

Demanda por Combustíveis Leves no Brasil: uma abordagem utilizando painéis espaciais dinâmicos.

Leonardo Chaves Borges Cardoso

Doutorando em Desenvolvimento Econômico pelo Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (PPGDE/UFPR), Brasil

Maurício Vaz Lobo Bittencourt

Professor do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (PPGDE/UFPR), Brasil

Alexandre Alves Porsse

Professor do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (PPGDE/UFPR), Brasil

Resumo: Conhecer os efeitos marginais da demanda por etanol e gasolina, quais os impactos que a renda, a frota e os substitutos provocam nas demandas por combustíveis leves é de fundamental importância para propor políticas públicas. Pensando nisso, esse artigo utiliza um painel espacial com dados mensais de julho de 2001 a julho de 2011 para calcular os principais determinantes para a demanda dos dois combustíveis (etanol e gasolina). Foram usados estimadores de painéis espaciais dinâmicos e não dinâmicos e os resultados indicam que o etanol é um bem elástico a preços e a gasolina inelástica a preços, tanto no curto quanto no longo prazo. Os resultados indicam também que ambas as demandas respondem mais fortemente a mudanças nos preços da gasolina do que nos preços do etanol, indicando que políticas com interesse em mudar a quantidade demanda devem focar no preço da gasolina e não no do etanol.

Palavras-chave: econometria espacial, etanol, gasolina, dados em painel.

Abstract: Knowledge the marginal effects of the demand for ethanol and gasoline, which impacts the income, fleet and substitutes cause the on demand for lighter fuels is crucial to propose public. Thinking about it, this article uses a spatial panel with monthly data from July 2001 to July 2011 to calculate the core determinants for the demand of both fuels (ethanol and gasoline). It used dynamic and non-dynamic spatial estimators and results indicate that ethanol is price elastic good and gasoline in price inelastic good, considering the price elasticity of the product, as the cross-elasticity (price of substitute). The results also indicate that both demands respond more strongly to the price of gasoline than the price of ethanol, indicating that public policies interested in changing the quantity demand should focus on the price of gasoline and not in ethanol price.

Keywords: spatial econometrics, ethanol, gasoline, panel data.

JEL: Q41, R15, C21.

Introdução

A discussão sobre a possibilidade do etanol de cana de açúcar se tornar uma commodity internacional está em pauta. A necessidade de transição da atual matriz energética é uma realidade, tanto pela possibilidade de escassez dos fósseis, quanto pelos danos ambientais possivelmente provocados pelo uso intensivo desses. Estima-se que mais de 88% da energia primária consumida no mundo advém de combustíveis fósseis e mais de 90%, também da energia primária, é provida por fontes não renováveis (BP, 2011). Por isso a necessidade de diversificação da atual matriz energética a médio e longo prazo e o debate sobre novas fontes, principalmente as renováveis.

Diante de tal necessidade, o etanol da cana de açúcar brasileiro é uma excelente alternativa energética. Primeiro por ser uma energia viável economicamente, principalmente nos estados produtores. Adjetiva-se “etanol brasileiro”, pois a cultura brasileira ganha nos comparativos com outras matérias-primas nos principais quesitos: balanço energético fóssil, redução de emissões de CO₂ em comparação com a gasolina e intensidade em terras (Goldemberg e Guardabassi, 2009).

Entretanto, mesmo com todos os benefícios citados, a demanda por etanol encontra-se reprimida em muitos estados brasileiros. O combustível consegue concorrer com a gasolina apenas nos centros produtores e nos estados mais próximos a esses centros. Em alguns estados o etanol consegue concorrer apenas nos pontos altos da safra do combustível, mas não durante todo o ano. Tanto políticas públicas interessadas em estimular a demanda por etanol, quanto em frear a demanda por gasolina ou mesmo apenas ter ideia do comportamento futuro do mercado de combustíveis leves, todas elas necessitam do conhecimento prévio das elasticidades da demanda por etanol e gasolina.

Nesse artigo foi usado o ferramental da econometria espacial em painel de dados para estimar tais demandas (etanol e gasolina). Foi escolhida a econometria espacial para tentar controlar os possíveis efeitos não observados das demandas e a dependência entre as *cross sections* dos painéis, fontes de vies nessas estimativas e que frequentemente são negligenciadas pelos estudos empíricos.

Além das variáveis usuais para estimar a demanda por combustíveis leves (preço do combustível e renda) para o mercado brasileiro é necessário incorporar também o preço do combustível substituto (preço do etanol para demanda por gasolina e preço da gasolina para demanda por etanol). Além disso, é usada a variável “frota” como controle para a demanda e para verificar o efeito do incremento da frota na demanda por combustíveis leves.

Foram estimados modelos espaciais não dinâmicos e foi usado o estimador de Han e Phillips (2010) para um modelo dinâmico. É importante ressaltar que, no caso das demandas por combustíveis leves, o uso de modelos dinâmicos agrega a análise conseguindo diferenciar os efeitos de curto e longo prazo, bem como a velocidade de ajuste das demandas. O uso de modelos espaciais permite diferenciar os efeitos marginais em diretos e indiretos. É usada uma matriz *queen* normalizada em diversos modelos espaciais para ambas as demandas.

Além da presente introdução, o artigo conta com uma seção dedicada a fazer a revisão bibliográfica dos trabalhos que tentaram modelar a demanda por combustíveis leves. Outra parte que visa entender um pouco mais sobre os modelos da econometria espacial, bem como fazer o direcionamento para o modelo mais indicado ao presente exercício econométrico. Após isso, uma terceira parte para explicar a estratégia empírica do trabalho e as fontes de dados e estimadores usados, seguida pelos resultados das estimações e as considerações finais do trabalho.

Demanda por combustíveis leves

Mundialmente a demanda por combustíveis leves é caracterizada por ser inelástica no curto prazo, e sendo um pouco menos inelástica no longo prazo. O que está de acordo com a microeconomia tradicional, uma vez que os combustíveis são “essenciais” no curto prazo e perdem um pouco dessa característica quando o tempo de ajuste é maior. Também de acordo com a microeconomia, as modelagens da demanda por combustíveis leves invariavelmente incluem os preços desses combustíveis e a renda da população (as *proxies* usuais para renda são o consumo de energia elétrica, produto industrial e produto interno bruto). O **preço** e a **renda** são sempre os determinantes básicos das demandas por combustíveis leves no mundo, sendo que muitos trabalhos, inclusive, abrem mão dos demais controles e utilizam apenas essas duas variáveis para as estimativas a exemplo dos trabalhos de Burnquist e Bacchi (2002), Ramanathan (1999), Cheung e Thomson (2004) e Rodríguez (2006). Os demais controles geralmente são algumas características da frota (eficiência e idade da frota), variáveis de estoque da frota e preços dos produtos substitutos.

Com as mais diversas técnicas econométricas (séries de tempo, regressões em dois estágios, dados em painel, dentre outras), segundo Dahl e Sterner (1991)¹, os resultados para elasticidade da demanda por gasolina² ao redor do mundo ficam entre (-0,12; -0,44) no curto prazo, e (-0,23; -1,05) no longo prazo, para elasticidade preço. As elasticidades renda encontradas pelos autores ficaram entre (0,14; 0,58) no curto prazo, e (0,68; 1,31) no longo prazo.

Estudando a demanda por combustíveis leves no Brasil³, Burnquist e Bacchi (2002) estimaram a demanda por gasolina no período de 1973 a 1998. As variáveis utilizadas foram o preço da gasolina e a renda em séries temporais. Mais recentemente o trabalho de Nappo (2007) utilizou os métodos de cointegração 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 período anterior. As elasticidades preço de curto prazo encontradas pelo autor foram de -0,20 (pré flex) e -0,33 (pós flex).

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 o 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 1,3 para 2,2 nos períodos mencionados.

¹ 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. Outra importante *survey* é o trabalho de Espey (1998). Usando meta análise, o trabalho explica quais seriam as variáveis que explicam as diferenças nas elasticidades preço e renda da demanda por gasolina.

² Fora do Brasil, são poucos os países em que existem substitutos para a gasolina como combustível leve.

³ Após a introdução dos carros flex em 2003, tornou-se latente a necessidade de incorporar nas demandas por combustíveis leves também os seus substitutos. Necessário então incluir o etanol na demanda por gasolina e a gasolina na demanda por etanol.

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 uma demanda de longo prazo altamente elástica a preço e ao preço cruzado (-11,26 e 12,79, respectivamente) e baixa elasticidade renda (0,46). Também usando métodos de cointegração em séries temporais para o mercado de etanol, 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. . Na tabela 1 tem-se uma melhor visualização dos trabalhos sobre demanda por combustíveis para o mercado brasileiro e também parte da literatura internacional.

Tabela 1 – Lista de estudos sobre demanda por combustíveis no Brasil e no exterior

Referências ^a	Local	Período	Variável Dependente	Curto Prazo		Longo Prazo	
				Ep	Er	Ep	Er
Dahl e Sterner (1991) ^b	Mundo	1929- 1993	Gasolina	-0.24	0.80	-0.45	1.16
Espey (1998) ^b	Mundo	1929- 1993	Gasolina	-0.23	0.30	-0.43	0.81
Ramanathan (1999)	Índia		Gasolina	-0.21	1.12	-0.32	2.68
Burnquist e Bacchi (2002)	Brasil	1973- 1998	Gasolina	-0.23	0.96		
Alves e Bueno (2003)	Brasil	1974-1999	Gasolina	-0.47	0.12		
Roppa (2005)	Brasil	1979- 2000	Gasolina	-0.63	0.16		
Nappo (2007)	Brasil	1994-2006	Gasolina	-0.19	0.68		
Schünemann (2007) ^c	Brasil	1991-2007	Gasolina	(-0.18 ; -0.49)	(0.69 ; 0.86)	(-0.22 ; -0.30)	(1.11 ; 1.84)
Pock (2007) ^c	Europa	1990-2004	Gasolina	(-0.02 ; -0.19)	(0.03 ; 0.23)	(-0.12 ; -0.84)	(0.16 ; 0.52)
Hughes et al (2008)	EUA	1974-2006	Gasolina			(-0.30 ; -0.43)	(0.47 ; 0.54)
Serigati, Correia e Pedrosa (2010) ^d	Brasil	2001-2009	Etanol	(-1.20 e 2.20)	(-1.20 e 1.80)		
Randow, Fontes e Carminati (2010)	Brasil	2001-2009	Etanol			-11.26	12.76
Farina et. al. (2010)	Brasil	2001-2009	Etanol	-1.23			
Souza (2010) ^c	Brasil	2001-2009	Gasolina	(-0.29 ; -0.37)	(0.07 ; 0.32)		
Souza (2010) ^c	Brasil	2001-2009	Etanol	(-1.26 ; -1.82)	(0.20 ; 0.45)		
Freitas e Kaneko (2011)	Brasil	2003-2010	Etanol	-1.43		-1.80	
Cardoso e Bittencourt (2012)	Brasil	2001-2011	Etanol	-1.42	0.45	-3.30	2.82
Santos (2012)	Brasil	2001-2011	Etanol	-1.52		-8.45	
Santos (2012)	Brasil	2001-2011	Gasolina	-0.78		-1.18	
Santos e Faria (2012)	Brasil	2001-2011	Etanol			-1.13	0.14
Santos e Faria (2012)	Brasil	2001-2011	Gasolina			-0.25	0.14

Fonte: Elaboração própria, com base na bibliografia consultada e seguindo a formatação de Freitas e Kaneko (2011) e Santos (2012).

Notas: a) As referências estão organizadas pela data de publicação; b) Como os trabalhos são uma coletânea de diversos outros artigos, foram reportadas as médias de todos os trabalhos citados; c) Os trabalhos fizeram diversas estimativas, por isso foram reportados os intervalos dos valores encontrados; d) Não se trata dos intervalos e sim das estimativas do período anterior e posterior aos carros flex.

Os trabalhos de Santos (2013) e Cardoso e Bittencourt (2012) estimaram as elasticidades da demanda de etanol no curto e longo prazo usando painéis cointegrados. O trabalho de Cardoso e Bittencourt (2012) encontrou elasticidade preço por volta de -1,42 e -3,30 para o curto e longo prazo, respectivamente. Santos (2013) encontrou elasticidades preço da demanda da ordem de -1,52 para o etanol e -0,78 para a

gasolina. O autor faz ressalvas sobre os resultados das elasticidades de longo prazo -8,45 (etanol) e -1,18 (gasolina), indicando que essas possivelmente estariam superestimadas.

Foi encontrado apenas um trabalho usando econometria espacial para demanda de combustíveis no Brasil, o trabalho de Santos e Faria (2012). Os autores estimaram a demanda por etanol e por gasolina usando dados trimestrais. As variáveis explicativas dos modelos são preço do etanol, preço da gasolina e ICMS estadual como *proxy* da renda. São calculadas apenas as elasticidades de longo prazo. O estudo proposto aqui incorpora a frota como controle de ambas as demandas (etanol e gasolina) e usa modelos dinâmicos para permitir o cálculo conjunto de parâmetros de curto e longo prazo

O Mercado Brasileiro de Combustíveis

A recente história dos combustíveis leves no Brasil tem dois marcos relevantes para o presente estudo. O primeiro é a Lei do Petróleo (Lei 9.478/97) que quebrou o monopólio estatal na produção de petróleo, permitindo que empresas sediadas no Brasil (nativas ou não) explorassem o recurso sob regime de concessão. O segundo marco é a introdução dos carros flexfuel no mercado brasileiro em 2003, possibilitando que os consumidores de tais veículos conseguissem escolher entre etanol hidratado e gasolina na hora do abastecimento.

Os estudos de Nappo (2007) para a gasolina e Cardoso e Bittencourt (2012) para o etanol hidratado mostram que houve, sim, uma mudança nas elasticidades do período pré-flex em relação ao período pós-flex no curto prazo. Cardoso e Bittencourt (2012) mostraram que também houve mudança nas elasticidades de longo prazo. Esse segundo marco é fundamental para entender a introdução dos preços do etanol na demanda por gasolina e do preço da gasolina na demanda por etanol, variáveis que não são incorporadas na maioria dos estudos da demanda por combustíveis leves para outros países.

O Brasil é líder mundial na exportação de etanol e segundo lugar em produção (29% da produção), perdendo apenas para os EUA (58% da produção⁴). Os relatórios do governo brasileiro, tais como o Balanço Energético Nacional (2010), apontam o país como um “líder natural” caso o etanol se torne uma *commodity internacional* e o provável aumento da demanda mundial pelo produto. Entretanto, mesmo que o futuro aponte para o aumento da demanda mundial por combustíveis e crescimento do plantio no Brasil, os gargalos técnicos, principalmente em relação à logística de distribuição, impedem que o Brasil consiga suprir até mesmo a sua demanda interna. Com o Mapa 3 (Figura 1) é possível perceber que o consumo de gasolina é concentrado particularmente nos estados de maior renda per capita, o que fez com que a produção (refino) de gasolina seja distribuída de forma semelhante (Mapa 4 – Figura 1). Uma vez que as refinarias usavam como insumo basicamente petróleo importado, foi possível distribuí-las de acordo com os principais centros consumidores.

Já as áreas de consumo de etanol coincidem não necessariamente com a maior renda da população (mesmo que o principal plantio seja em São Paulo) e sim com a proximidade dos centros produtores. A Região Norte, por exemplo, consumiu em 2011 a fatia de 1,41% do etanol brasileiro, enquanto que, para a gasolina esta fatia foi de 6,11%. Já a Região Sudeste consumiu aproximadamente 46,65% da gasolina e 70,16% do álcool produzido (ANP).

⁴ Dados da produção de 2010 disponíveis no sítio: <http://www.ethanolrfa.org/pages/statistics#F>

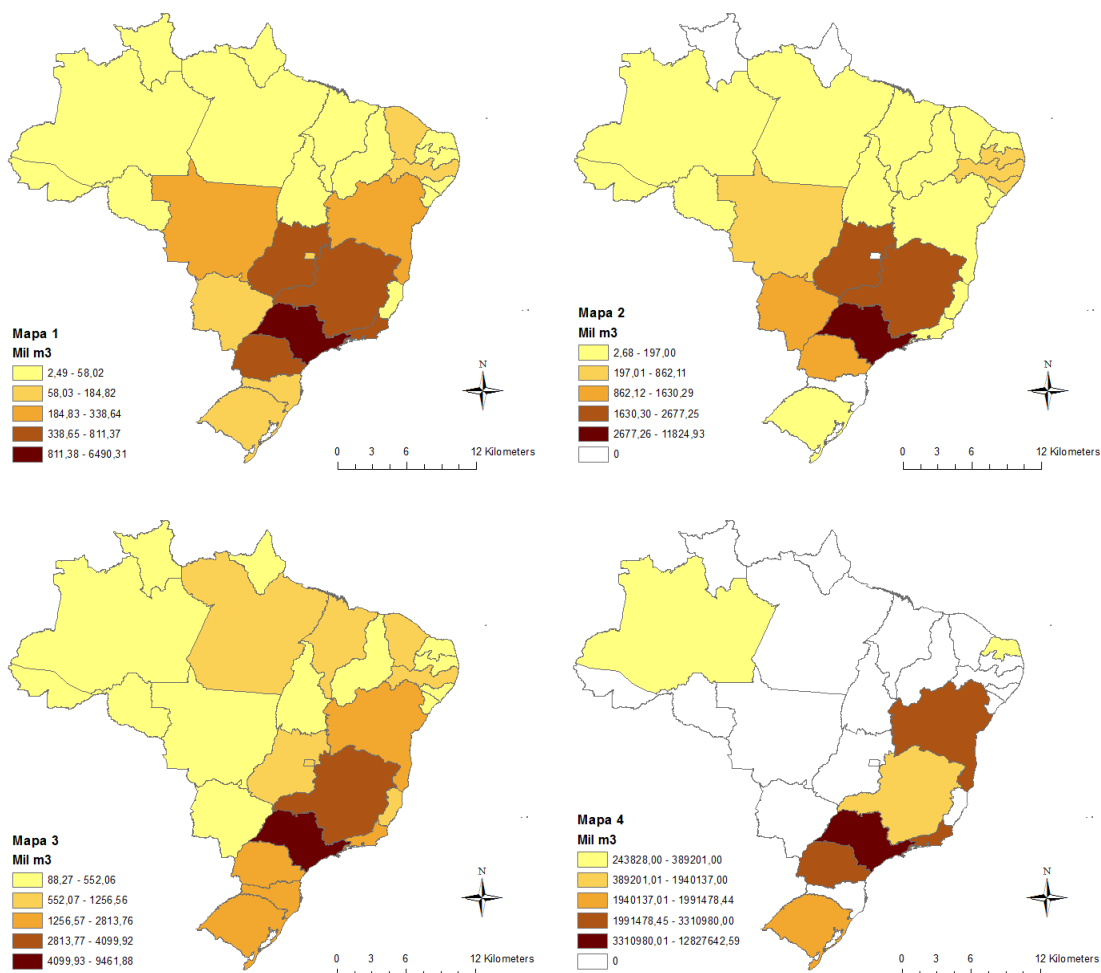


Figura 1 - Mapas do Consumo e Produção do Gasolina e Etanol

Nota: Mapa 1 – Consumo de Etanol no Brasil em 2011; Mapa 2 – Produção de Etanol no Brasil – 2011; Mapa 3 – Consumo Gasolina no Brasil – 2011; Mapa 4 – Produção Gasolina no Brasil – 2011.

Boa parte da explicação para que a Região Norte consuma tão pouco etanol em relação á gasolina passa pela paridade de preços entre os dois combustíveis (Figura 2). Considerando que a paridade (preço do etanol/preço da gasolina) baliza a escolha entre os dois combustíveis. Quando a paridade supera 0,70, significa que não é vantajoso ao consumidor abastecer com etanol. Uma conta simples para entender o porquê de uma menor demanda na Região Norte é usar a percentagem de períodos que o etanol não foi vantajoso para o consumidor de carros flex (considerando apenas o preço relativo). Ou seja, a porcentagem de períodos em que a paridade ficou acima dos 0,70. Em alguns estados, tais como Amazonas e Acre, essa porcentagem é igual a 100%, ou seja, durante todos os meses do período, não existiu nenhum mês em que a paridade indicasse para a venda do etanol. Fazendo essa análise para o país como um todo, o etanol só é competitivo em mais da metade do ano em 15 estados brasileiros. Se o percentual aumentar para 75% do período ou mais, apenas em 7 estados.

Essas evidências levantam suspeitas de que a distância para o centro produtor seja uma importante variável da oferta de combustíveis leves e que ela se processa de forma diferente para a gasolina e para o etanol. Ou seja, para a mesma distância, o custo relativo do transporte é diferente.

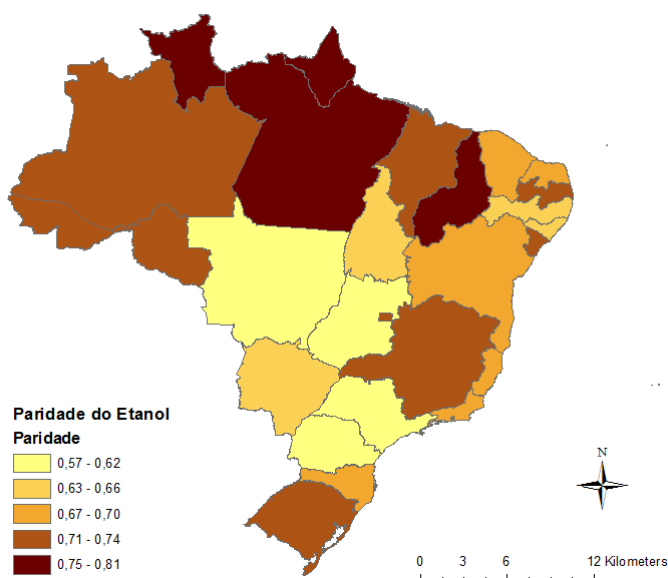


Figura 2 - Mapa da Paridade do Etanol

Nota: Para construção do mapa foi verificado em qual porcentagem do período a compra era vantajosa para a gasolina. No caso, os estados em preto, significam que a paridade não indicou para a compra do etanol em nenhum período.

Dados

O painel utilizado é balanceado com dados mensais que vão de julho de 2001 a julho de 2011, totalizando 121 observações na dimensão temporal e 27 observações na *cross section* (as unidades da federação). O que resulta em 3267 observações.

São usadas nesse artigo as quantidades de etanol hidratado (Q_{eta}) e de gasolina-C (Q_{gas}) vendidas nos postos de abastecimento⁵. Os preços da gasolina (P_g) e os preços do etanol (P_e) são as médias mensais dos preços ao consumidor dos respectivos combustíveis.

A *proxy* utilizada para **Renda** refere-se aos gastos totais em energia elétrica por estado e estão disponíveis no sítio da Eletrobrás. 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 0,89⁶, indicando que se trata de uma boa *proxy*.

A variável **Frota-e** corresponde ao somatório da frota movida a álcool com a frota flexfuel e é usada nas estimativas da demanda por etanol. A **Frota-g** corresponde ao somatório da frota movida à gasolina com a flexfuel e são usadas nas estimativas da demanda por gasolina. Por conta da tendência a superestimar os reais valores para a frota circulante, ao invés de usar os dados do Denatran, é construída 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 Serigati, Correia e Perosa (2010), ambas com os parâmetros contidos em MCT (2006)⁷. Segue Tabela 2 com as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas.

⁵ Dados disponíveis no Sistema de Levantamento de Preços da ANP (SLP).

⁶ A correlação entre as duas variáveis foi feita a partir das séries anuais do PIB e do consumo de energia elétrica fornecidos pelo IBGE e Eletrobrás, respectivamente, sendo que a série vai de 1952 a 2009.

⁷ 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 $b=-0,137$.

Tabela 2 - Estatísticas Descritivas

Variável	Obs	Média	Desvio	Min	Max
Qeta	3267	9,97	1,80	4,52	14,92
Qgas	3267	10,53	1,19	6,97	13,78
Pe	3267	0,23	0,36	-0,82	1,05
Pg	3267	0,60	0,31	-0,21	1,17
Renda	3267	6,21	1,21	3,72	9,36
Frota-e	3267	13,21	1,42	9,15	16,59
Frota-g	3267	16,47	1,07	11,22	18,76

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os dados estão logaritimizados.

Metodologia: Modelos Espaciais e Estratégia Empírica

Sendo possível a estimativa em dados em painel, ela seria preferível a utilizar dados na forma “pooled” por conseguir revelar parte da heterogeneidade individual. Ou seja, eles partem do pressuposto de que algumas características das unidades (os estados, no caso desse estudo) tem um papel relevante nas estimativas. Entretanto, dados em painel pressupõem que suas unidades são independentes entre si e se este pressuposto for violado, são violadas as hipóteses básicas de Gauss-Markov, não garantindo que o *Ordinary Least Squares (OLS)* seja o melhor estimador não viesado.

O teste de Pesaran (2004)⁸ foi desenvolvido para averiguar se existe a citada independência entre as *cross sections*. Caso seja rejeitada a hipótese nula de independência, pode ser que a dependência esteja sendo causada por algum efeito espacial. De acordo com Almeida (2012, p. 109), é possível fazer o diagrama de dispersão de Moran a partir dos resíduos das regressões defasados espacialmente. Na regressão dos resíduos defasados espacialmente contra eles não defasados, o coeficiente angular pode ser interpretado como um I de Moran. Nesse teste a hipótese nula é que existe autocorrelação espacial da forma como foram defasados os resíduos. Ou seja, falhar em rejeitar a hipótese nula não quer dizer que os resíduos não possuem autocorrelação espacial, apenas que eles não possuem autocorrelação da forma como foi especificado o teste. Entretanto, para dados em painel, o mais indicado seria utilizar testes do tipo “*groupwise*”, ou seja, testes em que a hipótese nula é a ausência de efeitos individuais não observados, o Breusch-Pagan (1980), por exemplo.

Sendo confirmada a existência de autocorrelação espacial, inviabilizam-se as estimativas por estimadores OLS. Na literatura existem algumas abordagens para superar o problema. Um caminho seria estimar utilizando o *General Least Squares* com correção para CD⁹ e problemas de raiz unitária do tipo AR(1) ou o estimador de Prais-Winstein. Ambos são consistentes na presença de CD. Outra possibilidade é a introdução de matrizes espaciais (W)¹⁰ no modelo, matrizes que consigam captar tais efeitos espaciais, construindo assim um modelo econométrico espacial (Anselin et. al, 2008; Almeida, 2012; Santos e Farias, 2012). Essa última alternativa será a abordada neste artigo¹¹.

⁸ 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.

⁹ *Cross Section Dependence (CD)*.

¹⁰ As matrizes espaciais podem ser binárias (rainha, torre ou bispo), podem considerar apenas os k vizinhos mais próximos, podem pegar o inverso da distância ou uma distância socioeconômica (Almeida, 2012).

¹¹ Ainda considerando o controle dos efeitos espaciais, as variáveis do modelo poderiam ser filtradas espacialmente antes da inserção no modelo, permitindo o uso das técnicas econométricas habituais.

Os efeitos espaciais podem ser incluídos em defasagens espaciais na variável independente (Y), nas dependentes (X) e/ou nos erros (ε). Partindo de um modelo econométrico básico:

$$Y = X\beta + \varepsilon \sim Normal(0, \sigma^2 I_n) \quad (1)$$

Somando ao modelo as defasagens espaciais tem-se:

$$Y = \rho W_1 Y + X\beta + \tau W_3 X + \varepsilon \quad (2)$$

Sendo que:

$$\varepsilon = \lambda W_2 \varepsilon + \varepsilon \quad (3)$$

Incorporando todas as defasagens espaciais tem-se então:

$$Y = \rho W_1 Y + X\beta + \tau W_2 X + \lambda W_3 \varepsilon + \varepsilon \quad (4)$$

Na equação acima W_1 , W_2 e W_3 são as matrizes espaciais escolhidas, nada impede que elas sejam iguais. A partir da equação (4), são possíveis muitos modelos espaciais, dependendo de quais parâmetros são diferentes de zero (τ , λ e ρ)¹². Segue tabela 3 com alguns modelos.

Tabela 3- Modelos Espaciais

MODELO	ρ	τ	λ
Modelo de Defasagem Espacial (SAR)	$\neq 0$	0	0
Modelo Regressivo Cruzado Espacial (SLX)	0	$\neq 0$	0
Modelo de Erro Autorregressivo Espacial (SEM)	0	0	$\neq 0$
Modelo de Durbin Espacial (SDM)	$\neq 0$	$\neq 0$	0
Modelo de Durbin Espacial do Erro (SDEM)	0	$\neq 0$	$\neq 0$
Modelo de Defasagem Espacial com Erro Autorregressivo (SAC)	$\neq 0$	0	$\neq 0$
Modelo de Dependência Espacial Geral (GSM)	$\neq 0$	$\neq 0$	$\neq 0$

Equação Geral: $Y = \rho W_1 Y + X\beta + \tau W_2 X + \lambda W_3 \varepsilon + \varepsilon$

Fonte: Elaboração própria com base na figura de Almeida (2012), p. 179.

Vale lembrar que a não inclusão das variáveis defasadas espacialmente significa uma má especificação do modelo, gerando viés e inconsistência, no caso de W_y e W_x , e ineficiência dos parâmetros no caso dos efeitos espaciais estarem nos erros (W_ε) (Almeida, 2012).

O modelo completo considerando as variáveis explicativas selecionadas para ambas as demandas ficariam então:

$$Qeta_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Pe_{it} + \beta_2 \cdot Pg_{it} + \beta_3 \cdot Renda_{it} + \beta_4 \cdot Frota_{it} + \rho W Qeta_{it} + \tau W (Pe_{it} + Pg_{it} + Renda_{it} + Frota_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Qgas_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Pg_{it} + \beta_2 \cdot Peta_{it} + \beta_3 \cdot Renda_{it} + \beta_4 \cdot Frota_{it} + \rho W Qgas_{it} + \tau W (Pe_{it} + Pg_{it} + Renda_{it} + Frota_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (6)^{13}$$

¹² Ainda é possível outra gama de modelos se forem considerados os procedimentos em que a defasagem espacial vem associada ao erro de média móvel espacial (SMA). Maiores esclarecimentos em Almeida (2012).

¹³ O modelo estendido será usado apenas esta vez no trabalho. Nas demais ocasiões as variáveis explicativas serão representadas pela matriz X e a explicada por Y .

Vale lembrar que no caso dos modelos SAR e SDM os efeitos marginais encontrados são de longo prazo¹⁴, não fornecendo parâmetros de curto prazo. Porém, tratando de elasticidades da demanda, seria interessante ter acesso também aos efeitos de curto prazo. Sendo assim é proposto aqui, além do SAR e SDM, estimar também painéis dinâmicos para que os efeitos de curto e longo prazo sejam computados. Para isso é usado o estimador de Han e Phillips (2010) para painéis espaciais. Na especificação dinâmica o modelo ficaria então:

$$Y_t = \varphi Y_{t-1} + \rho W Y_t + \beta X_t + \tau W X_t + \varepsilon \quad (7)$$

Reparametrizando o modelo chega-se a:

$$Y_t = (\varphi Y_{t-1} + \beta X_t + \tau W X_t + \varepsilon) \cdot (I_n - \rho W)^{-1} \quad (8)$$

Essa especificação permite a separação entre efeitos marginais diretos de longo e curto prazo e **efeitos marginais indiretos**¹⁵ de curto e de longo prazo. Os efeitos marginais são obtidos a partir da matriz formada pelas derivadas parciais de \mathbf{Y} com relação à variável explicativa que se deseja o efeito marginal¹⁶:

$$\frac{\partial Y_t}{\partial X_t} = [(I_n - \rho W)^{-1} \cdot \beta] + [(I_n - \rho W)^{-1} \cdot \tau] \quad (9)$$

Os efeitos totais médios são o somatório dos efeitos diretos com os indiretos e eles são calculados pela média dos elementos não nulos da matriz representada pela Equação (9). A média do traço dessa matriz resulta nos efeitos diretos de curto prazo, enquanto o somatório dos demais elementos não nulos geram os efeitos indiretos médios. Sendo o modelo do tipo SAR, o parâmetro τ é zero, sendo a matriz simplificada para apenas o primeiro termo $[(I_n - \rho W)^{-1} \cdot \beta]$.

Já os efeitos diretos e indiretos de longo e curto prazo são calculados de forma semelhante, levando em consideração também o parâmetro φ , que vai ser o responsável por medir a velocidade de ajuste, velocidade de difusão dos efeitos. Com um valor baixo de φ , a velocidade de ajuste será maior e os valores das elasticidades de curto e longo prazo serão mais próximos. O parâmetro φ é restrito a ser menor que 1 para manter a estabilidade do modelo. Segue a matriz de impacto de longo prazo:

$$\frac{\partial Y_{t+T}}{\partial X_t} = [(I_n - \rho W - \varphi W)^{-1} \cdot \beta] + [(I_n - \rho W - \varphi W)^{-1} \cdot \tau] \quad (10)$$

Da mesma forma dos efeitos de curto prazo, os efeitos diretos de longo prazo são obtidos pela média do traço da matriz principal e os indiretos pela média dos elementos não nulos fora da diagonal principal. É simples perceber que no caso dos modelos SAR, o parâmetro τ será zero e a proporção entre efeitos diretos e indiretos será a mesma para todas as variáveis explicativas, o que não ocorre com os modelos Durbin, pois estes permitem diferentes proporções entre efeitos diretos e indiretos para cada variável explicativa (LeSage e Pace, 2011; Debarsy et al, 2011; Elhorst, 2012).

¹⁴ O SAR e o SDM consideram o ajuste até um novo *steady state*, podendo ser interpretados como modelos de longo prazo (LeSage and Pace, 2011).

¹⁵ Efeitos marginais indiretos também são chamados de *spillovers espaciais*. Os efeitos indiretos seriam a parte da variação devido às outras regiões. No caso dos preços do etanol, por exemplo, é razoável supor que aumente o preço da região X devido à quebra de safra da região Y.

¹⁶ Lembrando que o β é uma matriz, para cada variável explicativa 'k' é construída uma matriz de efeitos. A matriz é determinada pelo número de *cross sections*. No caso desse artigo, ela tem dimensão 27 x 27.

Resultados e Discussão

As variáveis utilizadas mostraram forte dependência nas *cross sections* e essa dependência continuou presente nos resíduos dos modelos OLS¹⁷, tanto para gasolina, quanto para o etanol, tanto usando o teste Pesaran CD, quanto o usando o BP (1980). Tentando corrigir tais problemas, foi adotada a matriz binária do tipo *queen* (W). Essa matriz foi introduzida nos modelos de duas formas (WY e WX). Foram estimados os modelos OLS-pooled, GLS, SAR (efeitos fixos e aleatórios), SDM (efeitos fixos e aleatórios), e o estimador de Han e Phillips (2010) do tipo SAR (HP-SAR) e do tipo SDM (HP-SDM). Primeiramente são reportados todos os estimadores e, posteriormente, são comparadas as elasticidades, sendo possível comparar as elasticidades de curto prazo entre os parâmetros fornecidos pelos modelos OLS, GLS e HP, e as de longo prazo com SAR, SDM e HP. Como os estimadores HP são dinâmicos, eles fornecem tanto as elasticidades de curto, quanto de longo prazo. Os modelos HP estão disponíveis apenas para efeitos fixos, enquanto o SAR e SDM estão disponíveis para efeitos fixos e aleatórios. Na Tabela 5 estão os resultados para os parâmetros da demanda por etanol.

Tabela 5 - Demanda estimada por etanol por diferentes especificações

	(1) OLS	(2) GLS	(3) SAR-FE	(4) SAR-RE	(5) SDM-FE	(6) SDM-RE	(7) HP-SAR	(8) HP-SDM
$\Phi (Y_{t-1})$							0,478*** 4,24	0,536*** 5,21
Pe	-5,691*** (-36,42)	-1,779*** (-26,72)	-1,752*** (-22,50)	-1,752*** (-22,43)	-2,248*** (-24,85)	-2,244*** (-24,72)	-1,802*** (-22,24)	-1,739*** (-17,51)
Pg	7,203*** (39,66)	1,734*** (18,67)	2,167*** (20,61)	2,187*** (21,10)	3,013*** (18,57)	3,024*** (18,57)	2,349*** (22,50)	2,733*** (21,70)
Frota	-0,217*** (-12,66)	0,0777 (1,95)	0,321*** (4,54)	0,269*** (3,89)	-0,932*** (-11,63)	-0,887*** (-11,09)	0,453*** (6,01)	0,727*** (8,86)
Renda	1,035*** (50,08)	1,019*** (23,77)	0,809*** (7,66)	0,804*** (8,25)	0,795*** (6,72)	0,852*** (7,35)	0,920*** (9,57)	1,253*** (11,65)
Const	3,405*** (19,87)	1,948*** (4,87)		-4,323*** (-5,00)		-17,68*** (-15,50)	-3,040*** (-6,61)	-4,467*** (-10,03)
ρ			0,481*** (32,25)	0,483*** (32,89)	0,444*** (27,22)	0,447*** (27,43)	0,083*** (21,02)	
τ								
Pe					0,742*** (6,47)	0,739*** (6,42)		-0,201*** (-6,55)
Pg					-1,399*** (-7,17)	-1,383*** (-7,07)		0,123*** (3,13)
Frota					2,409*** (23,84)	2,341*** (23,01)		0,012 (0,66)
Renda					-0,220 (-1,46)	-0,326* (-2,17)		0,010 (0,27)
Obs,	3267	3267	3267	3267	3267	3267	3240	3240
AIC	9269,5	.	2834,6	3064,9	2212,1	2484,4	1959,7	2051,0

Fonte: Elaboração própria.

Nota: (*), (**) e (***) indicam o grau de significância estatística respectivamente, 10, 5 e 1%. As iniciais FE e RE indicam que a estimativa foi feita usando efeitos fixos e efeitos aleatórios, respectivamente.

As diferenças entre o tamanho da amostra dos modelos HP para os demais se refere à perda da amostra por conta da defasagem. Os modelos com efeitos fixos não possuem constante, ou melhor, possuem uma

¹⁷ Foi rejeitada a hipótese nula de dependência a 1% para todas as variáveis.

constante para cada i , e por isso os valores das constantes não são reportados. Os parâmetros τ são encontrados apenas nos modelos tipo Durbin (SDM).

Almeida (2012) sugere que seja feito o teste de Breusch-Pagan (1980) para efeitos não observáveis nos resíduos e que esse deve ser o primeiro critério de escolha para os modelos. Ou seja, os modelos estarem “livres” da dependência espacial é o primeiro pré-requisito à seleção. Entretanto, a literatura ainda está avançando na parte de testes residuais para painéis espaciais. Sen e Bera (2011, p.4), por exemplo, mostram que o teste BP (1980) tem “excessivo tamanho” causando “excesso de rejeição” para painéis espaciais, principalmente na presença de CD. O teste teria elevado erro do tipo I, rejeita a hipótese nula quando ela não deveria ser rejeitada. Provavelmente por conta da explicação de Sen e Bera (2011), todos os modelos rejeitaram a hipótese nula do BP (1980). Por isso, foram escolhidos os modelos que se aproximaram mais de falhar na rejeição da hipótese nula, o SAR-RE e o HP-SAR.

Como citado na metodologia deste trabalho, apenas os coeficientes dos modelos (1) e (2) podem ser interpretados de forma direta. Ou seja, apenas nesses dois modelos o parâmetro é igual ao efeito marginal. Nos outros modelos é preciso calcular os efeitos marginais conforme mostram as Equações (9) e (10). No OLS, as elasticidades preço e cruzada são claramente superestimadas, possivelmente por conta dos efeitos espaciais estarem sendo absorvidos pelos parâmetros dos preços. Esse efeito é reduzido no GLS, pois o estimador tem correção tanto para dependência entre as *cross sections* (CD), quanto para autocorrelação temporal, tendo os seus efeitos totais de curto prazo com valores bastante próximos aos efeitos totais de curto prazo do HP-SAR na elasticidade preço do etanol (Tabela 6).

Do modelo (3) ao (6), os resultados marginais representam o ajuste de longo prazo conforme LeSage e Pace (2011). Resultados tanto de longo, quanto de curto prazo são encontrados apenas nos modelos dinâmicos, (7) e (8). Efeitos diretos e indiretos são reportados para todos os modelos espaciais na Tabela 6.

O HP-SAR teve resultado de 0,478 no parâmetro Φ , indicando que os parâmetros de longo prazo serão aproximadamente o dobro que os parâmetros de curto prazo. Tanto a elasticidade preço de curto prazo ($E_p = -1,91$), quanto a de longo prazo ($E_p = -3,45$) mostram o etanol como um bem elástico a preço. As elasticidades cruzadas (parâmetro do preço da gasolina) mostram que a quantidade demanda varia mais fortemente em relação ao preço do substituto do que do próprio produto, sugerindo que políticas interessadas em aumentar a demanda de etanol seriam mais eficientes aumentando o preço do concorrente (gasolina) do que diminuindo o preço do próprio produto. No HP-SAR e no SAR os efeitos totais são bastante próximos, entretanto a divisão entre efeitos totais diretos e indiretos o SAR possui uma proporção mais elevada.

A “elasticidade da frota”, ou seja, a sensibilidade da demanda ao tamanho da frota é menor que um tanto no curto (0,494), quanto no longo prazo (0,868), indicando que o incremento marginal de 1% na frota representa um aumento na demanda pelo combustível menor que 1%. Se todos os carros tivessem o mesmo consumo, estando o modelo bem calibrado, essa elasticidade seria algo próximo a 1%. Entretanto, em ambas as demandas (etanol e gasolina), espera-se que o incremento (os carros marginais) sejam veículos novos (mais eficientes), o que justificaria o parâmetro ser menor que um no longo prazo, pois estes teriam um menor consumo do que a média da frota (pressupondo que a eficiência dos carros novos é maior que a dos mais antigos).

Tabela 6 - Efeitos Marginais - Demanda por Etanol

	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	SAR-FE	SAR-RE	SDM-FE	SDM-RE	HP-SAR	HP-SDM
Curto Prazo						
Direto						
Pe	-	-	-	-	-1,806***	-1,739***
Pg	-	-	-	-	2,354***	2,733***
Frota	-	-	-	-	0,454***	0,727
Renda	-	-	-	-	0,922***	1,254
Indireto						
Pe	-	-	-	-	-0,159***	0,202***
Pg	-	-	-	-	0,207***	-0,123***
Frota	-	-	-	-	0,040***	-0,012
Renda	-	-	-	-	0,081***	-0,011
Total						
Pe	-	-	-	-	-1,965***	-1,941***
Pg	-	-	-	-	2,562***	2,857***
Frota	-	-	-	-	0,494***	0,740
Renda	-	-	-	-	1,004***	1,264
Longo Prazo						
Direto						
Pe	-1,899***	-1,899***	-2,286***	-2,284***	-3,174***	-3,752***
Pg	2,353***	2,375***	3,014***	3,029***	4,137***	5,897***
Frota	0,351***	0,295**	-0,623***	-0,583***	0,798***	1,569
Renda	0,867***	0,862***	0,811***	0,859***	1,620***	2,705
Indireto						
Pe	-1,491***	-1,497***	-0,397**	-0,417**	-0,280***	0,202***
Pg	1,848***	1,871***	-0,123	-0,077	0,364***	-0,123***
Frota	0,274***	0,232**	3,282***	3,202***	0,070***	-0,012
Renda	0,680***	0,679***	0,185	0,085	0,143***	-0,011
Total						
Pe	-3,390***	-3,396***	-2,683***	-2,701***	-3,453***	-4,187***
Pg	4,201***	4,246***	2,891***	2,953***	4,501***	6,163***
Frota	0,625***	0,527**	2,659***	2,618***	0,868***	1,596
Renda	1,547***	1,542***	0,996***	0,944***	1,763***	2,728

Fonte: Elaboração própria.

Nota: (*), (**) e (***) indicam o grau de significância estatística, respectivamente, 10, 5 e 1%.

A elasticidade renda foi aproximadamente unitária no curto prazo e de 1,763 no longo prazo. Indicando que aumentos de 1% na renda causam um aumento de igual magnitude na demanda por combustíveis no curto prazo e de 1,763% no longo prazo. Quanto aos efeitos indiretos, eles foram significativos tanto no curto, quanto no longo prazo, mas de reduzida magnitude. De forma geral, as elasticidades de longo prazo foram maiores que as de curto prazo.

Já na demanda por gasolina (Tabela 7) os parâmetros do OLS também estão superestimados. Já os valores do GLS parecem subestimar as elasticidades, tanto levando em comparação as outras elasticidades calculadas no presente artigo, quanto em comparação com outros resultados da literatura.

Tabela 7 – Parâmetros estimados - Demanda por Gasolina

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	GLS	SAR-FE	SAR-RE	SDM-FE	SDM-RE	HP-SAR	HP-SDM
$\Phi (Y_{t-1})$							0,167*** (3,28)	0,135*** (3,87)
Pe	1,801*** -12,36 (-11,00)	0,107* (-2,56)	0,136*** (-5,93)	0,136*** (-5,92)	0,026 (-0,87)	0,0256 (-0,86)	0,153*** (6,01)	0,171*** (5,52)
Pg	-1,863*** (-11,00)	-0,0265 (-0,47)	-0,243*** (-7,80)	-0,240*** (-7,69)	-0,413*** (-7,75)	-0,412*** (-7,70)	-0,240*** (-6,98)	-0,141*** (-3,52)
Frota	-0,096*** (-6,04)	-0,0111 (-0,45)	0,467*** (-20,71)	0,460*** (-20,35)	0,385*** (-14,6)	0,375*** -14,28	0,558*** (22,92)	0,580*** (22,14)
Renda	0,725*** (-37,65)	0,823*** (-29,77)	0,428*** (-13,44)	0,425*** (-13,45)	0,470*** (-12,1)	0,468*** -12,22	0,442*** (12,46)	0,594*** (14,8)
Const	8,005*** (-50,09)	5,614*** (-22,63)		-2,442*** (-7,21)		-2,769*** (-7,38)	-2,007*** (-7,18)	
ρ			0,404*** -25,58	0,406*** -25,7	0,385*** -21,85	0,386*** -21,96	0,071*** 18,95	
τ								
Pe					0,215** (-3,46)	0,220** (-3,54)		-0,041* (-3,15)
Pg					0,121** (-3,42)	0,120** (-3,37)		0,016*** (1,67)
Frota					0,207*** (-6,56)	0,212*** (-6,18)		0,077*** (10,14)
Renda					-0,223*** (-4,50)	-0,228*** (-4,64)		-0,053*** (-3,92)
Obs,	3267	3267	3267	3267	3267	3267	3240	3240
AIC	8813,2	.	5034,8	4745,6	5114,8	4828,9	5221,0	5062,6

Fonte: Elaboração própria.

Nota: (*), (**) e (***) indicam o grau de significância estatística, respectivamente, 10, 5 e 1%. Os desvios estão abaixo de cada parâmetro, entre parêntesis.

Assim como na demanda por etanol, foi necessário calcular os efeitos diretos e indiretos do modelo, não sendo possível interpretar os parâmetros dos modelos espaciais na Tabela 7 como efeitos marginais. Mesmo que os efeitos diretos estejam próximos aos parâmetros encontrados acima, é impossível garantir que isso sempre vá acontecer.

O teste BP (1980) rejeitou a hipótese nula de ausência de efeitos individuais também para o mercado da gasolina. O que se desejava era que os modelos espaciais captassem todos os efeitos individuais não observados, novamente a explicação parece estar no problema detectado por Sen e Bera (2011). Os modelos que mais se aproximaram de aceitar a hipótese nula do teste foram os SAR-FE e RE, e o HP-SAR. Os modelos SAR-RE e FE têm parâmetros bastante próximos, por isso o teste de Hausman falhou em rejeitar a hipótese nula de que os estimadores são sistematicamente diferentes, o que direciona a escolha para o RE (mais eficiente dos modelos apresentarem parâmetros não sistematicamente diferentes).

O HP-SAR teve parâmetro Φ de 0,167, o que representa uma alta velocidade de ajuste, ou seja, as elasticidades de curto prazo evoluem rapidamente até o novo equilíbrio, até às elasticidades de longo prazo. A elasticidade preço total foi de -0,258 no curto prazo e de -0,310 no longo prazo (Tabela 8). O que indica que a gasolina é um bem inelástico a preço. A elasticidade cruzada também apresentou o resultado esperado, sendo 0,165 no curto prazo e 0,198 no longo prazo. Mais uma vez a demanda por combustíveis responde mais fortemente ao preço da gasolina do que ao preço do etanol.

Tabela 8 – Efeitos Marginais - Demanda por Gasolina

	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	SAR-FE	SAR-RE	SDM-FE	SDM-RE	HP-SAR	HP-SDM
Curto Prazo						
Direto						
Pg					-0,240	-0,141
Pe					0,153	0,171
Frota					0,559	0,580
Renda					0,443	0,594
Indireto						
Pg					-0,018	-0,041
Pe					0,012	0,016
Frota					0,042	0,077
Renda					0,034	-0,053
Total						
Pg					-0,258	-0,182
Pe					0,165	0,187
Frota					0,601	0,657
Renda					0,476	0,540
Longo Prazo						
Direto						
Pg	-0,257***	-0,254***	-0,405***	-0,404***	-0,288	-0,163
Pe	0,145***	0,145***	0,0443	0,0435	0,184	0,197
Frota	0,494***	0,486***	0,431***	0,422***	0,671	0,671
Renda	0,449***	0,447***	0,464***	0,461***	0,531	0,687
Indireto						
Pg	-0,153***	-0,151***	0,0969	0,107	-0,022	-0,047
Pe	0,0861***	0,0862***	0,191***	0,185**	0,014	0,019
Frota	0,294***	0,290***	0,531***	0,534***	0,051	0,089
Renda	0,267***	0,267***	-0,0793	-0,0813	0,040	-0,062
Total						
Pg	-0,410***	-0,405***	-0,308***	-0,296***	-0,310	-0,210
Pe	0,231***	0,231***	0,235***	0,229***	0,198	0,216
Frota	0,788***	0,776***	0,962***	0,956***	0,722	0,760
Renda	0,717***	0,713***	0,384***	0,380***	0,572	0,625

Fonte: Elaboração própria.

Nota: (*), (**) e (***) indicam o grau de significância estatística, respectivamente, 10, 5 e 1%.

O efeito marginal da frota mostra uma elasticidade inferior a 1,0 tanto no curto (0,601), quanto no longo prazo (0,722). Com dito anteriormente, eram esperados valores um menores que um por conta da maior eficiência dos veículos novos. Em relação à elasticidade renda, a gasolina mostrou-se inelástica a renda ($E_r = 0,476$ no curto prazo e $E_r = 0,572$ no longo prazo). Os efeitos mostram que um aumento de 1% na renda incrementa o consumo de gasolina em aproximadamente 0,5%.

Os efeitos indiretos de ambas as demandas (etanol e gasolina) foram pequenos em relação aos efeitos totais, aproximadamente 7% para a demanda por gasolina e 8% para demanda por etanol, porém altamente significativos estatisticamente. Os efeitos indiretos foram na mesma direção do efeito direto, ou seja, os efeitos dos vizinhos aumentavam as elasticidades diretas, resultando em maiores elasticidades

totais. Na literatura de econometria espacial os efeitos indiretos ou *spillovers* espaciais são creditados normalmente aos efeitos de borda (Elhorst, 2012). O aumento da renda no estado (*i*) aumenta o consumo de gasolina e etanol nesse estado e nos seus vizinhos, entretanto, o aumento médio nos vizinhos (efeito indireto) é muito tímido, próximo à zero.

Os resultados mostram que ambas as demandas são mais sensíveis aos preços da gasolina do que aos do etanol, indicando que políticas com intuito de mudar a quantidade demandada por combustíveis devem atuar no preço da gasolina. Olhando para os dois mercados (etanol e gasolina) percebe-se claramente que as elasticidades do etanol são muito superiores às da gasolina, por isso, intervenções via preço são mais eficazes no mercado do etanol do que no da gasolina. Como aqui se considera que os combustíveis fazem parte do mesmo mercado, para alterar a demanda por combustíveis (seja ele o etanol ou a gasolina) a intervenção deve ser no preço da gasolina.

Em relação ao crescimento futuro das demandas, os cálculos indicam que, dado todo o resto constante, aumentos lineares na frota ou na renda indicam um crescimento maior na demanda por etanol do que na demanda por gasolina. Isso porque as elasticidades de longo prazo para elasticidade da renda e “elasticidade da frota” são maiores para a demanda por etanol do que para demanda por gasolina. O que indica que os investimentos em etanol possivelmente necessitariam ser maiores do que no mercado de gasolina.

Sobre os efeitos do espaço nas estimativas, o multiplicador espacial $[(1/1-\rho)]$ comparando o mesmo modelo na demanda por etanol e na demanda por gasolina, apresenta valores mais elevados para a demanda por etanol. No caso do SAR-FE, por exemplo, o multiplicador espacial do etanol é 1,92, enquanto o da gasolina 1,66. A suspeita é que os efeitos espaciais maiores na demanda por etanol sejam fruto da ineficiência logística na distribuição do etanol em comparação com a gasolina. Entretanto, é preciso maiores pesquisas para verificar se é realmente possível afirmar algo sobre a eficiência logística entre dois produtos a partir dos multiplicadores espaciais.

Considerações Finais

Os testes nos resíduos do OLS para ambas as demandas indicaram forte dependência entre as *cross sections* (CD). Dos possíveis caminhos para superar tal problema, dois foram tomados: i) o uso de estimadores que sejam eficientes na presença de CD, foi usado o GLS; ii) o uso de uma matriz espacial (W) que consiga captar os efeitos não observados que estão causando tal dependência. Ambas as estratégias conseguiram minimizar a presença dos efeitos não observáveis, entretanto, nenhuma delas conseguiu rejeitar a hipótese nula do teste de Breusch-Pagan (1980) para efeitos individuais não observados. Porém, parece que esse não é um problema sério, uma vez que Sen e Bera (2011) afirmam que o teste usado tem “excesso de rejeição” em painéis com CD.

Os estimadores espaciais dinâmicos usados conseguiram separar os efeitos marginais entre diretos e indiretos e em curto e longo prazo, aumentando as informações fornecidas pelo estudo. Os resultados tiveram os sinais esperados, ou seja, elasticidade preço negativa e elasticidade cruzada (preço do substituto) positiva, elasticidade renda positiva e “elasticidade da frota” positiva, para ambas as demandas. Era esperado também que os parâmetros de longo prazo tivessem maior magnitude que os de curto prazo, o que ocorreu.

Os resultados indicam para a demanda por etanol sendo elástica a preços no curto e longo prazo e a de gasolina sendo inelástica a preços tanto no curto quanto no longo prazo (o que está de acordo com outros estudos para o Brasil, Tabela 1). Ambas as demandas tiveram maior resposta aos preços da gasolina do que aos preços do etanol, indicando que políticas públicas interessadas em mudar as quantidades demandadas preferencialmente devem intervir nos preços da gasolina.

A demanda por etanol teve uma maior resposta aos parâmetros da frota e da renda. Por isso, supondo aumento da renda ou aumento da frota, a demanda por etanol aumentaria mais que a demanda por gasolina. A elasticidade renda de longo prazo do etanol é mais que o dobro da elasticidade renda de longo prazo da gasolina, o que é um resultado importante para futuras políticas públicas e até mesmo para investimentos futuros no setor de combustíveis leves.

Sobre a escolha da matriz de vizinhança, mesmo que LeSage e Pace (2011) afirmem que os efeitos marginais não sejam sensíveis à escolha da matriz, outras especificações para matriz W podem ser testadas no futuro, tais como uma matriz de distâncias invertidas. Existe também a possibilidade de utilizar mais de uma matriz de vizinhança, tais como uma matriz do tipo *queen* para o erro (W_e) e outra com as distâncias invertidas para a interação com a dependente (W_Y), por exemplo, e verificar se os resultados são realmente robustos em relação à escolha das matrizes.

A literatura de econometria espacial em painel de dados ainda é recente, espera-se que com o tempo novos testes surgirão e a identificação de efeitos individuais nos resíduos será mais precisa. Sobre a eficiência dos modelos tipo SDM, aqui foram testados apenas o “default” do modelo, ou seja, todas as variáveis explicativas foram defasadas espacialmente. Porém, é possível defasar apenas algumas delas, fazendo com que o modelo não perca em eficiência com o aumento desnecessário de variáveis explicativas.

Outra lacuna do trabalho é a impossibilidade de lidar com efeitos conjuntos, tais como um aumento conjunto da renda e da frota. O ferramental permite apenas calcular efeitos marginais baseados no conceito de *ceteris paribus* (todo o resto constante) é impossível dizer aqui qual a variação na demanda com uma mudança na renda e na frota, tais respostas seriam alcançadas com modelos de equilíbrio geral computável.

Bibliografia

- ALMEIDA, Eduardo (2012). **Econometria Espacial Aplicada**. Editora: Alinea. 498 p.
- ANFAVEA (2010). Anuário da Indústria Automobilística Brasileira – 2010. Disponível em: <http://www.anfavea.com.br/anuario.html>.
- ANSELIN, L; LE GALLO, J.; JAAYET, H (2008). **Spatial Panel Econometrics**. Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics, 46, Part II, pp. 625-660.
- BALTAGI, B. H; SONG, S.; KOH, W. (2003). Testing panel data regression models with spatial error correlation. **Journal of Econometrics** **117**, 123–50.
- BALTAGI, B. H; YANG, Z. (2013). Standardized LM tests for spatial error dependence in linear or panel regressions. **The Econometrics Journal**, **16**: 103–134. doi: 10.1111/j.1368-423X.2012.00385.x
- BELOTTI, Federico; HUGHES, Gordon; PIANO MORTARI, Andrea, (2013). **XSMLE**: Stata module for spatial panel data models estimation. Disponível em: <http://EconPapers.repec.org/RePEc:boc:bocode:s457610>.
- 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.
- BREUSCH, Trevor; PAGAN, Adrian (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. **Review of Economic Studies** **47**; 239-253.
- BRITISH PETROLEUM (BP) (2011). **Statistical 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 (2002). **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.
- BURRIDGE, P. (1980). “On the Cliff-Ord test for spatial correlation.” **Journal of the Royal Statistical Society**, Series B, 42, 1, 107–108.
- CARDOSO, Leonardo, C. B.; BITTENCOURT, Maurício V. L. (2012). **Elasticidades da demanda de curto e longo prazo por etanol no Brasil no período de 2001 a 2011: um estudo utilizando painéis cointegrados**. XL Encontro Nacional de Economia - 2012.
- CAVALCANTI, Marcelo C. B (2011). **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.
- CHEUNG, Kui-Yin; THOMSON, Elspeth (2004). **The Demand for Gasoline in China: A Cointegration Analysis**. Taylor and Francis Journals, vol. 31(5), p. 533-544.
- DAHL, Carol A.; STERNER, Thomas N. S (1991). **Analysing gasoline demand elasticities: a survey**. *Energy Economics*, (13) p. 201-210.
- ELHORST, J. (2012). Dynamic spatial panels: models, methods, and inferences. **Journal of Geographical Systems**, Springer, vol. 14(1), pages 5-28, January.

- ESPEY, Molly (1998). **Gasoline demand revisited: an international meta-analysis of elasticities**. *Energy Economics*, 20, 273-295.
- FARINA, Elizabeth; VIEGAS, Claudia; LACERDA, Paula; GARCIA, Carolina (2010). **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*. 1ª ed. São Paulo: Editora LUC, p. 226-311.
- FREITAS, Luciano Charlita de; KANEKO, Shinji (2011). Ethanol demand under the flex-fuel technology regime in Brazil. **Energy Economics**, Volume 33, Issue 6, November 2011, p. 1146-1154, ISSN 0140-9883, <http://dx.doi.org/10.1016/j.eneco.2011.03.011>.
- GOLDEMBERG, José; GUARDABASSI, Patricia (2009). The potential for first generation ethanol production from sugarcane. **Wiley Interscience**, p.17-24, 09 dez. 2009. Disponível em: <www.interscience.wiley.com>. Acesso em: 12 jul. 2011.
- HAN, Chirok; PHILLIPS, Peter C. B. (2010). Gmm Estimation For Dynamic Panels With Fixed Effects And Strong Instruments. **Econometric Theory**. Cambridge University Press, vol. 26(01), p. 119-151, February.
- MILANEZ, Artur; NIKO, Diego; GARCIA, Jorge; XAVIER Carlos (2010). **Logística para o etanol: situação atual e desafios futuros**. *Sucroenergético*. BNDES Setorial 31, p.49-98.
- MITsutANI, Cláudio (2010). **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 (2007). **A Demanda por gasolina no Brasil: uma avaliação de suas elasticidades após a introdução dos carros bicomcombustível**. Dissertação de Mestrado, Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, Brasil. 2007.
- PESARAN, M. Hashem (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *Cambridge Working Papers in Economics* No. 435, University of Cambridge.
- PESARAN, M. Hashem (2007). **A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence**. *Journal of Applied Econometrics* 22, 265-312.
- PRAIS, S; WINSTEIN, J (1954). **Trend Estimators and Serial Correlation**. Cowles Commission Discussion Paper No. 383.
- RAMANATHAN, R (1999). **Short and long-run elasticities of gasoline demand in India: an empirical analysis using co-integration techniques**. *Energy Economics* 21(4), pp. 321-330.
- RANDOW, Bruno; FONTES, Rosa Maria ; CARMINATI, João Guilherme (2010). Estimativas das elasticidades-preço e renda da demanda por álcool combustível no Brasil In: **XLVIII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2010**, Mato Grosso do Sul. CD ROM Anais do XLVIII Congresso da SOBER. Brasília, DF: Sociedade Brasileira de Economia Administração e Sociologia Rural, 2010. v. 1. p. 1-19.
- 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.
- SANTOS, Gervásio F (2013). Fuel demand in Brazil in a dynamic panel data approach. **Energy Economics**. Volume 36, March 2013, Pages 229-240, ISSN 0140-9883. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.eneco.2012.08.012>. Acesso: junho/2013.

SANTOS, Gervásio, F.; FARIA, Weslem, R. (2012) Spatial Panel Data Models and Fuel Demand in Brazil. **XL Encontro Nacional de Economia - 2012.**

SEN, Monalisa; BERA, Anil K. (2011). Specification Testing for Panel Spatial Models. **Working Paper of University of Illinois at Urbana Champaign.** Version: July/2011.

SERIGATI, Felipe. C.; CORREIA, Leonardo. B; PEROSA, Bruno B (2010). 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.

SHEHATA, Emad A. E.; MICKAIEL, S. K. (2012). **SPREGDPD:** "Spatial Panel Arellano-Bond Linear Dynamic Regression: Lag & Durbin Models".

SHEHATA, Emad A. E.; MICKAIEL, S. K. (2012). **SPREGFEXT:** "Spatial Panel Fixed Effects Regression: Lag and Durbin Models.

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