* de setembro possui valor igual a 1 para setembro e 0 para todos os outros meses. Para evitar problemas de multicolinearidade é necessário que se tenha uma *dummy* a menos que o número de períodos. Portanto, são construídas 11 *dummies* para os meses e 10 para os anos. Segue equação com o modelo com todas as *dummies* citadas:

$$\begin{aligned}
 Qeta_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot Pe_{it} + \beta_2 \cdot Pg_{it} + \beta_3 \cdot Renda_{it} + \beta_4 \cdot Frota_{it} + \beta_5 \cdot Frete_{it} + \\
 & D_1 \cdot Pe_{it} + D_2 \cdot Pg_{it} + D_3 \cdot Renda_{it} + A2001 + A2002 + A2003 + A2004 + \\
 & A2005 + A2006 + A2007 + A2008 + A2009 + A2010 + M1 + M2 + M3 + \\
 & M4 + M5 + M6 + M7 + M8 + M9 + M10 + M11 + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{6}$$

Onde:

- A2001: *dummy* para o ano de 2001, sendo 1 no ano de 2001 e 0 nos demais anos;
- A2002: *dummy* para o ano de 2002, sendo 1 no ano de 2002 e 0 nos demais anos. O mesmo procedimento é usado para a construção das *dummies* para os outros anos;
- M1: *dummy* para o mês de janeiro, sendo 1 em janeiro e 0 nos demais meses;

- M2: *dummy* para o mês de fevereiro, sendo 1 fevereiro e 0 nos demais meses. O mesmo procedimento é usado para a construção das *dummies* para os outros meses.

Todos os modelos do presente trabalho são estimados com as *dummies* anuais e mensais, porém os valores de tais variáveis não serão reportados.

Sobre a influência dos preços externos do açúcar, do petróleo ou do etanol nas regressões, vale lembrar que estas não são incluídas porque, como elas são iguais para todo o painel, não é necessário incluí-las no estudo porque elas já são captadas pelas *dummies* anuais e mensais. No caso de séries temporais, tais variáveis deveriam ser incluídas.

Tanto a equação (4) quanto a (6) também são estimadas por região com a finalidade de perceber as diferenças nas elasticidades renda, preço e cruzada de curto e longo prazo nas regiões brasileiras.

## 5. METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

Alguns testes e estimadores usados nessa dissertação não são amplamente conhecidos pela academia. Isso se deve ao fato da literatura de painéis ser relativamente incipiente se comparada a literatura de séries temporais, por exemplo. Por isso, os seus testes e estimadores também são relativamente desconhecidos, ainda mais se tratando de painéis heterogêneos, raízes unitárias e cointegração em painéis. Por isso, esta parte do trabalho facilitará o entendimento dos testes usados e dos estimadores escolhidos, bem como suas principais propriedades.

### 5.1. TESTES USADOS

#### 5.1.1 Fator de Inflação da Variância (FIV)

O Fator de Inflação da Variância é usado para medir se existem problemas de multicolinearidade nas estimativas. A idéia do teste é regredir cada variável explicativa como se fosse a variável dependente e a partir dessa nova regressão é calculado o inverso de  $(1-R_i^2)$ , se esse valor for maior que 10, diz-se que a variável sofre de forte multicolinearidade (GREENE, 2000).

$$FIV_i = 1 / (1 - R_i^2)$$

#### 5.1.2 Teste de Wald Modificado

No caso de “construir” uma amostra trabalhando com dados primários, o custo de aumentar o tamanho da amostra é significativo e muitas vezes essa ampliação da amostra é impossível. Tais custos poderiam ser reduzidos se os métodos estatísticos pudessem ser usados também em amostras reduzidas. É justamente essa a vantagem do teste de Wald Modificado para o tradicional. O teste modificado aumenta o poder do teste, principalmente em amostras reduzidas, ao violar o pressuposto básico que os erros sejam independentes e normalmente distribuídos. Por isso, o teste é particularmente importante no caso das estimativas às regiões. A hipótese nula do teste é que a variância dos erros é homocedástica.

#### 5.1.3 Teste de Hausman

O teste compara dois modelos distintos com a hipótese nula de que a diferença entre os estimadores dos dois modelos não é sistemática. A rejeição da hipótese nula

indica que o segundo modelo deve ser adotado. Portanto, depende de como ele é construído para dizer qual o modelo deve ser usado. Normalmente o teste é usado sob a hipótese de que o modelo em efeitos aleatórios é “melhor” que o de efeitos fixos, rejeitando-se a hipótese nula, usa-se o modelo de efeitos aleatórios. Entretanto, diversos usos alternativos podem ser feitos com o teste, em Hausman (1978), por exemplo, o teste é usado para verificar a inclusão de variáveis instrumentais. No presente trabalho, por exemplo, foi testado se a variável *frete* realmente deveria ser incluída no modelo. Partindo do pressuposto que o modelo está corretamente especificado, foram estimados os parâmetros com e sem a variável em questão. Como a hipótese nula foi aceita, conclui-se que o *frete* deve ser incluído no modelo.

De forma mais precisa, o que o teste propõe é que a covariância de um estimador eficiente menos a diferença de um estimador ineficiente deve ser zero. Ou seja:

$$Cov [(A - B), A] = Cov[A, B] - Var(B) = 0$$

Onde:

A = estimador eficiente;

B= estimador ineficiente.

Sabendo então que a covariância entre A e B deve ser igual à variância de B para que a equação acima seja verdadeira, chega-se a estatística do teste que é:

$$W = \chi^2 [K] = [A - B]' \cdot \Sigma^{-1} \cdot [A - B]$$

A estatística W se aproxima de uma distribuição chi-quadrado e é usado o critério de Wald para o teste.

#### 5.1.4 Teste de Hadri (2000)

A literatura de séries temporais para detectar e tratar o problema das raízes unitárias é bastante vasta. Porém, a literatura de painéis ainda está avançando nesta direção com a o aumento da dimensão temporal dos dados em painel e maior probabilidade de ocorrências de raízes unitárias nos painéis, testes e estimadores avançaram para lidar com isso.

É importante perguntar o motivo de desenvolver novos testes para raízes unitárias em painéis e não, simplesmente usar os testes das séries temporais. Novos testes são utilizados pois o Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o

Phillips-Perron (PP), possuem menor poder para detectar a presença de raízes unitárias do que os testes especificamente desenvolvidos para painéis. Pois, os desenvolvidos especificamente para os painéis aumentam consideravelmente as amostras dos testes ao considerar não só a dimensão temporal, mas também a *cross section*. E com o aumento das amostras, aumenta por consequência o poder dos testes.

A respeito da adequação do teste ao tamanho da amostra, no artigo de Hadri (2000), o autor diz que “*our tests are applicable to panel data with large T and moderate N*” (p. 149). O artigo faz a comparação do poder do teste para diferentes tamanhos de amostras e conclui que para amostras com  $T > 100$ , a diferença de poder do teste entre 1 e 15 *cross sections* não é superior a 5% (HADRI, 2000).

Em caso de painéis com *cross sections* muito reduzidas (a Região Sul possui apenas 3 estados), o uso dos testes usuais (DF, ADF e PP) também é válido, mas o uso de testes específicos para painéis ainda é indicado (MÁTYÁS e SEVESTRE, 2008).

#### 5.1.5 Teste de Pesaran (2004) <sup>19</sup>

Outro problema freqüente nos estudos econômicos que usam dados em painéis é a dependência na *cross section*. Isso porque, os parâmetros de um sistema econômico geralmente se influenciam mutuamente. No caso do presente trabalho, é complicado supor que os preços de estados vizinhos não possuam algum tipo de influência mútua.

Entretanto, a maioria dos estimadores pressupõe que não existe dependência entre as *cross sections*. E, caso estes sejam usados, corre-se o risco de estarem sendo estimadas regressões espúrias. Por isso, para detectar tal dependência é usado o teste de Pesaran (2004) com a hipótese nula de independência na *cross section*.

O teste comporta-se de forma satisfatória não só em grandes amostras, mas também com amostras reduzidas, na presença de quebras estruturais e raízes unitárias.

O teste parte do modelo padrão:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta' X_{it} + v_{it}$$

Onde  $i=1, 2, \dots, N$  e  $t=1, 2, \dots, T$ .

---

<sup>19</sup> Muitas vezes o teste aparece na literatura como Pesaran CD em referência a “*Cross section Dependence*” e também para diferenciar de outros testes propostos por Pesaran.

A matriz  $\beta$  corresponde aos parâmetros e  $X$  corresponde às variáveis explicativas, sendo um parâmetro associado a cada variável explicativa.

A estatística do teste é dada por:

$$CD = \sqrt{2T/N(N-1)} \cdot \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N p_{ij}$$

Onde  $p_{ij}$  corresponde ao seguinte somatório:

$$p_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T v_{it}}{(\sum_{t=1}^T v_{it}^2)^{1/2} \cdot (\sum_{t=1}^T v_{jt}^2)^{1/2}}$$

#### 5.1.6 Teste de Westerlund (2007)

Uma solução para controlar a dependência dentro do painel (raízes unitárias) e na *cross section* é usar os estimadores *Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)* ou o *Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS)*. Mas antes de utilizar tais estimadores é necessário testar se as variáveis realmente cointegram, se existe realmente uma relação de longo prazo entre elas que justifique o uso do DOLS ou FMOLS.

Duas ou mais variáveis podem ser integradas de primeira ordem, mas a sua combinação linear ser integrada de ordem zero. Ou seja, o resíduo dessa combinação linear ser estacionário, mesmo que as séries em nível não sejam. Caso isso ocorra, é dito que as variáveis cointegram. No sentido econômico significa que elas possuem uma relação estável de longo prazo (HAYASHI, 2000).

Vale lembrar que nem todas as variáveis precisam ser integradas da mesma ordem para que elas cointegrem. Ou seja, variáveis de ordens diferentes podem cointegrar e isso ocorre, geralmente, na ordem superior. Ou seja, variáveis que possuem resíduos de ordem 1 e 2, geralmente cointegram em ordem 2. Ou seja, **não necessariamente as séries precisam ser da mesma ordem de integração para que exista cointegração** (HAYASHI, 2000).

Para testar a existência de cointegração foram usados os testes de Westerlund (2007) sob a hipótese nula de não cointegração. Tais testes foram escolhidos por conseguir testar a hipótese de cointegração sob alto grau de heterogeneidade e com a existência de quebras estruturais.

Os testes mais antigos para cointegração, como o teste de Kao (1999) e Pedroni (1995, 1997), necessitam que os parâmetros de curto prazo sejam iguais aos parâmetros de longo prazo para que seja rejeitada a hipótese nula de ausência de cointegração, o que é uma hipótese um tanto quanto restritiva. O teste de Westerlund (2007) supera essa restrição.

Mesmo assim o teste possui algumas limitações como a necessidade de que as variáveis sejam integradas de ordem 1 (as variáveis em nível precisam ter erros correlacionados em de primeira ordem) por isso no caso da frota (para o Brasil), usa-se a variável em primeira diferença, uma vez que ela torna-se estacionária em segunda diferença. O mesmo procedimento é usado nas séries para as regiões, ou seja, respeita-se a estacionariedade de cada série para que seja feito o teste. O número de *lags* do teste é escolhido automaticamente pelo critério de AIC<sup>20</sup>.

O teste reporta 4 estatísticas distintas: Ga, Gt, Pa e Pt. O primeiro par são as estatísticas referentes à cointegração no grupo, consideram que o painel é inteiramente cointegrado e que o fator de cointegração é o mesmo para todo o painel. Pa e Pt são referentes a cointegração no painel, consideram a existência de pelo menos uma seção cointegrada, no caso desse estudo, que existe pelo menos um estado cointegrado.

## 5.2. ESTIMADORES

Baseado nos resultados dos testes econométricos foram escolhidos o GLSHA para as estimativas de curto prazo e o DOLS para as de longo prazo. Por isso, serão explicitados alguns comentários sobre os dois estimadores. O DOLS ganhará um maior destaque por conta de ser um estimador relativamente novo, não estando disponível para a maioria dos pacotes econométricos sem que seja usada alguma linha de programação desenvolvida pelos próprios usuários.

---

<sup>20</sup> O teste escolhe automaticamente o número de *lags* pelo critério de Akaike, sendo necessário apenas especificar o número máximo pela regra de bolso sugerida por Westerlund (2007),  $lag_{max}=4.(T/100)^{2/9}$ , onde T é o número de períodos da série.

### 5.2.1. Generalized Least Squares com correção para correlação temporal e serial (GLSHA)

O estimador escolhido para o curto prazo é o GLSHA com correção para heterocedasticidade, autocorrelação dentro do painel e autocorrelação serial (dependência na *cross section*). Não poderia ser usado o *pooled OLS* por conta de ele pressupor homocedasticidade, não dependência na *cross section* e séries estacionárias. Vale lembrar que outros estimadores como o estimador de Prais-Winsten (PSCE) também levam em conta a correlação serial e temporal (dentro do painel)<sup>21</sup> e teoricamente seriam apropriados às estimativas de curto prazo.

### 5.2.2. Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)

Diante da existência de cointegração, pode-se usar o DOLS, proposto por Kao e Chiang (2000), para estimar as relações de longo prazo para a demanda por etanol<sup>22</sup>.

A construção do comando *xtdolshm* para o Stata.11 por Diallo Ibrahima Amadou leva em consideração apenas os casos mais simples e mais comuns de variáveis integradas. Ou seja, quando as variáveis são integradas de primeira ordem I(1). Por isso, o estimador exige que as variáveis sejam inseridas em nível e pressupondo que os seus erros são I(1). No caso do presente estudo, como existem algumas variáveis que são I(2), estas foram incluídas em primeira diferença no modelo para que seus erros fossem I(1) como a construção do estimador exige.

A escolha do DOLS leva em consideração Kao e Chiang (2000) que compararam a eficiência do OLS, FMOLS e DOLS e concluíram que o OLS tem um viés que não é desprezível para pequenas amostras e presença de heterocedasticidade, o FMOLS não consegue melhorar muito esse viés, sendo então o DOLS a escolha mais promissora para o caso em que são encontrados painéis com dependência na *cross section*, não estacionários e cointegrados. A estatística do estimador parte também de um modelo padrão:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta'X_{it} + v_{it}$$

<sup>21</sup> Maiores detalhes sobre o estimador de Prais-Winsten em Prais e Winsten (1954).

<sup>22</sup> Maiores detalhes sobre a aplicação do DOLS às relações de longo prazo podem ser encontradas em Mark e Sul (2003) e Saeb (2004).

Adicionando a correção<sup>23</sup> (parte em **negrito** na equação abaixo), o modelo é transformado para:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta' \mathbf{X}_{it} + v_{it} + \sum_{k=ki}^{k1} \gamma_{ik} \Delta \mathbf{X}_{it-k} + \mathbf{v}_{it}$$

E o coeficiente  $\beta_{DOLS}$  é dado por:

$$\beta_{DOLS} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left( \sum_{t=1}^T Z_{it} Z'_{it} \right)^{-1} \left( \sum_{t=1}^T Z_{it} Y'_{it} \right)$$

Onde  $Z_{it}$  é um vetor que representa as diferenças entre  $X_{it}$  e a média do painel ( $X_i$ ) na primeira coluna e nas demais colunas os regressores em diferença ( $\Delta X_{it-k}, \dots, \Delta X_{it+k}$ ).

---

<sup>23</sup> A idéia do vetor de correção dos painéis é a mesma utilizada nas metodologias *Vector Error-Correction (VEC)* para séries temporais.

## 6. RESULTADOS

No intuito de determinar quais seriam os melhores estimadores para o presente estudo, foram feitos testes econométricos para conhecer melhor as propriedades das séries estudadas. Vale lembrar que o objetivo do trabalho não é apenas estimar os parâmetros de longo prazo com o painel cointegrado e por isso não são feitos apenas os testes de estacionariedade, dependência na *cross section* e cointegração.

Após os testes serão apresentados os resultados para os estimadores mais adequados às características das séries. Os resultados para o Brasil estão apresentados separadamente dos resultados para as regiões para uma melhor visualização.

### 6.1. RESULTADOS PARA O BRASIL

#### 6.1.1 Testes Econométricos

Primeiramente são apresentados o Fator de Inflação da Variância (FIV) para multicolinearidade, Teste de Wald Modificado para heterocedasticidade e de Hausman para especificação.

Com todo o resto constante, quanto maior a FIV, maior a multicolinearidade. Nas séries usadas a multicolinearidade não é um problema, uma vez que o FIV de nenhuma variável é superior a 2,04 e o FIV médio da regressão foi de 1,44<sup>24</sup>. Segue tabela com os testes:

**Tabela 6 - Testes de multicolinearidade, heterocedasticidade e especificação em painéis**

	FIV	Wald Modificado	Prob> $\chi^2$	Hausman	Prob> $\chi^2$
Renda	1,02	-	-	-	-
Frota	1,02	-	-	-	-
Pe	1,47				
Pg	2,03	-	-	-	-
Frete	1,64	-	-	-	-
Regressão	1,44	2002,08	0,00	100,56	0,00
Ho	Homocedasticidade			Diferenças sistemáticas	

Fonte: Elaboração própria.

Ainda em referência à tabela 6, a hipótese nula de homocedasticidade ao longo dos painéis foi fortemente rejeitada pelo teste de Wald Modificado, indicando que existe heterocedasticidade nos painéis.

<sup>24</sup> A multicolinearidade é um problema sério se o FIV for maior que 10.

O Teste de Hausman se baseia na diferença entre dois estimadores, com a hipótese nula de que a diferença entre os estimadores é sistemática. Os resultados mostram que na comparação do modelo de efeitos fixos com o de efeitos aleatórios, o modelo de efeitos fixos foi rejeitado como melhor modelo.

Como o modelo de efeitos fixos não é adequado ao estudo, a variável “frete” deve ser incluída. Se o modelo de efeitos fixos pudesse ser usado, pela construção da variável “frete” (distância x preço do diesel) a distância estaria naturalmente incluída nos efeitos fixos por estado, não sendo necessária a inclusão da mesma. Ou seja, faria sentido colocar apenas a parte da variável que muda conforme a observação, o preço do diesel, e não a parte que é constante para todo o painel (distância para o centro produtor). Mas usando o modelo de efeitos aleatórios, o mesmo não ocorre, sendo importante o uso da variável.

Como foi dito na metodologia, com o aumento da dimensão temporal dos painéis, a econometria de dados em painel começa a ter que lidar com um problema típico das séries temporais, as raízes unitárias (MÁTYÁS; SEVESTRE, 2008). Para verificar a estacionariedade dos painéis, foi usado o teste de Hadri (2000) que possui como hipótese nula a estacionariedade de todos os painéis. O teste foi repetido com a inclusão de tendência temporal (CT), a retirada das médias dos grupos (MG) e permitindo dependência ao longo da *cross section* (DEP). Segue a tabela:

**Tabela 7 - Testes de Hadri para variáveis logaritimizadas em nível**

Variável	Hadri	Prob>Z	CT	Prob>Z	CT, MG	Prob>Z	CT, MG, DEP	Prob>Z
Pe	246,44	0,00	91,95	0,00	74,97	0,00	68,66	0,00
Pg	317,69	0,00	214,80	0,00	118,82	0,00	100,90	0,00
Qeta	364,70	0,00	102,66	0,00	106,74	0,00	106,74	0,00
Renda	380,74	0,00	35,60	0,00	77,07	0,00	77,07	0,00
Frota	376,35	0,00	355,90	0,00	306,59	0,00	306,59	0,00
Frete	349,40	0,00	258,55	0,00	146,45	0,00	146,45	0,00
Ho	Os painéis são estacionários							

Fonte: Elaboração própria.

Como mostra a tabela, a hipótese de que os painéis são estacionários foi fortemente rejeitada para todas as variáveis. Como alternativa ao problema da estacionariedade no painel, assim como é feito nas séries temporais, são usadas estimativas em diferença, pois regressões espúrias podem aparecer se a natureza não

estacionária das séries não for levada em consideração. Seguem os testes de Hadri para as variáveis em primeira diferença:

**Tabela 8 - Teste de Hadri para variáveis em primeira diferença.**

Variável	Hadri	Prob>Z	CT	Prob>Z	CT, MG	Prob>Z	CT, MG, PDSC	Prob>Z
Pe	-3,77	0,99	-2,08	0,98	-5,08	1,00	-4,67	1,00
Pg	-2,44	0,99	-3,90	1,00	-5,42	1,00	-4,76	1,00
Qeta	-4,22	1,00	-3,06	0,99	-3,31	0,99	-3,13	0,99
Renda	-3,38	1,00	-5,21	1,00	-5,22	1,00	-5,29	1,00
Frota <sup>25</sup>	388,00	0,00	63,61	0,00	63,61	0,00	63,61	0,00
Frete	19,50	0,00	-1,77	0,96	-1,62	0,94	-1,60	0,95
Ho	Os painéis são estacionários							

Fonte: Elaboração própria.

Mesmo tentando fazer o tratamento dos painéis para que fosse corrigido o problema da raiz unitária, a variável *frota* não se tornou estacionária em primeira diferença, isso aconteceu apenas na segunda diferença. Por isso, para que seja corrigido o problema das raízes unitárias, cada série deve ser inserida no modelo respeitando a sua ordem de integração.

Às estimativas de longo prazo, usando *Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)*, como pressupõe o estimador, as variáveis devem ser inseridas em nível, desde que seus erros sejam integrados de primeira ordem. Por isso, todas as variáveis estarão logaritimizadas em nível e a frota em primeira diferença quando for usado tal estimador nas regressões para o Brasil.

Como o sistema econômico é amplamente integrado, existe certa dependência nos parâmetros, principalmente se tratando de estados ou países vizinhos. Ou seja, é difícil supor que os preços e o consumo entre as *cross sections* não mantenham certa dependência, quando o preço do etanol sobe em São Paulo, por exemplo, é comum que este suba em todo o país. Essa dependência pode gerar regressões espúrias para a maioria dos estimadores e esse é um problema que raramente é testado nos trabalhos empíricos usando dados em painel. Tentando avançar nesse sentido, é usado o teste de Pesaran (2004) com a hipótese nula de que não existe dependência entre as *cross sections*. Segue tabela com o teste:

<sup>25</sup> A variável tornou-se estacionária em segunda diferença.

**Tabela 9 - Teste para dependência na *cross section* de Pesaran (2004)**

Variável	Pesaran CD (em nível)	Prob> $\chi^2$	Primeira Diferença	Prob> $\chi^2$
Pe	200,60	0,00	135,06	0,00
Pg	203,99	0,00	108,73	0,00
Qeta	165,80	0,00	113,61	0,00
Renda	195,72	0,00	86,44	0,00
Frota	206,08	0,00	205,23	0,00
Frete	205,25	0,00	189,62	0,00
Ho	Independência na <i>cross section</i>			

Fonte: Elaboração própria.

Como a hipótese nula foi fortemente rejeitada para todas as variáveis da tabela 9, conclui-se que existe o problema de dependência na *cross section*. Vale lembrar que fazendo as estimativas em diferença, o problema da estacionariedade seria contornado, mas (como mostra a tabela 9) o problema de dependência na *cross section* não.

E fazer as estimativas sem considerar essas características, segundo Mátyás e Sevestre (2008) torna os estimadores viesados, não podendo ser estimados usando *Pooled OLS*, painéis com efeitos fixos ou aleatórios, pois todos eles pressupõem independência entre os resíduos da *cross section*.

Diante dos resultados, foi escolhido para estimar a demanda por etanol de curto prazo o GLS com correção para heterocedasticidade e autocorrelação em diferença. Já para relação de longo prazo, para que o DOLS possa ser usado, é necessário testar ainda se as séries realmente cointegram. Para verificar se existe tal relação de longo prazo são usados os testes de Westerlund (2007).

O teste pressupõe que as variáveis estejam com os erros integrados de ordem um para que possa ser executado. Por isso, a frota foi considerada em primeira diferença para o teste considerando toda a amostra. Segue tabela com os resultados:

**Tabela 10 - Teste de Westerlund (2007) para cointegração**

Westlund (2007)	Z	Prob>Z
Gt	-3,15	0,00
Ga	-18,07	0,00
Pt	-17,97	0,00
Pa	-20,03	0,00
Ho	Ausência de cointegração	

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Maiores explicações sobre as estatísticas do teste são encontradas na parte da metodologia econométrica e em Westerlund (2007).

Em todas as 4 estatísticas do teste foi fortemente rejeitada a hipótese nula de ausência de cointegração. Por isso, a conclusão do teste é que existe relação de longo prazo estável entre as variáveis, elas realmente cointegram. E, por isso, é viável o uso do DOLS.

### 6.1.2 Resultados das Estimativas

Os estimadores que foram julgados como os mais adequados para o estudo foram o GLS com correção para heterocedasticidade e autocorrelação do tipo AR(1) que aqui será tratado como GLSHA e o DOLS. Mesmo assim, outros estimadores como o OLS com efeitos fixos e o GLS com efeitos aleatórios serão apresentados nos resultados para efeito de comparação.

Vale lembrar que os resultados a seguir são referentes à equação 3, adicionando apenas as *dummies* mensais e anuais. Segue tabela com os resultados:

**Tabela 11 – Parâmetros para o Brasil – estimativa sem as *dummies***

Variável	FE(1)	RE(2)	GLSHA(3)	IV(4)	DOLS(5)
Pe	-1,53	-1,54	-1,42	-1,53	-3,30
Prob>Z	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Pg	0,86	0,81	0,73	0,86	2,82
Prob>Z	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Renda	0,49	0,49	0,42	0,49	0,91
Prob>Z	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Frota	47,85	47,39	44,21	47,81	25,51
Prob>Z	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Frete	-	0,12	0,12	-	-0,54
Prob>Z	-	0,43	0,28	-	0,00
Const.	-0,04	-0,04	-0,04	-0,04	-
Prob>Z	0,00	0,00	0,00	0,16	-
R <sup>2</sup>	0,31	0,31	0,31	0,31	0,88
N	3101	3101	3101	3101	3120

Fonte: Elaboração própria.

Notas: 1) Modelo OLS com efeitos fixos e sem a variável “frete”. 2) Modelo GLS com efeitos aleatórios. 3) GLS com correção para heterocedasticidade e para os erros autocorrelacionados. 4) Modelo com variáveis instrumentais, instrumentalizando o preço pelo frete. 5) DOLS – *Dynamic Ordinary Least Squares*. Todos os modelos foram estimados com *dummies* anuais e mensais com a finalidade de retirar o efeito fixo do ano e dos meses na estimativa.

A maioria das *dummies* anuais foi significativa nos modelos. A não ser a atribuída ao ano de 2007. Em relação às *dummies* mensais, quase todas elas foram não significativas, a não serem as atribuídas aos meses de julho e agosto, notadamente a entressafra da produção de cana de açúcar.

As variáveis tiveram os resultados esperados: o preço do etanol negativamente relacionado com a quantidade; preço do substituto (gasolina), a renda e a frota respondendo positivamente à quantidade demandada. Os resultados foram estatisticamente significativos a 1% de significância. A única variável que apareceu com sinal diferente do esperado em duas especificações foi o frete. A variável apareceu com sinal positivo nos estimadores (2) e (3), porém o resultado não foi significativo. Já usando o estimador DOLS (5), o resultado foi o esperado e estatisticamente significativo a 1% de significância. O  $R^2$  da estimativa DOLS era esperadamente mais elevado por conta de incluir no vetor de correção de erros também variáveis defasadas.

Dos modelos (1) ao (4), o preço do etanol mostrou uma elasticidade por volta de 1,5, com coeficiente altamente significativo em todas as especificações. No modelo (5) o resultado mostra uma maior elasticidade (3,3), o que era esperado por se tratar de uma relação de longo prazo. Ou seja, era de se esperar que a elasticidade preço, elasticidade renda e elasticidade cruzada mostrassem coeficientes realmente maiores no DOLS do que nos outros estimadores. Outros estudos, como o de Gómez e Tamarit (2011), encontraram diferenças semelhantes na comparação dos estimadores OLS e GLS em comparação com o DOLS.

A renda teve resultados que vão de 0,42 no estimador (3) a 0,49 nos estimadores (1), (2) e (4), sendo todos esses resultados para o curto prazo, mostrando que o etanol, de forma agregada é um produto normal (elasticidade renda entre zero e um). No resultado para o longo prazo, a renda mostrou-se mais elástica com parâmetro por volta de 0,91 no estimador DOLS. Todos os resultados para renda da tabela acima foram significativos a 1% de significância.

A elasticidade cruzada do etanol, ou seja, o parâmetro atribuído ao preço da gasolina foi significativo e positivo em todos os estimadores da tabela, com resultados por volta de 0,81 no curto prazo e de 2,82 no longo prazo.

O “frete” não foi incluído no modelo (1) por conta da característica da construção da variável ser incompatível com o modelo de efeitos fixos. Já no modelo (4) o frete instrumentalizou o preço e, por isso, não são apresentados os coeficientes. Nos demais modelos, o frete aparece com sinal positivo, porém o coeficiente não é significativamente diferente de zero. No modelo (5) o frete aparece com o sinal negativo e significativo.

Vale lembrar que a inclusão da variável que é tipicamente da oferta para controlar a endogeneidade do preço pode ser feita como variável instrumental como foi feito no modelo (4). Ou, seguindo a sugestão de Choi (2002), tratando o instrumento como variável endógena como foi feito nos modelos (2), (3), e (5). O autor ainda alerta que essa opção pode ser feita para dados em painéis por conta do aumento do tamanho da amostra e possibilidade de aplicação do teorema central do limite, o mesmo procedimento não é válido para as séries temporais.

O modelo também foi estimado com *dummies* interadas aos preços do etanol, da gasolina e à variável renda para verificar se houve mudança nesses parâmetros com a entrada dos carros flex fuel no mercado. Com isso o modelo é ampliado e não se está estimando mais a equação 3 e sim a equação 5, segue tabela com os resultados:

**Tabela 12 - Resultados para o Brasil (com as *dummies*)**

Variável	FE(1)	RE(2)	GLSHA(3)	IV(4)	DOLS(5)
Pe	-1,11	-1,11	-0,96	-1,07	-3,42
Prob>Z	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Pg	0,63	0,64	0,58	0,62	2,87
Prob>Z	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Renda	0,51	0,51	0,45	0,51	0,91
Prob>Z	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Frota	47,61	47,63	43,78	48,02	25,89
Prob>Z	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
D1.Pe	-1,01	-1,02	-1,16	-1,03	0,93
Prob>Z	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
D2.Pg	0,60	0,60	0,69	0,61	-0,80
Prob>Z	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
D3. Renda	-0,04	-0,05	-0,04	-0,04	0,14
Prob>Z	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Cont	-0,04	-0,03	-0,03	0,01	-
Prob>Z	0,01	0,00	0,99	0,99	-
r <sup>2</sup>	0,33				0,88
N	3101	3101	3101	3101	3120

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os resultados da frota não podem ser tratados como a elasticidade uma vez que foram estimadas em segunda diferença, enquanto o resto do modelo está em primeira diferença.

Com esta especificação os coeficientes tiveram que ser reparametrizados para que fossem calculadas as elasticidades<sup>26</sup>. Segue tabela com as elasticidades para o período pré e pós flex fuel:

<sup>26</sup> A elasticidade do primeiro período é dada pelo coeficiente da variável, já a elasticidade do segundo período é encontrada pelo somatório da do primeiro período com a interação da variável com a *dummy*. A

**Tabela 13 - Elasticidades pré e pós flex fuel no Brasil**

Elasticidades Pré-Flex	FE	RE	GLSHA	IV	DOLS
Ep	-1,11	-1,11	-0,96	-1,06	-3,41
Ec	0,63	0,64	0,58	0,61	2,87
Er	0,51	0,51	0,45	0,51	0,91
Elasticidades Pós-Flex					
Ep	-2,13	-2,13	-2,13	-2,09	-2,48
Ec	1,23	1,25	1,27	1,23	2,07
Er	0,47	0,47	0,40	0,46	1,05

Fonte: Elaboração própria.

Como mostra a tabela 13, as elasticidades preço e elasticidade cruzada do etanol aumentaram no curto prazo, resultado esperado por conta da possibilidade de escolha entre etanol e gasolina que os consumidores tiveram após o advento dos carros flex fuel. O resultado é significativo para as três *dummies* utilizadas.

A elasticidade renda de curto prazo manteve-se quase a mesma, tendo um decréscimo de aproximadamente (0,04) nos parâmetros, mostrando que o etanol tornou-se um bem ligeiramente mais essencial no período mais recente.

Quanto ao longo prazo, o único parâmetro que aumentou foi o da elasticidade renda, passando de 0,91 para 1,06. A elasticidade preço do etanol de longo prazo passou de -3,42 para -2,48 e a elasticidade cruzada passou de 2,87 para 2,07. Todas elas considerando os parâmetros no período pré e pós flex.

Novamente a explicação razoável para a diminuição da elasticidade preço e cruzada de longo prazo para o etanol no período após os carros flex fuel seria a passagem de uma decisão que era essencialmente de longo prazo para o curto prazo. Ou seja, com o deslocamento da escolha do longo para o curto prazo, parte da variabilidade da elasticidade também teria se deslocado.

Além dos dois modelos especificados, ainda foi feito um terceiro colocando a *dummy* de tempo interada com o custo de frete para verificar se houve mudança significativa nesses custos ao longo do tempo. Em todos os estimadores o sinal da *dummy* foi negativo, porém o parâmetro foi bem reduzido e não significativo estatisticamente, com exceção do estimador DOLS<sup>27</sup>. Ou seja, a mudança na estrutura logística foi muito reduzida e, quando essa mudança foi significativa, ela foi um

---

elasticidade do etanol no primeiro período para o modelo de FE é de -1,1 e do segundo período é de -2,1, por exemplo. Por isso, caso a interação tenha o mesmo sinal do parâmetro que representa a elasticidade no período anterior, significa que ocorreu aumento na elasticidade em questão.

<sup>27</sup> O parâmetro da *dummy* foi 0,02, ou seja, o parâmetro pré flex foi -0,55 e o pós flex -0,57.

retrocesso, ou seja, o parâmetro para o frete foi, em módulo, superior ao do período mais recente. Resultado que não é surpreendente uma vez que o modal de transporte continuou essencialmente rodoviário durante todo o período estudado.

## 6.2 RESULTADOS PARA AS REGIÕES

Para mostrar as diferenças nos parâmetros entre as regiões, as elasticidades do período inteiro (modelo sem as *dummies*) foram estimadas para cada uma das cinco regiões. Com as estimativas por regiões se ganha em detalhamento, porém perde-se em graus de liberdade. Entretanto, como a amostra da Região Sul é a menor delas e mesmo assim possui 357 observações para o curto prazo, as propriedades assintóticas dos estimadores continuam garantidas. Como possivelmente algumas características das séries podem ter mudado com o redimensionamento das amostras, os testes feitos para a amostra inteira (resultados para o Brasil) precisaram ser refeitos.

### 6.2.1. Testes Econométricos

Novamente as séries não mostraram problemas de multicolinearidade pelo Fator de Inflação da Variância (FIV). A tabela abaixo reporta o valor médio do FIV e nenhuma região teve valor próximo a 10, que seria o limite crítico. Nenhuma variável separadamente chegou próximo ao limite. Segue tabela com os resultados:

**Tabela 14 - Testes de Multicolinearidade, Heterocedasticidade e de Especificação (Regiões)**

<i>Testes</i>	<i>Centro Oeste</i>	<i>Sul</i>	<i>Sudeste</i>	<i>Norte</i>	<i>Nordeste</i>
FIV médio	1,40	1,53	1,60	1,45	1,47
Wald Modificado	294,36	2,48	43,88	2852,93	102,77
Prob> $\chi^2$	0,00	0,48	0,00	0,00	0,00
Hausman	206,18	2,50	128,24	8,91	29,44
Prob> $\chi^2$	0,00	1,00	0,00	1,00	0,25
Resultado	Aleatório	Fixo	Aleatório	Aleatório	Fixo

Fonte: Elaboração própria.

Ainda com relação à tabela 14, o Teste de Wald Modificado mostrou que as séries das regiões são heterocedásticas, a não ser a Região Sul para a qual não foi rejeitada a hipótese nula de homocedasticidade.

No Teste de Hausman para especificação as regiões Sul e Nordeste não rejeitaram a hipótese de que o modelo usando efeitos fixos é melhor do que o modelo de efeitos aleatórios. O teste para a Região Norte testou o modelo de efeitos aleatórios

contra o modelo de efeitos fixos e como não foi rejeitada a hipótese nula que o primeiro é melhor que o segundo modelo, o modelo de efeitos fixos não é indicado.

Testando a estacionariedade para as regiões, usando o teste de Hadri (2000), todas as regiões comportaram-se de forma semelhante, como mostra a tabela 15:

**Tabela 15 - Teste de Hadri (2000) para estacionariedade para as séries regionais**

<b>Em nível</b>	<b>Centro Oeste</b>	<b>Sul</b>	<b>Sudeste</b>	<b>Norte</b>	<b>Nordeste</b>
<b>Pe</b>	117,33	109,01	131,17	171,88	196,32
<b>Prob&gt;Z</b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>Pg</b>	137,93	118,83	142,67	187,10	210,58
<b>Prob&gt;Z</b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>Qeta</b>	122,45	76,54	125,92	156,00	197,73
<b>Prob&gt;Z</b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>Renda</b>	131,52	128,40	147,57	185,79	214,47
<b>Prob&gt;Z</b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>Frota</b>	148,34	128,42	148,07	202,42	222,73
<b>Prob&gt;Z</b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>Frete</b>	118,24	102,46	122,65	163,00	187,40
<b>Prob&gt;Z</b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>Primeira Diferença</b>					
<b>Pe</b>	-1,67	-1,48	-1,52	-1,41	-1,85
<b>Prob&gt;Z</b>	0,95	0,93	0,94	0,92	0,97
<b>Pg</b>	-0,96	-0,86	-1,35	-1,17	-1,24
<b>Prob&gt;Z</b>	0,83	0,80	0,91	0,88	0,89
<b>Qeta</b>	-1,69	-1,29	-1,64	-2,11	-0,86
<b>Prob&gt;Z</b>	0,95	0,90	0,95	0,98	0,80
<b>Renda</b>	-1,77	-1,59	-1,22	-2,46	-2,21
<b>Prob&gt;Z</b>	0,96	0,94	0,89	0,99	0,99
<b>Frota</b>	149,34	129,34	149,34	197,56	224,02
<b>Prob&gt;Z</b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>Frete</b>	6,33	5,89	5,98	10,32	7,52
<b>Prob&gt;Z</b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>Segunda Diferença</b>					
<b>Frota</b>	-2,18	-1,89	-1,98	-2,88	-3,27
<b>Prob&gt;Z</b>	0,99	0,97	0,98	1,00	1,00
<b>Frete</b>	-2,14	-1,86	-2,13	-2,83	-3,23
<b>Prob&gt;Z</b>	0,98	0,97	0,98	1,00	1,00
<b>Ho</b>	Os painéis são estacionários				

Fonte: Elaboração própria.

Os testes mostraram que as séries para as regiões não são estacionárias com as variáveis em nível<sup>28</sup>, as variáveis tornaram-se estacionárias em primeira diferença, com exceção da frota e do frete que se tornaram estacionárias apenas em segunda diferença. Felizmente, essas características se repetiram para todas as regiões, podendo o mesmo tratamento ser aplicado a todas elas.

Para testar se existe dependência na *cross section* mais uma vez será usado o Teste de Pesaran (2004). Segue tabela com os resultados:

**Tabela 16 - Teste de Pesaran (2004) para dependência na *cross section* - regiões**

Variáveis	Centro Oeste	Sul	Sudeste	Norte	Nordeste
<b>Pe</b>	22,71	18,35	25,97	46,80	62,75
<b>Prob&gt;<math>\chi^2</math></b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>Pg</b>	25,23	18,44	26,63	47,07	63,21
<b>Prob&gt;<math>\chi^2</math></b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>Qeta</b>	22,02	15,18	24,35	32,45	59,18
<b>Prob&gt;<math>\chi^2</math></b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>Renda</b>	25,75	18,81	26,52	48,51	65,22
<b>Prob&gt;<math>\chi^2</math></b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>Frota</b>	26,72	18,92	26,61	50,37	65,71
<b>Prob&gt;<math>\chi^2</math></b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>Frete</b>	26,87	19,03	26,90	50,19	65,78
<b>Prob&gt;<math>\chi^2</math></b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>Ho</b>	Independência na <i>cross section</i>				

Fonte: Elaboração própria

Como mostra a tabela acima, nenhuma das séries conseguiu aceitar a hipótese nula de independência na *cross section*. Por isso, se até agora, para a Região Sul, o mais adequado era o estimador mais simples para dados em painéis, o OLS com efeitos fixos. Por conta da dependência na *cross section*, para o curto prazo deverá ser usado algum estimador que seja compatível com a dependência. Aqui é indicado o uso do GLS com correção para autocorrelação e heterocedasticidade para todas as séries no curto prazo, mas existem outros estimadores compatíveis com tal problema, os estimadores de Prais-Winsten, por exemplo.

Para verificar a possibilidade de uso do DOLS para estimar a demanda de longo prazo é necessário testar se as séries realmente cointegram e novamente são usadas as 4 estatísticas propostas por Westerlund (2007) como mostra a tabela abaixo:

<sup>28</sup> O teste foi repetido para as variáveis logarimitimizadas, com resultados semelhantes.

Tabela 17 - Teste de Westerlund (2007) para as regiões.

Estatísticas	Centro Oeste	Sul	Sudeste	Norte	Nordeste
<b>Gt</b>	-3,81	-3,62	-2,93	-3,09	-3,29
<b>Prob&gt;Z</b>	0,00	0,01	0,08	0,01	0,00
<b>Ga</b>	-23,22	-24,73	-17,04	-17,89	-15,32
<b>Prob&gt;Z</b>	0,00	0,00	0,08	0,02	0,08
<b>Pt</b>	-7,84	-6,09	-5,97	-9,48	-9,69
<b>Prob&gt;Z</b>	0,00	0,01	0,04	0,00	0,00
<b>Pa</b>	-25,48	-25,57	-16,64	-21,27	-16,36
<b>Prob&gt;Z</b>	0,00	0,00	0,02	0,00	0,00
<b>Ho</b>	<b>Ausência de Cointegração</b>				

Fonte: Elaboração própria.

Com a hipótese nula de ausência de cointegração negada em todas as estatísticas do teste, para todas as regiões, conclui-se que existe relação de longo prazo que permita o uso do DOLS para todas as regiões.

### 6.2.2 Resultados para as regiões

Os testes econométricos para a caracterização das séries indicam para o uso do GLS com correção para autocorrelação e heterocedasticidade e o uso do DOLS. Assim como foi feito para as estimativas de todo o período, primeiro o modelo é estimado sem as *dummies* interadas e após isso elas são adicionadas. Segue tabela com os resultados dos principais parâmetros para o curto e longo prazo para o modelo sem as *dummies*:

Tabela 18 - Elasticidades de curto e longo prazo por região sem as *dummies*

<i>Elasticidade CP</i>	<i>Centro-Oeste</i>	<i>Sul</i>	<i>Sudeste</i>	<i>Norte</i>	<i>Nordeste</i>
Ep	-1,34	-1,53	-1,37	-1,89	-1,50
Prob>Z	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Ec	0,46	0,72	0,83	1,32	0,93
Prob>Z	0,05	0,00	0,00	0,00	0,00
Er	<b>-0,07</b>	0,20	0,67	0,99	1,04
Prob>Z	<b>0,79</b>	0,50	0,01	0,00	0,00
N	476	357	476	833	1071
<b><i>Elasticidade LP</i></b>					
Ep	-0,64	-4,83	-3,07	-6,86	-3,96
Prob>Z	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Ec	<b>-1,68</b>	2,53	4,98	12,46	2,80
Prob>Z	<b>0,00</b>	0,00	0,00	0,00	0,00
Er	0,91	0,42	0,81	0,81	0,77
Prob>Z	0,00	0,15	0,02	0,00	0,02
N	480	360	480	840	1080

Fonte: Elaboração própria.

Notas: a) A elasticidade de curto prazo foi obtida a partir do GLS com correção para heterocedasticidade e erros autocorrelacionados. b) A elasticidade de longo prazo foi obtida a partir das estimativas do DOLS.

c) As diferenças das amostras do curto para o longo prazo ficam por conta da não necessidade de serem feitas estimativas em diferença no DOLS (com exceção do parâmetro da frota). d) No curto prazo, os parâmetros para o *frete* tiveram sinais positivos, diferentemente do esperado, mas os parâmetros não foram significativos. No longo prazo para todas as regiões o *frete* (omitido na tabela) teve parâmetros negativos e significativos a 1% em três das cinco regiões.

A maioria dos resultados foi satisfatória, ou seja, elasticidades de longo prazo maiores que as de curto prazo. Elasticidade renda e elasticidade cruzada positivas e elasticidade preço da demanda positiva. Porém, talvez por conta da diminuição dos graus de liberdade, a elasticidade cruzada de longo prazo e a elasticidade renda de curto prazo da Região Centro-Oeste apresentaram sinais negativos<sup>29</sup>. A elasticidade não foi significativa, porém para a elasticidade cruzada de longo prazo o sinal foi o não esperado e surpreendentemente significativo.

A Região Norte apresentou as maiores elasticidades no curto prazo, com a maior elasticidade preço, a maior elasticidade cruzada e a segunda maior elasticidade renda. Os resultados foram os esperados, especialmente a respeito da elasticidade renda e preço. Isso porque se espera realmente que as regiões mais pobres tenham maior sensibilidade a preços e maior deslocamento do consumo por conta de variações na renda.

Ainda a respeito da elasticidade renda de curto prazo, o etanol chega a ser um produto de luxo (elasticidade renda maior que 1) na Região Nordeste e quase isso na Região Norte, tamanha a variação do consumo em relação aos deslocamentos da renda.

O mesmo procedimento usado com toda a amostra foi aplicado às estimativas com as *dummies*  $D_1$ ,  $D_2$ , e  $D_3$  para verificar se houve mudança nas elasticidades no período pré e pós flex foi repetido para as estimativas por região. Mais uma vez serão reportados apenas os principais parâmetros, sendo omitidas as *dummies* anuais e mensais e as outras variáveis explicativas (*frete* e *frota*). Segue tabela com os parâmetros:

---

<sup>29</sup> Alguns autores retiram o Distrito Federal das análises por região por considerar que os parâmetros do DF se assemelham mais aos do Sudeste e Sul do país. Em relação aos resultados da tabela 18, foi testado estimar as regressões sem o DF, o resultado da elasticidade renda mudou de sinal (parâmetro foi 0,16), porém continuou não sendo significativo. E o resultado da elasticidade preço cruzada continuou negativo, porém nessa nova regressão foi não significativo.

**Tabela 19 - Parâmetros para as estimativas por região (com *dummies*)**

<i>Variável</i>	<i>Centro-Oeste</i>	<i>Sul</i>	<i>Sudeste</i>	<i>Norte</i>	<i>Nordeste</i>
<i>Parâmetros no curto prazo</i>					
Pe	-0,93	-1,14	-1,11	-1,49	-1,01
Prob>Z	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Pg	<b>0,07</b>	<b>0,28</b>	0,60	0,95	0,65
Prob>Z	<b>0,86</b>	<b>0,27</b>	0,02	0,00	0,00
Renda	<b>0,15</b>	<b>0,45</b>	0,69	0,64	1,24
Prob>Z	<b>0,65</b>	<b>0,15</b>	0,00	0,01	0,00
D1.Pe	-0,82	-1,15	-0,95	-1,96	-1,66
Prob>Z	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
D2.Pg	0,63	1,13	<b>0,50</b>	1,44	1,21
Prob>Z	0,24	0,02	<b>0,34</b>	0,00	0,00
D3.Renda	<b>-0,02</b>	<b>-0,07</b>	<b>-0,01</b>	<b>0,00</b>	<b>-0,02</b>
Prob>Z	<b>0,68</b>	<b>0,12</b>	<b>0,84</b>	<b>1,00</b>	<b>0,45</b>
N	476	357	476	833	1071
<i>Parâmetros no longo prazo</i>					
Pe	-3,27	-5,35	-3,17	-7,01	-4,16
Prob>Z	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Pg	<b>-2,14</b>	3,69	4,91	12,79	2,90
Prob>Z	<b>0,00</b>	0,00	0,00	0,00	0,00
Renda	0,32	0,42	0,80	0,80	0,76
Prob>Z	0,16	0,00	0,02	0,00	0,02
D1.Pe	0,14	3,01	0,97	5,84	3,41
Prob>Z	0,04	0,00	0,00	0,00	0,00
D2.Pg	<b>2,42</b>	-0,93	-4,24	-7,76	-1,56
Prob>Z	<b>0,00</b>	0,05	0,00	0,00	0,00
D3.Renda	<b>-0,30</b>	-0,07	0,31	0,46	<b>-0,08</b>
Prob>Z	<b>0,00</b>	0,09	0,00	0,00	<b>0,07</b>
N	480	360	480	840	1080

Fonte: Elaboração própria.

Notas: a) Os parâmetros de curto prazo foram estimados partir do GLS com correção para heterocedasticidade e autocorrelação de primeira ordem. b) Os parâmetros de longo prazo foram estimados a partir do estimador DOLS. c) Em negrito estão os resultados que apresentaram sinal inesperado ou/e foram não significativos.

A partir dos parâmetros da regressão é possível calcular as elasticidades para os períodos pré e pós flex no curto e no longo prazo com procedimento idêntico ao usado nos resultados para o Brasil. Ou seja, os parâmetros do primeiro período são dados pelos parâmetros associados as variáveis e os do segundo período são resultados do somatórios dos parâmetros do primeiro período com os parâmetros associados às *dummies*. Segue tabela com as elasticidades nos dois períodos:

**Tabela 20 - Diferenças nas elasticidades nos períodos pré e pós flex (por região)**

Variáveis	Centro-Oeste	Sul	Sudeste	Norte	Nordeste
<i>Elasticidades de curto prazo no pré flex</i>					
Ep	-0,93	-1,14	-1,11	-1,49	-1,01
Ec	0,07	0,28	0,60	0,95	0,65
Er	0,15	0,45	0,69	0,64	1,24
<i>Elasticidades de curto prazo no pós flex</i>					
Ep	-1,75	-2,29	-2,05	-3,45	-2,66
Ec	0,70	1,41	1,10	2,39	1,86
Er	0,12	0,38	0,69	0,64	1,22
<i>Elasticidades de longo prazo no pré flex</i>					
Ep	-3,27	-5,35	-3,17	-7,01	-4,16
Ec	<b>-2,14</b>	<b>3,69</b>	<b>4,91</b>	<b>12,79</b>	<b>2,90</b>
Er	0,32	0,42	0,80	0,80	0,76
<i>Elasticidades de longo prazo no pós flex</i>					
Ep	-3,13	-2,34	-2,20	-1,17	-0,75
Ec	<b>0,29</b>	<b>2,76</b>	<b>0,67</b>	<b>5,03</b>	<b>1,35</b>
Er	<b>0,02</b>	0,36	1,11	1,26	0,68

**Fonte: Elaboração própria.**

Na especificação com as *dummies*, os resultados para o curto prazo foram os esperados em todas as regiões: sinais positivos para elasticidade cruzada e elasticidade renda, negativos para elasticidade preço e aumento da elasticidade preço e elasticidade cruzada no período pós 2006.

Pode-se dizer que a elasticidade renda de curto prazo não teve alteração, uma vez que as *dummies* atribuídas ao parâmetro não foram significativamente diferentes de zero para nenhuma das regiões.

Em relação ao longo prazo, as elasticidades preço e elasticidade cruzada diminuíram ao longo do segundo período. Novamente o resultado é atribuído à possibilidade de troca de combustível ter saído do longo para o curto prazo, diminuindo as elasticidades de longo prazo e aumentando as de curto prazo.

### 6.3. COMPARAÇÃO COM OUTROS ESTUDOS

A comparação com estudos internacionais é válida, porém pouco pode agregar sobre a acurácia do presente trabalho. Uma vez são realidades totalmente diferentes, principalmente no que diz respeito à elasticidade e substitutibilidade dos combustíveis. E também, porque, nos estudos internacionais, geralmente se estima a demanda por gasolina, colocando como substitutos a gasolina aditivada e o diesel. Vale lembrar que o diesel não deve ser incluído na demanda por etanol brasileira por conta desse, por restrição legal, não ser usado em veículos leves.

Serão comparados apenas os resultados para o Brasil inteiro, uma vez que não foram encontrados trabalhos com as elasticidades regionais.

Para uma melhor visualização da comparação, segue tabela com os resultados da demanda por etanol no Brasil no curto prazo:

**Tabela 21 - Comparação com outros trabalhos nacionais - elasticidades de curto prazo**

<i>Pré Flex</i>	<i>Ep</i>	<i>Er</i>	<i>Ec</i>
Serigati, Correia e Pedrosa (2010) – Série de tempo	-0,96 a -1,33	-	0,74 a 1,47
Presente trabalho – Painel	-0,96 a -1,12	0,45 a 0,51	0,58 a 0,64
<i>Pós Flex</i>			
Serigati, Correia e Pedrosa (2010) – Série de tempo	-1,81 a -2,42	-	1,50 a 2,01
Presente trabalho - Painel	-2,09 a -2,13	0,40 a 0,47	1,23 a 1,27
<i>Período Inteiro (regressões sem dummies)</i>			
Souza (2010) – Painel	-1,26 e -1,82	0,45 e 0,20	-
Farina et. al. (2010) – Séries temporais	-1,23		1,45
Presente trabalho - Painel	-1,42 a -1,53	-0,42 a 0,49	0,73 a 0,86

Fonte: Elaboração própria, baseado em Souza (2010) e Serigati, Correia e Pedrosa (2010).

A tabela separou os trabalhos que estimam a elasticidade utilizando apenas um período e os que utilizam o período pré e pós flex. Em ambos os casos, as estimativas do presente estudo no curto prazo não são muito diferentes dos dois trabalhos usados na comparação.

Entretanto, comparando as estimativas de longo prazo com o trabalho mais recente encontrado existe discrepância nas estimativas utilizando séries temporais. Segue tabela com a comparação:

**Tabela 22 - Comparação com outros trabalhos - Longo Prazo**

<i>Parâmetros LP</i>	<i>Ep</i>	<i>Er</i>	<i>Ec</i>
Presente Estudo - Painel	-3,30	2,82	0,91
Randow, Fontes e Carminati (2010) – Séries temporais	-11,26	12,79	0,46

Fonte: Elaboração própria.

Como se observa na tabela 22, os sinais foram os mesmos em ambos os trabalhos e estão todos de acordo com a teoria econômica. Porém, a magnitude das elasticidades preço e cruzada de longo prazo foram muito maiores no trabalho de Randow, Fontes e Carminati (2010) do que para o presente trabalho. As elasticidades encontradas no trabalho dos supracitados autores indicam para uma variação bastante elevada no consumo do etanol, uma variação de 1% no preço do etanol significativa uma variação de 11% no seu consumo, extrapolando o exercício teórico, uma variação de 10% no preço do etanol zeraria a sua demanda. Entretanto, mesmo considerando

apenas valores reais, no período de 2001 a 2010, existiram variações superiores a 10% tanto no preço da gasolina, quanto no preço do etanol.

Outra diferença é que no trabalho de Randow, Fontes e Carminati (2010) e de Farina et. al. (2010) o preço da gasolina provoca maior variação no consumo do que o próprio preço do etanol, fato que não ocorre no presente trabalho.

## 7. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados do trabalho indicam que o etanol é um bem elástico a preço tanto no curto, quanto no longo prazo. No período da amostra (2001 a 2011) a elasticidade preço da demanda por etanol ficou entre -0,96 e -1,12 no curto prazo (estimativas sem as *dummies*), resultados compatíveis com a teoria econômica e próximos aos obtidos por trabalhos anteriores.

A elasticidade preço de longo prazo para o Brasil foi de -3,30 (estimativa sem as *dummies*). O resultado foi o esperado tanto a respeito do sinal negativo, quanto a respeito de uma maior magnitude do que a elasticidade de curto prazo. Em comparação com o trabalho encontrado para o longo prazo, de Randow, Fontes e Carminati (2010), usando cointegração em séries temporais, o resultado de foi mais elástico (-11,26).

Em todas as especificações, tanto para o curto, quanto para o longo prazo, o sinal da elasticidade cruzada do etanol foi positivo, fato que denota a substitutibilidade entre os dois combustíveis. As estimativas da elasticidade cruzada para o Brasil ficaram por volta de 0,81 e 2,82 para o curto e longo prazo, respectivamente (modelo considerando todo o período).

A fim de verificar a mudança nos parâmetros por conta da entrada dos carros flex fuel, o modelo foi estimado com *dummies* interadas no ano de 2006. Nessa especificação, para o curto prazo, tanto a elasticidade preço, quanto a elasticidade cruzada tornaram-se mais elásticas, indicando para um aumento da possibilidade de substituição entre os dois combustíveis de um período para o outro.

Ainda a respeito do efeito da entrada dos carros flex fuel, para o longo prazo. O resultado foi o oposto, ou seja, as elasticidades diminuíram de um período para o outro. Resultado atribuído à possibilidade de escolha ter passado para o curto prazo. Um dos motivos que aumentava a elasticidade de longo prazo era a possibilidade de mudar de combustível com a compra de outro veículo, como essa possibilidade passou para o curto prazo, a elasticidade de longo prazo perdeu esse componente, diminuindo a sua magnitude.

A elasticidade renda de curto prazo não teve grandes mudanças tanto nas estimativas considerando todo o período, quanto no modelo com as *dummies*. No período pré e pós flex a mudança no curto prazo foi de apenas -0.04, redução que na literatura mundial é geralmente atribuída a uma maior necessidade dos veículos por

conta do aumento das distâncias percorridas diariamente, mas que aqui provavelmente, além disso, também se deve ao aumento da renda no país e, por consequência, uma menor parte desta ser alocada para o transporte.

Com as estimativas regionais, embora se perca na qualidade da estimativa por conta da diminuição da amostra, ganha-se com o fornecimento de parâmetros regionais, e com isso, a possibilidade de políticas públicas mais precisas, considerando as características de cada região.

Ainda considerando as políticas públicas para o mercado do etanol, corroborando os resultados de estudos anteriores, o etanol se mostrou um bem elástico a preço, possibilitando que os estímulos/desestímulos a sua demanda sejam feitos apenas via mercado.

Com o etanol tendo elasticidade renda positiva, espera-se um grande incremento na demanda pelo combustível fruto do recente crescimento da classe média brasileira. Com isso, o governo passa a ter um papel ainda mais importante no sentido de garantir a oferta mínima do combustível.

Nas estimativas para as regiões, considerando as estimativas para todo o período, as maiores elasticidades foram para as regiões Norte e Nordeste, fato que já era esperado, em função dos menores níveis de renda das citadas regiões.

A Região Centro-Oeste teve elasticidade cruzada de longo prazo negativa e estatisticamente significativa para a regressão considerando todo o período, fato que pode ser atribuído a substitutibilidade entre os dois combustíveis ser bastante reduzida no período pré flex. Quando a amostra foi dividida em dois períodos, o resultado para a mesma região foi: elasticidade cruzada negativa apenas no período pré flex, corroborando a justificativa.

No restante, os parâmetros para as regiões corresponderam aos resultados esperados, seguindo a linha dos obtidos nas estimativas para todo o Brasil. A elasticidade preço foi negativa em todas as especificações, para todas as regiões, variando de -0,93 (Região Centro-Oeste) até -1,49 (Região Norte).

A elasticidade renda foi positiva nas regiões, tanto no curto quanto no longo prazo. Com exceção apenas da elasticidade renda de curto prazo para a Região Centro-Oeste que teve parâmetro negativo, entretanto o parâmetro não foi significativo.

Vale ressaltar que o trabalho possui algumas lacunas que podem ser reparadas no futuro. Em relação à inclusão da variável frete, por exemplo, espera-se que, com o aumento da amostra para os reais dados de frete para os estados brasileiros, possam ser feitos estudos em que não seja necessário construir tal variável, possibilitando assim estimativas mais precisas. Também com o aumento das amostras, poderão ser feitas estimativas para os estados brasileiros, a fim de ter parâmetros ainda mais precisos e possibilitando políticas públicas ainda mais focadas.

Como agenda de pesquisa futura, são sugeridos trabalhos que utilizem microdados de forma semelhante ao procedimento de Anderson (2008) para o consumo de etanol como alternativa à gasolina nos EUA. Pois, com dados desagregados foi possível extrair uma maior quantidade de informações sobre as preferências dos consumidores. Em trabalhos em que as observações são feitas por posto, estado ou ainda mais agregados, não é possível fazer considerações sobre as preferências individuais.

## 8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDERSON, Soren. **The Demand for Ethanol as a Gasoline Substitute**. Environmental Protection. 69 p. 2008.

ANFAVEA. Anuário da Indústria Automobilística Brasileira – 2010. Disponível em: <http://www.anfavea.com.br/anuario.html>.

BAI, Jushan; NG, Serena. **Evaluating latent and observed factors in macroeconomics and finance**. Journal of Econometrics, Elsevier, vol. 131(1-2), p. 507-537. 2006.

BALTAGI, Badi H.. **Econometric Analysis of Panel Data**. 3. ed. Nova Deli: Wiley, 2005. 302 p.

BANERJEE, A. and J.LL. Carrion-i-Silvestre. **Cointegration in panel data with breaks and cross-section dependence**, 2010.

BRASIL, Ministério de Minas e Energia, Empresa de Pesquisa Energética (EPE). **Plano Decenal de Expansão de Energia 2019**. Brasília: MME/EPE, 2010.

BRASIL, Ministério de Minas e Energia. Empresa de Pesquisa Energética (EPE). **Perspectivas para o Etanol no Brasil**. Brasília: EPE, 2008.

BRASIL. Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP). Ministério de Minas e Energia. **Sistema de Levantamento de Preços**. Disponível em: <<http://www.anp.gov.br/>>. Acesso em: 01 maio 2011.

BRASIL. Empresa de Pesquisa Energética. **Balanco Energético Nacional (BEN) - 2010**. Ano base: 2009. Rio de Janeiro: EPE, 2010.

BRASIL. **Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento** (MAPA). Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/>>. Acesso em: 01 maio 2011.

BRITISH PETROLEUM (BP). **Statical Review of World Energy – 2011**. Disponível em: <<http://www.bp.com/sectionbodycopy.do?categoryId=7500&contentId=706848>>. Acesso em 28 junho 2011.

BURNQUIST, Heloisa L.; BACCHI, Mirian R. P. **A Demanda por Gasolina no Brasil: Uma Análise Utilizando Técnicas de Co-integração.** In: XL Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 2002, Equidade e Eficiência na Agricultura Brasileira. Passo Fundo, RS. 2002.

CAVALCANTI, Marcelo C. B. **Tributação relativa etanol-gasolina no Brasil: competitividade dos combustíveis, arrecadação do estado e internalização de custos de carbono.** Tese de Doutorado. Rio de Janeiro: Coppe/UFRJ. 2011.

CENTRO DE GESTÃO E ESTUDOS ESTRATÉGICOS (CGEE). **Estudo sobre as possibilidades e impactos da produção de grandes quantidades de etanol visando à substituição parcial de gasolina no mundo – Fase 1,** Capítulos 2, 5 e 6. Campinas; Dezembro, 2005.

CHEUNG, Kui-Yin; THOMSON, Elspeth. **The Demand for Gasoline in China: A Cointegration Analysis.** Taylor and Francis Journals, vol. 31(5), p. 533-544. 2004.

CHOI, In. **Instrumental Variables Estimation of a Nearly Nonstationary, Heterogeneous Error Component Model.** Journal of Econometrics 109, 1-32. 2002.

COSAN. **Cosan Relatório de Sustentabilidade 2010.** São Paulo, 2011. 77 p.

CUNHA FILHO, Joaquim Henrique; FERREIRA FILHO, Joaquim Bento de S. **Os Impactos Econômicos da Expansão da Produção de Etanol sob a Ótica da Matriz de Contabilidade Social Brasileira.** 2008.

DAHL, Carol A.; STERNER, Thomas N. S.. **Analysing gasoline demand elasticities: a survey.** *Energy Economics*, (13) p. 201-210. 1991.

ELOBEID, Amani; TOKGOZ, Simla. **Removing Distortions in the U.S. Ethanol Market: What Does It Imply for the United States and Brazil?** American Journal of Agricultural Economics, 90(4), 918-932. 2008.

ESPEY, Molly. **Gasoline demand revisited: an international meta-analysis of elasticities.** *Energy Economics*, 20, 273-295. 1998.

FARINA, Elizabeth; VIEGAS, Claudia; LACERDA, Paula; GARCIA, Carolina. **Mercado e Concorrência do Etanol.** In: Eduardo Leão de Sousa; Isaias de Carvalho Macedo. (Org.). Etanol e Bioeletricidade: A cana de açúcar no futuro da matriz energética. 1 ed. São Paulo: Editora LUC, p. 226-311. 2010.

FERREIRA FILHO, Joaquim Bento de S.; HORRIDGE, Mark. **Ethanol Expansion And Indirect Land Use Change In Brazil**. *Policy Studies*. 2011.

GATTI JUNIOR, Wilian. **35 anos da criação do Proálcool: do álcool-motor ao veículo flex fuel**. XII Semead. 2010.

GOLDEMBERG, José; GUARDABASSI, Patricia. The potential for first generation ethanol production from sugarcane. **Wiley Interscience**, p.17-24, 09 dez. 2009. Disponível em: <[www.interscience.wiley.com](http://www.interscience.wiley.com)>. Acesso em: 12 jul. 2011.

GREENE, David L. **Motor fuel choice: An econometric analysis**. *Transportation Research*. 23, p. 243–253. 1998.

HADRI, Kaddour. **Testing for stationarity in heterogeneous panel data**. *Econometrics Journal*, 3(2), 148-161. 2000.

HAUSMAN, J.A. **Specification Tests in Econometrics**, *Econometrica*, 46 (6), p. 1251–1271. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1913827>. Acesso em fev/2012. 1978.

HAYASHI, Fumio. **Econometrics**. Princeton University Press, 2000.

HUGHES, Jonathan E.; KNITTEL, Christopher R.; SPERLING Daniel. Evidence of a Shift in the Short-Run Elasticity of Gasoline Demand. NBER Working Paper n. 12530. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w12530>>. Acesso em: fev/2012. 2006.

IM, Kyoung; PESARAN, M.Hashem; SHIN, Yongcheol. **Testing for unit roots in heterogeneous panels**. *Journal of Econometrics*, 115, 53-74. 2003.

KAO, C. **Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data**. *Journal of Econometrics*: 90, 1-44. 1999.

KAO, C.; CHIANG, M.-H. **On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data**. *Advances in Econometrics*, 15, 179-222. 2000.

LEI N°. 9.478/97. Disponível em: <<http://www.anp.gov.br>>

LEVIN, Andrew; LIN, Chien-Fu; CHU, Chia-Shang. **Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties**. *Journal of Econometrics*, 108, 1-24. 2002.

LUCHANSKY, Matthew S.; MONKS, James. **Supply and Demand Elasticities for the United States Ethanol Market.** *Energy Economics*, 31(3) pp. 403-410. 2009.

MADDALA, G. S.; ROBERT P.; HONGYI, L.; JOUTZ F.; **Estimation of Short-Run and Long-Run Elasticities of Energy Demand from Panel Data Using Shrinkage Estimators.** *Journal of Business & Economic Statistics* .Vol. 15, No. 1, pp. 90-100. 1997.

MARK, Nelson C.; SUL, Donggyu. **Cointegration Vector Estimation by Panel Dynamic OLS and Long-Run Money Demand.** *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 65, 655–680. 2003.

MÁTYÁS, László; SEVESTRE, Patrick. **The Econometric of Paineil Data: Fundamentals and Recent Developments in Theory and Praticce.** 3. ed. Springer, 2008. 953 p.

MILANEZ, Artur; NIKO, Diego; GARCIA, Jorge; XAVIER Carlos. **Logística para o etanol: situação atual e desafios futuros.** *Sucroenergético. BNDES Setorial* 31, p.49-98. 2010.

MITSUTANI, Cláudio. **A Logística do Etanol de Cana-de-Açúcar no Brasil: condicionantes e perspectivas.** 2010, 102p. Dissertação (Mestrado em Energia) – Programa de Pós-Graduação em Energia da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2010.

NAPPO, Márcio. **A Demanda por gasolina no Brasil: uma avaliação de suas elasticidades após a introdução dos carros bicombustível.** Dissertação de Mestrado, Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, Brasil. 2007.

PEDRONI, P. **On the Role of Cross Sectional Dependency in Dynamic Panel Unit Root and Panel Cointegration Exchange Rate Studies.** Working Paper, Indiana University, Nov. 1997.

PEDRONI, P. **Panel Cointegration; Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, with an Application to the PPP Hypothesis.** Indiana University Working Papers in Economics. 1995.

PESARAN, M.Hashem. **A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence.** *Journal of Applied Econometrics* 22, 265-312. 2007.

PETROBRÁS. **Plano de Negócios 2011-2015.** Rio de Janeiro, 2011.

PRAIS, S; WINSTEN, J. **Trend Estimators and Serial Correlation**. Cowles Commission Discussion Paper No. 383. 1954.

RAMANATHAN, R. **Short and long-run elasticities of gasoline demand in India: an empirical analysis using co-integration techniques**. Energy Economics 21(4), pp. 321-330. 1999.

RANDOW, Bruno M. V.; FONTES, Rosa Maria O.; CARMINATI, João Guilherme de O. **Estimativas das elasticidades-preço e renda da demanda por álcool combustível no Brasil**. 2010.

RENEWABLE FUELS ASSOCIATION (RFA). **Ethanol Industry Overview**. Disponível em: <<http://www.ethanolrfa.org/pages/statistics>>. Acesso em fev/2012.

RODRIGUEZ, Martín. F. (2006). **Estimación de la demanda de combustibles en República Dominicana**. Secretariado Técnico de la Presidencia - Unidad de Análisis Económico. República Dominicana: Texto de Discusión 6.

SCANDIFFIO, Mirna, I. G.; LEAL, Manoel, R. L. V.. **Novo Desenho Logístico para Exportação de Etanol: uma visão de longo prazo**. 2008.

SCHUNEMANN, Liciane. **A Demanda de gasolina automotiva no Brasil: o impacto nas elasticidades de curto e longo prazo da expansão do GNV e dos carros flex**. Dissertação de Mestrado Profissionalizante em Economia, Faculdade de Economia e Finanças IBMEC, Rio de Janeiro, Brasil. 2007.

SERIGATI, Felipe. C.; CORREIA, Leonardo. B; PEROSA, Bruno B. **O impacto dos veículos flex-fuel sobre o mercado de combustíveis no Brasil**. In: XLVIII Congresso Brasileiro de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2010, Tecnologias, Desenvolvimento e Integração Social. Campo Grande, MS. 2010.

SINDICATO NACIONAL DA INDÚSTRIA DE COMPONENTES PARA VEÍCULOS AUTOMOTORES (Sindipeças). **Levantamento da Frota Circulante Brasileira**. 2011.

SOUZA, Alberto. **Estudo das Demandas de Etanol e Gasolina no Brasil no Período 2001 – 2009**. Dissertação de Mestrado, Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, Brasil. 2010.

SULTAN, R. **Short-run and long-run elasticities of gasoline demand in Mauritius: an ARDL bounds test approach.** *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences*, 2, 90-95. 2010.

TAMARIT, Cecilio R.; GÓMEZ, Estrella. **The euro effect on trade: evidence in gravity equations using panel cointegration techniques.** Working Papers. Instituto Valenciano de Investigaciones Economicas. 2011.

U.S. ENERGY INFORMATION ADMINISTRATION (EIA). **Short-Term Energy Outlook – 2011.** Disponível em: <[http://www.eia.gov/steo/steo\\_full.pdf](http://www.eia.gov/steo/steo_full.pdf)>. Acesso em: 05 jun. 2011.

UNIÃO DA INDÚSTRIA DE CANA DE AÇÚCAR. Setor Sucrenergético – Mapa da Produção. Disponível em: <http://www.unica.com.br/content/show.asp?cntCode={D6C39D36-69BA-458D-A95C-815C87E4404D}>. Acesso em: fev/2012.

WESTERLUND, J. **Testing for error correction in panel data.** *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69: 709–748. 2007.

WORLD ENERGY COUNCIL (WEC). **Policies around the World : Review Energy Efficiency Policies around the World : Review and Evaluation.** 2008.

WORLDWATCH INSTITUTE. German Ministry of Food. **Biofuels for Transport: Global Potential and Implications for Sustainable Energy and Agriculture.** London: Earthscan, 2006. 452 p.