

POLÍTICAS PÚBLICAS E A DEMANDA ENERGÉTICA POR COMBUSTÍVEIS LEVES NO BRASIL, 2003 A 2013

Luciano Rodrigues

Doutorando em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura
“Luiz de Queiroz”/ESALQ - Universidade de São Paulo/USP

Mirian Rumenos Piedade Bacchi

Professora do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Escola Superior
de Agricultura “Luiz de Queiroz”/ESALQ - Universidade de São Paulo/USP

Resumo:

O principal objetivo deste artigo é avaliar os determinantes da demanda por combustíveis leves no Brasil entre 2003 e 2013. Por meio de uma análise de auto-regressão vetorial, buscou-se identificar e quantificar o efeito das diferentes variáveis e das medidas de políticas públicas adotadas nesse período sobre o surpreendente crescimento do consumo energético da frota de veículos leves. Os resultados indicaram que além da melhoria na renda, a demanda por energia pela frota leve também foi influenciada pela retração no preço dos combustíveis, associada especialmente à política de contenção de aumentos de preços da gasolina para controle inflacionário, pela ampliação do crédito destinado a compra de veículos e pela queda no preço real desses bens, com destaque para as medidas anticíclicas de desoneração de IPI cobrado sobre veículos novos em diversos períodos de desaceleração da indústria automobilística.

Palavras chave: combustíveis, transporte privado, séries temporais.

Abstract:

This paper aims to investigate the determinants of fuel demand for light vehicles in Brazil between 2003 and 2013. For this purpose, cointegration techniques and vector auto-regression analysis were used in order to assess the effect of different economic variables and public policies on the total light fuels consumption. The results indicated that the increase of transport energy demand was influenced by the following factors: i) income growth, ii) the reduction in the average real price of fuel, attributed to the gasoline price policy to limit inflation, iii) the increase of credit availability for purchasing vehicles, iv) the fall in the real price of new cars, which was enhanced due to tax reduction (IPI) promoted by the federal government in periods of automotive industry slowdown.

Key words: transport demand, public policies, energy demand, time series.

Área 11 - Economia Agrícola e do Meio Ambiente

JEL code: C32, R48, Q41

1. Introdução

O entendimento do comportamento da demanda por gasolina ou, de forma mais ampla, da demanda por energia para transporte privado, inspirou dezenas de estudos acadêmicos ao longo dos últimos quarenta anos.

Esse assunto também tem recebido especial atenção do setor privado e, principalmente, de formuladores de políticas públicas, pois está diretamente relacionado às discussões e decisões relativas à segurança energética das nações, às medidas de controle da emissão de gases de efeito estufa, à política macroeconômica dos países, ao planejamento das empresas deste setor, entre outros.

No caso brasileiro, esse tipo de análise remete ao estudo da demanda por combustíveis pela frota de motocicletas, automóveis e utilitários leves dotados de motores ciclo Otto¹, que, por convenção, serão tratados apenas como veículos leves neste estudo.

Como o país dispõe de condição única no mundo, com parcela significativa da frota capaz de utilizar outros combustíveis além da gasolina, a demanda energética por transporte privado, também tratada como demanda do ciclo Otto ou demanda de combustíveis leves ao longo do texto, deve ser avaliada tomando-se o consumo agregado de gasolina, gás natural veicular e etanol hidratado, somados de acordo com o conteúdo energético ou rendimento de cada combustível.

Nesse sentido, chama atenção o impressionante crescimento do consumo de combustíveis leves na última década, com trajetória e duração muito distinta de qualquer movimento observado anteriormente nesse mercado. Entre 2003 e 2013, o consumo energético da frota leve mais do que dobrou, registrando taxa média de crescimento anual de 7,3%, chegando a atingir 10% em 2004 e 10,1% em 2008. Nesse mesmo período, o produto interno bruto do país e o consumo das famílias cresceram, em média, 3,55 e 4,1% ao ano, respectivamente (IBGE, 2013).

O ganho de renda e a queda no preço real dos combustíveis devido à política do governo federal de contenção dos aumentos de preços da gasolina para controle da inflação são recorrentemente citados como possíveis causas da expansão do consumo de combustíveis nesse período.

Não obstante, as mudanças no mercado de crédito, com ampliação expressiva dos recursos para a compra de automóveis e motocicletas, a queda no preço real dos veículos e as medidas anticíclicas com desoneração temporária de impostos cobrados sobre esses bens, também podem ter contribuído para esse aumento acentuado do consumo de energia pela frota leve.

Em princípio, esses elementos parecem ter constituído um cenário de estímulo à demanda por serviços de transporte individual. Os efeitos colaterais dessas medidas passam pelo agravamento dos congestionamentos nas grandes metrópoles e, principalmente, por uma alteração significativa nas condições de suprimento no mercado brasileiro de combustíveis do ciclo Otto.

A maior demanda por combustíveis leves, associada ao baixo crescimento da oferta interna de etanol e de gasolina, cuja análise foge do escopo desta pesquisa², fez com que o país, que chegou a ser autossuficiente e exportador de etanol e derivados de petróleo, passasse a importar volumes consideráveis de combustíveis para o atendimento da demanda doméstica. Com efeito, entre 2010 e 2013 as importações brasileiras de gasolina atingiram 9,4 bilhões de litros, e as de etanol, apesar de inferiores ao volume exportado, alcançaram 1,9 bilhão de litros no mesmo período (SECEX, 2013).

Esse cenário tem trazido perdas à Petrobrás, que aúfere prejuízo com a importação de gasolina ao comercializar o produto domesticamente por preço inferior ao de aquisição no mercado externo, impactos na balança comercial do país, dificuldades logísticas para o escoamento do produto importado e preocupação com o suprimento de combustíveis para o atendimento da demanda doméstica crescente.

Apesar da relevância do tema, das consequências associadas a esse movimento e das dúvidas sobre os fatores que possam ter estimulado essa trajetória do consumo, inexistem estudos abordando esse aspecto no mercado brasileiro. Diferente da abordagem proposta neste artigo, em que se busca entender o comportamento da demanda total de energia pela frota de veículos leves, os inúmeros trabalhos que analisaram o tema no Brasil estimaram funções de demanda individuais para cada tipo de combustível e

¹ O termo ciclo Otto refere-se ao ciclo termodinâmico associado ao funcionamento de motores de combustão interna com ignição por centelha. Esse termo faz referência ao engenheiro alemão Nikolaus August Otto, responsável pela implementação com sucesso desse sistema.

² Para mais informações ver Moraes, Zilberman e Rodrigues (2014), entre outros.

avaliaram a inter-relação entre o consumo de etanol e de gasolina, em um contexto de consolidação da frota flex (vide SANTOS, 2013; CARDOSO, 2012; FREITAS E KANEKO, 2011 e BACCHI, 2009, entre outros)³.

Dessa forma, o presente artigo tem como objetivo avaliar os determinantes da demanda energética por combustíveis utilizados pela frota de veículos leves no Brasil entre 2003 e 2013. Especificamente, procura-se identificar a relevância e a contribuição das medidas e variáveis mencionadas sobre a demanda brasileira de combustíveis do ciclo Otto no período, buscando preencher uma lacuna existente na literatura e contribuir para as discussões relativas às políticas públicas associadas a esse setor.

2 – Alterações recentes no mercado brasileiro de combustíveis leves

A matriz brasileira de combustíveis leves passou por importantes transformações nos últimos quarenta anos, com mudanças significativas em sua composição e flutuações relevantes no consumo energético total da frota do ciclo Otto. Nesse contexto, se destaca a trajetória da demanda por energia para transporte privado na última década, com o crescimento total do consumo superando 120% entre o início de 2003 e 2013 (Figura 1).

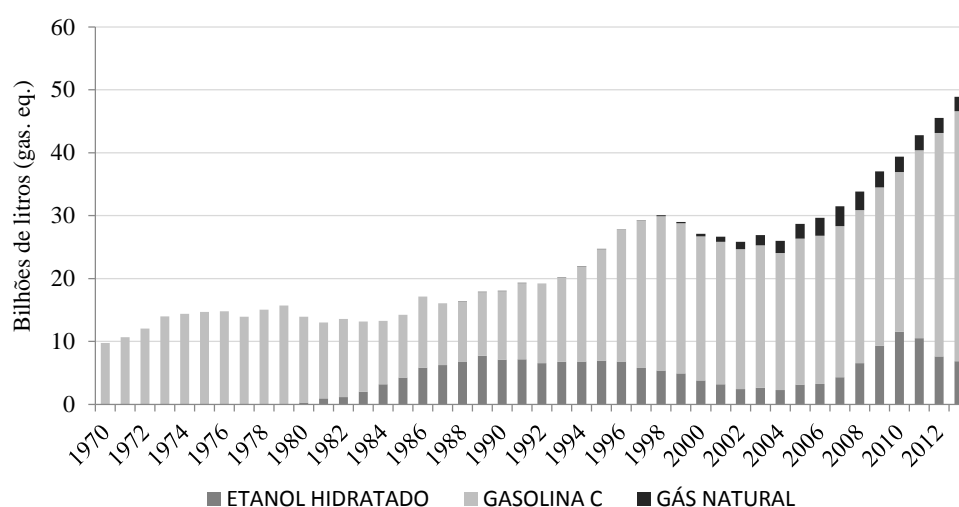


Figura 1 – Evolução do consumo brasileiro de combustíveis leves desagregado por tipo de combustível.

Fonte: Elaborada a partir de dados da ANP (2013), EPE (2013) e ABEGÁS (2013). Nota: valores convertidos em gasolina equivalente (gas. eq.), conforme sistemática descrita na metodologia deste artigo.

Como visto na introdução, diversos fatores podem ter contribuído para esse movimento. No campo macroeconômico, parece ser evidente que o crescimento do produto, o aumento da renda e a melhora na sua distribuição impulsionaram o consumo durante o período analisado.

Entretanto, essa não deve ser a única variável responsável pelas variações observadas na demanda de combustíveis no país, pois o aumento do consumo ocorreu mesmo em períodos de baixo crescimento econômico. Em 2009, por exemplo, enquanto os efeitos da crise financeira mundial promoveram uma retração da economia brasileira e queda no consumo de combustíveis em diversos países, o consumo energético da frota leve no Brasil cresceu quase 6%. O mesmo fenômeno foi observado em 2012, quando houve queda na taxa de crescimento produto e aumento do consumo doméstico de combustíveis do ciclo Otto.

Nessa linha, chama atenção a evolução do volume de crédito destinado à compra de automóveis e motocicletas. Entre 2003 e 2007, o montante de recursos concedido à pessoa física para a compra de veículos praticamente triplicou (Figura 2). Esse movimento foi interrompido pela crise financeira mundial

³ As respostas da demanda a variações nos preços dos combustíveis e na renda obtidas por estes estudos não podem ser transpostas para a demanda total de combustíveis leves. Isso ocorre porque a demanda individual para cada combustível (GNV, gasolina e etanol hidratado) é influenciada pela composição da frota no período analisado (proporção de veículos flex) e pelas preferências dos consumidores em relação ao produto avaliado, entre outros. Com efeito, a demanda por etanol hidratado estimada por esses trabalhos apresenta elevada sensibilidade a alterações no preço do combustível, enquanto que a demanda total por combustíveis leves, conforme será visto neste artigo, não apresenta esse mesmo comportamento.

em 2008, mas a concessão de recursos voltou a crescer no próximo ano e, em 2012, atingiu um patamar quatro vezes superior ao verificado no início de 2003.

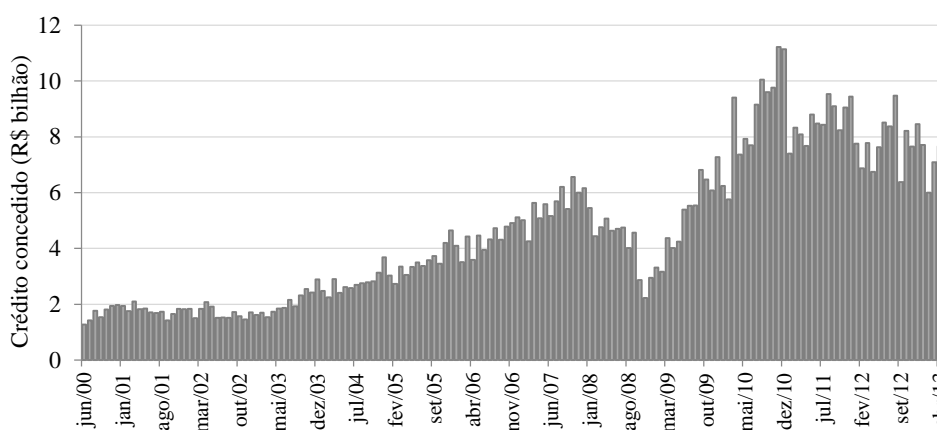


Figura 2 – Volume de crédito concedido para a compra de veículos (pessoa física).

Fonte: Elaborada a partir de dados do BACEN (2013).

Para Andrade (2012), a expansão do crédito nesse período não foi específica ao setor automobilístico, ela aconteceu de forma generalizada na economia brasileira, elevando a relação crédito/PIB para quase 50% já em 2011.

No caso dos financiamentos de automóveis, de fato houve uma redução significativa nas taxas de juros praticadas no mercado brasileiro. Dados apurados pelo BACEN (2013) mostram que a taxa média mensal das operações com crédito para aquisição de veículos pessoa física foi reduzida de 53,85% a.a. em janeiro de 2003 para 19,90% a.a. em dezembro de 2012. Nesse período, o prazo médio de pagamento para esse tipo de empréstimo saltou de 405,5 dias no início de 2003 para cerca de 500 dias no final de 2012, chegando a atingir 568,18 dias em dezembro de 2010.

Certamente essas mudanças repercutiram na demanda por veículos e, conseqüentemente, por combustíveis, já que 61% dos veículos e comerciais leves novos vendidos no país em 2012 foram financiados por meio de empréstimos, consórcios ou operações de arrendamento mercantil - leasing (ANEF, 2013). Para as motocicletas, a proporção de unidades adquiridas com o uso de financiamento foi ainda mais elevada, atingindo 75% do total comercializado em 2012.

Essas informações corroboram com a análise conduzida por De Negri (1998) que, ao estimar a elasticidade-renda e preço da demanda por automóveis no Brasil, evidenciou a importância das condições de financiamento para a definição do número de veículos novos comercializados no país. Resultado similar foi observado por Augusto e Gomes (2008).

Além da ampliação do crédito, a demanda energética por combustíveis também deve ter sido estimulada pela ampliação da frota leve decorrente da queda no preço real dos veículos e das reduções na alíquota de imposto sobre produtos industrializados (IPI) incidente sobre a venda desses bens.

Conforme informações apuradas por IBGE (2013), o preço real dos veículos novos apresentou queda gradativa entre 2003 e 2013, especialmente após 2008. Adicionalmente, em diversos períodos essa trajetória de retração no preço foi intensificada por reduções temporárias na alíquota de IPI cobrado sobre esses produtos, com destaque para as alterações promovidas pelo governo federal após 2008. Tais alterações faziam parte da política anticíclica implementada no país com o objetivo de minimizar efeitos associados ao agravamento da crise financeira mundial quando os sinais de desaceleração da trajetória de crescimento da indústria automobilística começaram a ficar mais evidentes.

Ao avaliar a Figura 3, é possível verificar que essas desonerações promoveram recuo no preço médio dos veículos novos após 2008 e estimularam a demanda por esse tipo de bem. Com efeito, estimativas obtidas por Alvarenga et al. (2010) a partir de uma modelagem de séries temporais indicam que a redução do imposto sobre o preço dos veículos novos foi responsável por 20,7% das vendas de automóveis leves entre janeiro e novembro de 2009 (primeiro período de desoneração praticado pelo governo federal). Resultados semelhantes também foram obtidos em trabalho conduzido por IPEA (2009).

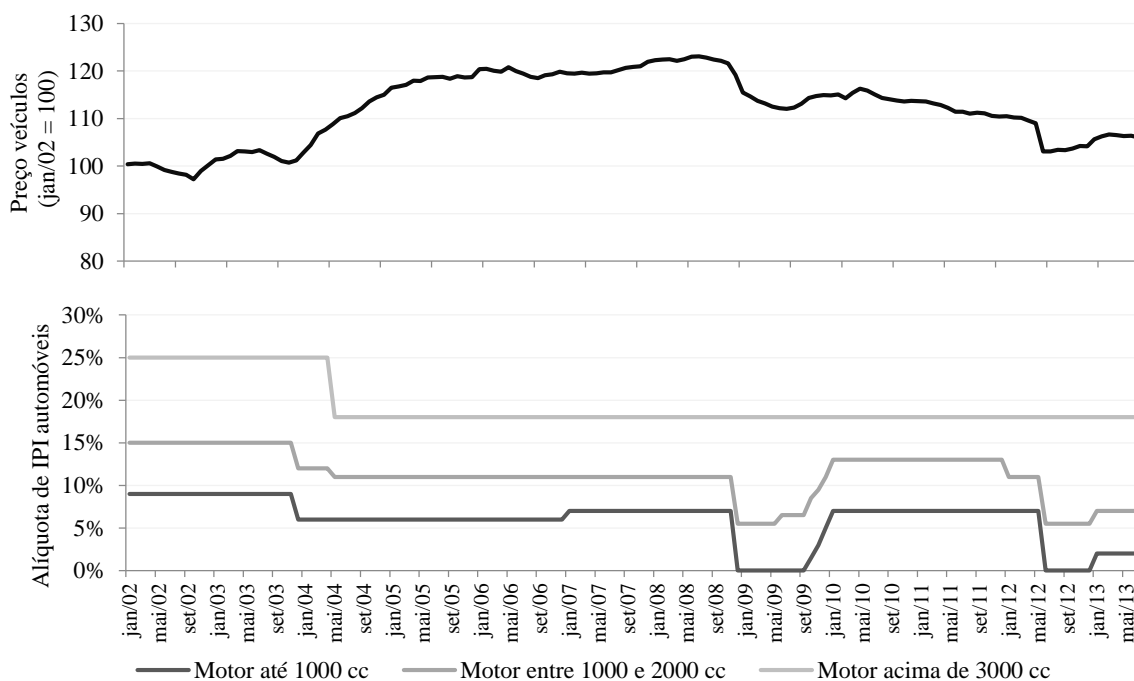


Figura 3 – Evolução das alíquotas de IPI e do preço nominal médio dos automóveis novos*

Fonte: Elaborada a partir de dados do IBGE (2013) e informações obtidas na legislação brasileira vigente. Nota: * as alíquotas de IPI para os veículos movidos exclusivamente à gasolina diferem daquelas apresentadas no gráfico. Foram reportados apenas os valores para os veículos flex com alto índice de peças e componentes nacionais (essa categoria representa a maior parte dos automóveis e utilitários leves comercializados no país).

Por fim, como sugere a teoria econômica para qualquer análise de demanda, resta avaliar comportamento dos preços dos combustíveis leves (etanol, gasolina e GNV) ao longo dos anos 2000.

O final da década de 90 foi caracterizado pela desregulamentação do setor sucroenergético e pela aprovação a Lei n. 9.478, de 6 de agosto de 1997, conhecida como “Lei do Petróleo”, que pôs fim ao monopólio da Petrobrás e permitiu à iniciativa privada a atuação em todos os elos da cadeia de produção e comercialização de derivados.

No que tange o preço da gasolina, essa alteração, em teoria, deveria promover uma mudança na estrutura de formação de preços do produto. Entretanto, na prática, não foram observadas alterações significativas no setor de refino após esse período e, de acordo com dados publicados pela ANP (2013), o *market share* da Petrobrás se manteve superior a 95%, garantindo com isso a possibilidade de fixação de preços da gasolina pela empresa.

Assim, entre 2000 e 2005, seguindo a tendência observada no mercado internacional, a Petrobrás promoveu elevação constante dos preços da gasolina pura nas refinarias brasileiras. A partir de 2006, entretanto, uma nova sistemática passa a vigorar: os aumentos observados no preço líquido da gasolina vendida nas refinarias brasileiras começaram a ser acompanhados por reduções no nível de impostos federais incidentes sobre o produto, de forma a evitar elevações no preço de bomba e impactos inflacionários à economia.

Essa redução sistemática de tributos nos momentos de aumento no preço do derivado praticado pela Petrobrás, fez com que o valor da gasolina nas refinarias, acrescido de impostos federais, ficasse praticamente congelado por cerca de sete anos. Esse cenário só foi alterado a partir de julho de 2012, quando a Contribuição de Intervenção de Domínio Econômico-CIDE - tributo instituído pela Lei 10.336/2001 e utilizado para operacionalizar a desoneração-, foi totalmente zerado.

A partir desse momento, os aumentos de preço da gasolina pela Petrobrás deixaram de ser atenuados por reduções da CIDE. Entretanto, a preocupação com o controle da inflação manteve o valor cobrado pela gasolina produzida domesticamente abaixo daquele praticado no mercado internacional. De acordo com CBIE (2013), a defasagem média entre o preço de venda da gasolina ao produtor no mercado doméstico e a cotação externa do produto foi superior 15% entre 2011 e 2013, chegando a atingir 30% em alguns meses.

As reduções da CIDE e a manutenção dos preços da gasolina abaixo dos níveis internacionais nos últimos anos promoveram uma significativa queda no valor real de bomba do derivado ao longo do período

avaliado neste trabalho, visto que o preço de faturamento da gasolina na refinaria representa cerca de 70% do valor final pago pelo consumidor (Figura 4).

Essa sistemática observada no mercado de gasolina também influenciou os preços do etanol hidratado. Apesar da produção do biocombustível ser caracterizada por uma estrutura pulverizada (cerca de 400 unidades produtoras reunidas em 200 grupos econômicos) e de não existir nenhuma restrição legal para a determinação do preço recebido pelo produtor e das margens nos agentes nos diferentes elos da cadeia, o valor do etanol hidratado é limitado pelo preço do substituto fóssil (a consolidação da frota flex fez com que a relação de preços entre o etanol hidratado e a gasolina na bomba passasse a ser fundamental para a determinação da demanda pelo biocombustível).

Com efeito, os preços do etanol hidratado, que apresentaram retração entre 2007 e 2009 devido à rápida expansão da oferta, passaram a ser limitados pelo preço da gasolina em momentos de retomada do valor do biocombustível nos anos em que houve quebra de safra e problemas para a ampliação da oferta do produto (DIEHL, 2012).

Em relação ao mercado de gás natural veicular, vale destacar que, similar ao caso da gasolina, após a liberação dos preços do gás natural a Petrobrás passou a atuar como agente dominante neste mercado, com controle da produção nacional, das duas principais companhias transportadoras responsáveis pelos dutos utilizados para a importação do produto e, ainda, com participação acionária em grande parte das distribuidoras de gás no país.

Assim, a partir de 2003 a empresa implementou uma política de massificação do uso do gás natural visando otimizar a sua rede de gasodutos, em especial o gasoduto Bolívia-Brasil (ANP, 2011). Essa política permitiu a ampliação do uso deste energético no setor industrial e no setor automotivo a partir da manutenção de preços reduzido, como pode ser observado na Figura 4.

A partir de 2007, entretanto, iniciou-se a recomposição do preço do gás natural pela Petrobrás e, em janeiro de 2008, houve a negociação dos contratos de fornecimento com o uso de uma nova política de preços. Para a ANP (2011), a partir desse momento a empresa passou a aplicar na sua totalidade os reajustes no preço do gás natural até então não repassados devido à intenção de gerar incentivos ao uso do produto.

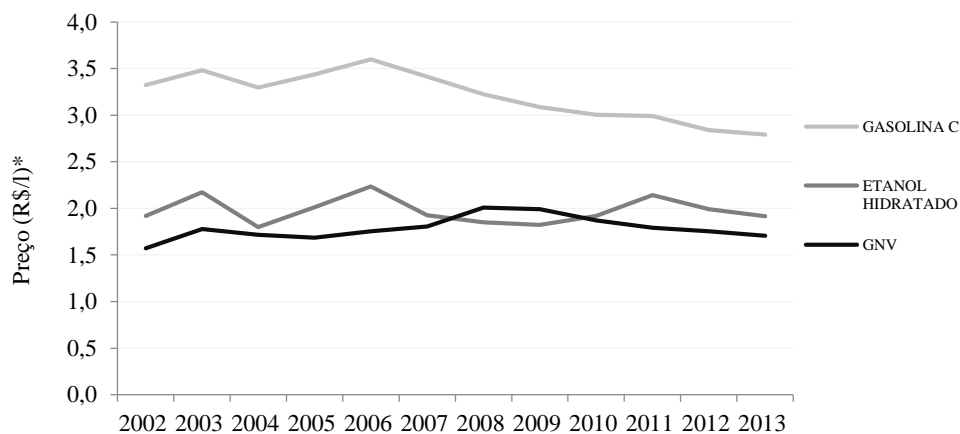


Figura 4 – Evolução dos preços médios de bomba dos combustíveis no Brasil (valores reais).

Fonte: Elaborada a partir de dados da ANP (2013a) e IBGE (2013). Nota: * valores reais para abril 2013, calculados a partir do IPCA (IBGE, 2013).

O resultado dessa dinâmica de preços dos combustíveis leves, com destaque para a queda real de preços da gasolina, foi uma redução significativa no valor médio dos combustíveis pago pelos consumidores. Com isso, o preço médio real dos combustíveis do ciclo Otto no Brasil registrou queda gradativa entre o início de 2003 e o final de 2013, com retração acumulada de quase 30% (Figura 5).

Essa breve análise mostra que diversas mudanças institucionais e medidas implementadas ao longo do período analisado incentivaram a venda e o maior uso dos automóveis por meio de isenções e desonerações tributárias, crédito farto e controle artificial dos preços dos combustíveis. Essas medidas, associadas à expansão da renda em vários momentos, parecem ter contribuído decisivamente para o estímulo da demanda por transporte privado e justificam uma análise mais profunda sobre o tema, visando quantificar a importância de cada dessas variáveis sobre a demanda por combustíveis leves no país.

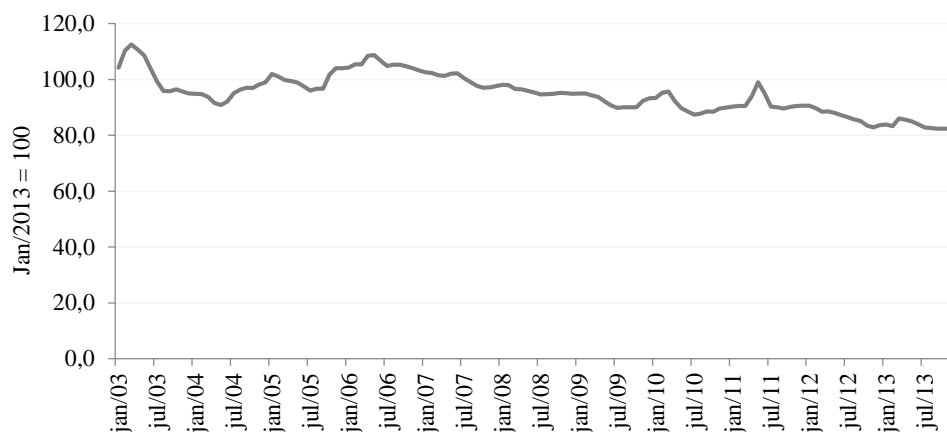


Figura 5 – Evolução real do preço médio dos combustíveis leves no Brasil, 2003 a 2013.

Fonte: Elaborada pelos autores conforme sistemática detalhada no tópico referente a metodologia.

3. Metodologia

3.1 Especificações do modelo

Conforme referencial adotado por Al-Sahlawi (1988), Lin et al. (1985), Gallini (1983), Dahl (1982) e Dahl (1979), a demanda por combustíveis pode ser derivada da demanda por serviços de transporte privado no contexto da teoria da produção das famílias. Essa abordagem assume que as famílias obtêm utilidade ao consumir bens que não podem ser comprados diretamente, mas que são produzidos dentro do domicílio a partir de insumos de mercado (ver MUTH, 1966). Considera-se, portanto, que os consumidores combinam combustível e o estoque de veículos para produzir serviços de transporte privado.

Essa estrutura teórica sugere que a demanda por combustíveis está intrinsecamente associada ao estoque de capital disponível na forma de veículos e motocicletas. Nesse sentido, como apontado por Ajanovic et al. (2012), Storchmann (2005), Johansson e Schipper (1997), Eltony; Al-Mutairi (1995) entre outros, conceitualmente a demanda por combustíveis leves (C) pode ser definida a partir de três componentes principais: a) estoque de veículos leves (V), b) eficiência ou rendimento dos veículos leves em circulação (Re), e c) intensidade de uso da frota em operação (Dp). Logo:

$$C = f(V, Re, Dp) \quad (1.0)$$

No curto prazo, tendo a frota como componente fixo, a variação no consumo de combustíveis dependerá basicamente da intensidade de uso dos veículos em circulação (número de quilômetros rodados em certo período) e de medidas que possam, ainda que de forma limitada, influenciar a eficiência de uso dos mesmos (mudança na velocidade de deslocamento, por exemplo). No longo prazo, entretanto, deverá existir um ajustamento nessa condição, pois os consumidores poderão alterar, entre outras variáveis, o número de veículos disponíveis e as características destes, com reflexos no rendimento dos motores em operação.

Dentro deste contexto, Dahl e Sterner (1991) classificaram os modelos empíricos utilizados na literatura a partir de dados agregados em 10 diferentes tipos. De forma geral, a demanda por gasolina ou combustíveis leves nos diferentes modelos foi avaliada a partir das seguintes variáveis: renda disponível, estoque de veículos, características dos veículos em uso, preço do combustível em análise e, eventualmente, de seus substitutos.

Com exceção de alguns poucos estudos que modelaram separadamente o uso da gasolina e a frota de veículos, a inclusão de variáveis representando o custo de outros tipos de transporte (notadamente o transporte público) na análise da demanda por combustíveis com dados agregados é incomum. No caso brasileiro, essa estratégia é bastante razoável para o período analisado, já que não houve nenhuma melhora no serviço de transporte público oferecido que influenciasse de forma significativa a decisão do consumidor. Logo, os problemas de qualidade, segurança e disponibilidade associados a esse tipo de escolha tendem a limitar eventual substituição do transporte privado, ainda que tivessem ocorrido alterações nos preços relativos entre essas opções.

A estrutura mais utilizada nos trabalhos empíricos para modelar a demanda por gasolina incorpora o preço dos combustíveis e a renda disponível como determinantes do volume de combustível desejado pelos consumidores. Essa especificação assume que todos os componentes detalhados na eq. (1.0) são determinados, de forma direta ou indireta, por essas duas variáveis.

Entretanto, para a condução da problemática proposta neste trabalho essa estrutura apresenta limitações ao não incorporar variáveis relevantes à análise. Nesse passo, além da renda e do preço dos combustíveis, foram inseridas duas variáveis adicionais ao sistema, que representam o volume de crédito para a compra de veículos e o preço médio desses bens como determinantes da frota em circulação no país.

A importância da renda e do preço dos combustíveis na definição do tamanho e do tipo de frota disponível é evidente. Adicionalmente, a descrição realizada nos tópicos anteriores e as estimativas de demanda por veículos obtidas por De Negri (1998) e Alvarenga et al. (2010), revelam que no mercado brasileiro o volume de crédito destinado à compra de automóveis e motocicletas, bem como o preço desses bens são fundamentais na definição do volume de vendas e, conseqüentemente, da frota em operação.

Essa estrutura segue a lógica apontada por Storchmann (2005), Belhaj (2002), Johansson e Schipper (1997) entre outros, ao assumir que o estoque de veículos é estabelecido a partir de variáveis econômicas e não por uma taxa fixa de sucateamento invariável ao longo do tempo.

Com isso, o modelo a ser estimado passa a ter a configuração dada pela eq. (3.0) a seguir:

$$C = f[P_c, Y, V(P_c, Y, C_r, P_v)] \quad (2.0)$$

ou simplesmente

$$C = f(P_c, Y, C_r, P_v) \quad (3.0)$$

$$\text{com } \frac{\partial C}{\partial P_c} < 0 \quad \frac{\partial C}{\partial Y} > 0 \quad \frac{\partial C}{\partial C_r} > 0 \quad \frac{\partial C}{\partial P_v} > 0$$

em que C representa o consumo de combustíveis leves, P_c o preço médio dos combustíveis, Y a renda disponível, C_r o crédito para a compra de veículos novos e P_v o preço dos automóveis.

Cabe esclarecer que o uso do diesel como combustível alternativo para a obtenção de serviços de transporte privado não se justifica no Brasil, pois a comercialização de veículos leves de passageiros movidos a diesel é proibida desde 1976.

3.2 Procedimento econométrico

3.2.1 Ordem de integração das variáveis

Os procedimentos econométricos adotados tiveram como ponto de partida a realização dos testes de raiz unitária, visando avaliar a presença de tendência estocástica e identificar a ordem de integração das séries.

Dessa forma, inicialmente foi testada a presença de duas raízes unitárias em cada uma das séries e, em uma segunda etapa, verificou-se a hipótese de existência de uma raiz.

Para avaliar se alguma das variáveis pode ser considerada I(2), foi adotado o teste estruturado por Dickey e Pantula (1987), identificado por DP neste estudo. A existência de uma única raiz no processo estocástico gerador das séries, por sua vez, foi verificada a partir dos testes DF-GLS (ELLIOTT, ROTHENBERG e STOCK 1996), Ng-Perron (NG e PERRON, 2001) e KPSS (KWIATKOWSKI et al. 1992).

A definição dos componentes auto-regressivos no teste DP foi obtida a partir da análise da função de autocorrelação amostral dos resíduos e da avaliação da significância estatística do coeficiente da maior defasagem.

Nos testes DF-GLS e Ng-Perron, o número de defasagens empregado foi definido a partir dos critérios de informação sugeridos pelos respectivos autores - o critério de informação de Schwarz - SBC (SCHWARZ, 1978) foi utilizado para o teste DF-GLS e o de Akaike Modificado - MAIC (NG E PERRON, 2001) no caso do Ng-Perron. O teste KPSS, por sua vez, foi estimado utilizando o método espectral de Bartlett Kernel e o a seleção automática proposta por Newey e West (1994).

3.2.2 Auto-Regressão Vetorial e estratégia de estimação

O modelo apresentado na seção anterior foi estimado a partir da metodologia de Auto-Regressão Vetorial – VAR (SIMS, 1980). Esse tipo de abordagem é amplamente difundida em estudos econômicos que procuram analisar as inter-relações e a dinâmica entre um conjunto de variáveis definidas a partir de fundamentos econômicos ou pela observação empírica.

Um modelo VAR de ordem p , estabelecido para um conjunto K de variáveis endógenas $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})$ para $k = 1, \dots, K$, pode ser representado por:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \mu_t \quad (4.0)$$

em que A_i contém os $(K \times K)$ coeficientes matriciais para $i = 1, \dots, p$ e μ_t é um processo K -dimensional com $E(\mu_t) = 0$, com matriz de covariância definida positiva e invariante no tempo, $E(\mu_t, \mu_t') = \Sigma_\mu$.

Como a presença de relações de longo prazo estáveis é comum em trabalhos dessa natureza, o uso do VAR para estimar o modelo proposto foi seguido da análise de cointegração de Johansen (JOHANSEN, 1988, 1991; JOHANSEN e JUSELIUS, 1992), procurando identificar a existência de combinação linear entre as tendências estocásticas das séries.

Detectada uma ou mais relações de cointegração, o modelo VAR expresso pela eq. (4.0) passa a ser reescrito na forma de um modelo Vetorial Auto-regressivo com Correção de Erro (VEC):

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + C D_t + \mu_t \quad (5.0)$$

com $\Pi = \alpha\beta' = -(I - A_1 - \dots - A_p)$, $\Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_p)$ para $i = 1, \dots, p$ e D_t contém os termos deterministas do sistema (variáveis *dummies* sazonais, tendência determinística, constante e *dummies* para controle de outliers, por exemplo).

Para evitar problemas de interpretação associados à ortogonalização dos choques, optou-se pelo uso da abordagem estrutural do VAR a partir da decomposição introduzida por Sims (1986) e Bernanke (1986). Nesse caso, o VAR cointegrado definido pela eq. (5.0) passa a ser escrito da seguinte forma:

$$E \Delta y_t = \Pi^* y_{t-1} + \Gamma_1^* \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}^* \Delta y_{t-p+1} + C^* D_t + v_t \quad (6.0)$$

em que E representa uma matriz $(K \times K)$ que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor y_t ; D_t contém todos os componentes determinísticos do sistema; Π^* , Γ_j^* ($j = 1, \dots, p - 1$) e C^* representam as matrizes de parâmetros da forma estrutural; e v_t é um vetor $(K \times 1)$ de erros com média zero e matriz de covariância Σ_v invariante no tempo (ruído branco).

A matriz de restrições aplicada a esse sistema assume que o consumo de combustíveis leves é influenciado contemporaneamente por todas as variáveis do modelo, mas não exerce influência contemporânea sobre o preço.

A descrição realizada nos tópicos anteriores deixa claro que esse pressuposto é válido para os preços da gasolina e do GNV, cuja oferta é praticamente controlada por uma única empresa e as decisões de alteração de preço são tomadas independentemente das condições de demanda.

Essa lógica também pode ser transposta para o preço do etanol hidratado que, apesar de sofrer influência de choques de oferta, possui um teto dado pelo preço da gasolina e também é influenciado pelo preço internacional do açúcar.

Logo, matricialmente as restrições impostas ao sistema descrito pela eq. (6.0) podem ser representadas da seguinte forma:

$$y_t = [C_t, Y_t, P_{C_t}, Cr_t, P_{V_t}] \quad (7.0)$$

$$E = \begin{bmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & a_{42} & 0 & 1 & a_{45} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (8.0)$$

sendo C_t o consumo de combustíveis leves, Y_t a renda, Cr_t o volume de crédito para a compra de veículos, P_{C_t} o preço médio dos combustíveis leves e P_{V_t} o preço médio dos veículos novos.

3.2.3 Base de dados

A amostra utilizada na estimação foi formada por cento e vinte observações referentes ao período compreendido entre abril de 2003 e março de 2013, totalizando dez anos de análise.

A demanda energética da frota de veículos leves foi obtida convertendo os volumes de etanol hidratado e gás natural veicular (GNV) em gasolina equivalente. Esse procedimento unifica a quantidade média de quilômetros rodados com cada litro de combustível consumido, permitindo que os volumes de GNV, gasolina e etanol hidratado sejam somados para compor o consumo total do ciclo Otto.

No caso do GNV, o coeficiente utilizado para a conversão foi calculado a partir da quantidade de energia contida no combustível, equivalente a 1,23 m³ de GNV/l de gasolina C (EPE, 2013). Para o etanol hidratado, optou-se por adotar o coeficiente de 0,70 litros de etanol hidratado/litro de gasolina C, considerado o diferencial médio de rendimento dos veículos em operação no país e amplamente utilizado na literatura para esse tipo de conversão.

Para a composição dessa série, foram utilizados dados mensais de consumo de gasolina e de etanol hidratado apurados pela ANP (2013) junto a produtores e distribuidores. No caso do GNV, os dados de consumo utilizados foram obtidos junto a ABEGÁS (2013).

O preço médio de bomba dos combustíveis (P_c) foi calculado como um índice do tipo Divisia, utilizando os preços mensais levantados nos postos revendedores pela ANP (2013). O índice utilizado foi obtido a partir da seguinte fórmula:

$$P_{c_t} = \prod_{i=1}^3 \left(\frac{P_{c_{it}}}{P_{c_{i0}}} \right)^{W_i}, \quad \text{com} \quad \sum_{i=1}^3 w_i = 1 \quad (9.0)$$

em que $P_{c_{it}}$ representa o preço de cada combustível i no mês t (i = etanol hidratado, GNV e gasolina) e W_i o fator de ponderação do preço relativo do combustível i , calculado a partir da proporção das despesas de cada produto nas despesas totais com combustíveis leves.

O preço médio dos veículos foi obtido junto IBGE (2013). A renda, tomada a partir do produto interno bruto, e o crédito para a compra de automóveis, representado a partir das concessões das operações de crédito direto ao consumidor (CDC) para aquisição de bens veículos – pessoa física, são publicados pelo BACEN (2013).

As séries monetárias foram convertidas em valores reais de março de 2013, utilizando como deflator o Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA (IBGE, 2013). Para as demais variáveis utilizadas, os valores per capita foram obtidos a partir da população residente divulgada pelo IBGE (2013).

Todas as séries foram transformadas em logaritmo de forma a reduzir a variância e permitir que os coeficientes estimados possam ser interpretados na forma de elasticidades. Na apresentação dos resultados, a variável consumo será denotada por “cons”, o crédito como “cred”, o preço dos veículos novos a partir de “pveic” e o preço dos combustíveis pela abreviação “pcomb”.

4. Resultados e discussão

4.1 Resultados dos testes de raiz unitária

Na Tabela 1 são detalhados os resultados do teste proposto por Dickey e Pantula (1987), cuja hipótese nula assume a presença de duas raízes unitárias. Os valores obtidos indicam a rejeição da hipótese nula para todas as séries utilizadas no modelo estruturado.

Os resultados dos testes para a presença de uma raiz nas variáveis adotadas são apresentados na Tabela 2. Confrontando os valores críticos com as estatísticas dos testes, conclui-se, para todas as séries, que os valores indicam a presença de raiz unitária.

Ressalte-se que em nenhuma das situações houve conflito entre os resultados obtidos pelos testes DF-GLS e Ng-Perron. Os resultados do teste KPSS, que adota como hipótese nula a ausência de tendência estocástica nas séries, também confirmou as conclusões quanto a não rejeição da presença de raiz unitária. A única exceção foi obtida no procedimento realizado sem termos deterministas para a variável consumo, denotada como “cons”. Nesse caso, os resultados dos demais testes fundamentaram a conclusão de que a referida série é integrada de ordem um.

Tabela 1 – Resultados do teste DP para a hipótese de duas raízes unitárias.

Série	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ¹		Série	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ¹	
				5%	1%					5%	1%
Consumo	<i>tendência</i>	10	-9,064	-3,447	-4,036	Preço veículo	<i>tendência</i>	0	-7,700	-3,448	-4,036
	<i>constante</i>	10	-9,081	-2,886	-3,486		<i>constante</i>	0	-7,127	-2,886	-3,486
	<i>nenhum</i>	11	-1,942	-1,944	-2,585		<i>nenhum</i>	0	-6,141	-1,944	-2,585
Preço médio combustíveis	<i>tendência</i>	1	-7,89	-3,448	-4,035	Crédito	<i>tendência</i>	10	-3,94	-3,448	-4,036
	<i>constante</i>	1	-8,081	-2,886	-3,486		<i>constante</i>	10	-3,801	-2,886	-3,486
	<i>nenhum</i>	1	-8,056	-1,943	-2,585		<i>nenhum</i>	10	-3,793	-1,944	-2,585
Renda	<i>tendência</i>	10	-7,414	-3,447	-4,035						
	<i>constante</i>	10	-7,117	-2,886	-3,485						
	<i>nenhum</i>	10	-5,166	-1,944	-2,584						

Notas: ¹ Valores críticos obtidos em Dickey e Fuller (1981).

Tabela 2 – Resultados dos testes para uma raiz unitária

Variável “cons” (consumo)

Tipo de teste	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ²	
				5%	1%
DF-GLS	<i>tendência</i>	14	-2,449	-3,025	-3,574
	<i>constante</i>	14	0,743	-1,944	-2,587
	<i>nenhum</i> ¹	11	7,678	-1,944	-2,587
NG-Perron	<i>tendência</i>	12	-0,195	-2,910	-3,420
	<i>constante</i>	14	1,699	-1,980	-2,580
KPSS	<i>tendência</i>	2	0,090	0,146	0,216
	<i>constante</i>	9	1,307	0,463	0,739

Variável “pcomb” (preço dos combustíveis)

Tipo de teste	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ²	
				5%	1%
DF-GLS	<i>tendência</i>	1	-2,807	-3,012	-3,558
	<i>constante</i>	2	0,047	-1,944	-2,585
	<i>nenhum</i> ¹	2	-0,846	-1,944	-2,587
NG-Perron	<i>tendência</i>	2	-2,078	-2,910	-3,420
	<i>constante</i>	2	-0,022	-1,980	-2,580
KPSS	<i>tendência</i>	9	0,180	0,146	0,216
	<i>constante</i>	9	0,904	0,463	0,739

Variável renda

Tipo de teste	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ²	
				5%	1%
DF-GLS	<i>tendência</i>	12	-1,551	-3,023	-3,572
	<i>constante</i>	12	0,671	-1,944	-2,587
	<i>nenhum</i> ¹	12	2,218	-1,944	-2,587
NG-Perron	<i>tendência</i>	12	-1,451	-2,910	-3,420
	<i>constante</i>	12	0,629	-1,980	-2,580
KPSS	<i>tendência</i>	4	0,157	0,146	0,216
	<i>constante</i>	9	1,268	0,463	0,739

Variável “pcomb” (preço dos combustíveis)

Tipo de teste	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ²	
				5%	1%
DF-GLS	<i>tendência</i>	1	-0,683	-3,012	-3,558
	<i>constante</i>	1	2,716	-1,946	-2,585
	<i>nenhum</i> ¹	1	-3,119	-1,946	-2,585
NG-Perron	<i>tendência</i>	1	-0,602	-2,910	-3,420
	<i>constante</i>	4	2,552	-1,980	-2,580
KPSS	<i>tendência</i>	9	0,301	0,146	0,216
	<i>constante</i>	9	1,202	0,463	0,739

Variável “cred” (crédito)

Tipo de teste	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ²	
				5%	1%
DF-GLS	<i>tendência</i>	1	-2,047	-3,012	-3,558
	<i>constante</i>	1	-0,811	-1,944	-2,585
	<i>nenhum</i> ¹	1	0,392	-1,944	-2,585
NG-Perron	<i>tendência</i>	2	-1,615	-2,910	-3,420
	<i>constante</i>	12	-0,830	-1,980	-2,580
KPSS	<i>tendência</i>	8	0,086	0,146	0,216
	<i>constante</i>	9	0,819	0,463	0,739

Nota: ¹ na ausência de termos deterministas o teste DF-GLS é equivalente ao proposto por Dickey e Fuller (1981). ² DF-GLS: valores críticos obtidos em Mackinnon (1996) para o modelo com constante e em Elliott et al. (1996) para o modelo com constante e tendência; Ng-Perron: valores críticos obtidos em Ng e Perron (2001), com estatística para o teste MZt; KPSS: valores críticos obtidos em Kwiatkowski et al. (1992).

Por fim, visando ampliar a robustez dos resultados obtidos, optou-se pela realização de teste adicional que avalia a hipótese de raiz unitária na presença de quebra estrutural. Essa precaução se fundamenta na possibilidade de quebra nas séries adotadas, em especial no caso das variáveis renda e crédito, decorrente dos efeitos da crise financeira mundial de 2008 e de outras alterações menos evidentes ao longo do período analisado.

Nesse sentido, foi utilizado o teste proposto por Zivot e Andrews (1992), que permite avaliar a presença de quebra estrutural nas séries com identificação endógena do ponto de choque, garantindo maior parcimônia na avaliação dos resultados.

Os resultados do teste Zivot-Andrews para as cinco variáveis adotadas neste estudo encontram-se detalhados na Tabela 3. A partir da análise dos resultados apresentados, é possível verificar que as estatísticas obtidas não indicam a rejeição da hipótese nula (séries são integradas de ordem um) para nenhuma das variáveis avaliadas.

Tabela 3 – Resultados para o teste Zivot-Andrews.

Série	Componente determinista	Candidato a ponto de quebra ¹	Estatística do teste	Valores críticos		Série	Componente determinista	Candidato a ponto de quebra ¹	Estatística do teste	Valores críticos	
				5%	1%					5%	1%
Consumo	<i>intercepto</i>	set/2007	-3,051	-4,800	-5,340	Preço veículo	<i>intercepto</i>	dez/2003	-3,095	-4,800	-5,340
	<i>tendência</i>	abr/2005	-2,616	-4,420	-4,930		<i>tendência</i>	mai/2007	-3,129	-4,420	-4,930
	<i>ambos</i>	set/2007	-3,351	-5,080	-5,570		<i>ambos</i>	abr/2007	-3,100	-5,080	-5,570
Preço médio combustíveis	<i>intercepto</i>	ago/2005	-4,541	-4,800	-5,340	Crédito	<i>intercepto</i>	ago/2012	-2,982	-4,800	-5,340
	<i>tendência</i>	jan/2006	-4,197	-4,420	-4,930		<i>tendência</i>	jun/2012	-2,972	-4,420	-4,930
	<i>ambos</i>	ago/2005	-4,947	-5,080	-5,570		<i>ambos</i>	jun/2010	-3,224	-5,080	-5,570
Renda	<i>intercepto</i>	dez/2011	-2,604	-4,800	-5,340						
	<i>tendência</i>	jun/2011	-3,025	-4,420	-4,930						
	<i>ambos</i>	mai/2010	-3,157	-5,080	-5,570						

Nota: ¹ a definição dos termos de aumento utilizados no teste seguiu a lógica proposta por Perron (1989) e adotada por Zivot e Andrews (1992). A partir de um número máximo $k_{max}=12$, foi selecionada a maior defasagem k_s , cuja estatística do parâmetro estimado apresentou valor absoluto superior a 1,6 e, para $k_1 > k_s$, a estatística foi inferior a 1,6 em valor absoluto.

Com isso, é possível concluir com elevado nível de confiança que todas as séries especificadas apresentam uma raiz unitária. Dessa forma, a estimação do modelo proposto deve ser realizada com a primeira diferença das séries e a presença de relações de longo prazo entre elas deve ser avaliada a partir dos testes de cointegração.

4.2 Resultados estimados para o modelo especificado

A estimação do modelo expresso na eq. (3.0) é inicialmente realizada a partir de um VAR, cujo número ótimo de defasagens selecionado foi $p=4$. Essa escolha se apoiou nos resultados do teste sequencial de razão de verossimilhança, do erro de previsão final e do critério de informação de Akaike (Tabela 4).

Identificado o número ideal de defasagens, a avaliação da presença de relação de longo prazo estável entre as variáveis foi testada a partir de duas especificações distintas. A primeira especificação inclui uma constante dentro do vetor de cointegração, ao passo que a segunda é estimada sem nenhum termo determinista.

Em ambas as especificações, foram utilizadas *dummies* sazonais e duas variáveis *dummies* adicionais, denotadas como *ipi_período1* e *ipi_período2*, que assumem valor 1 nos meses em que houve redução temporária do IPI cobrado sobre veículos (a primeira dummy refere-se à desoneração realizada no final de 2008 e, a segunda, à redução verificada a partir do segundo semestre de 2012) e zero para o restante do período em análise. A introdução das *dummies* referentes às desonerações do IPI busca identificar o impacto dessa medida sobre a demanda por combustíveis no mercado brasileiro.

O teste do traço e do máximo autovalor foram aplicados ao modelo estruturado a partir das duas especificações. Os resultados obtidos, apresentados na Tabela 5, mostram que as conclusões são similares

para ambos os modelos e a 1% de significância não se rejeita a existência de pelo menos um vetor de cointegração.

Tabela 4 – Determinação do número de defasagens do VAR estimado.

Lag	Testes e critérios de informação				
	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	1,2E-08	-4,10	-2,52	-3,46
1	1837,59	5,8E-17	-23,20	-21,02	-22,32
2	62,73	4,6E-17	-23,46	-20,67*	-22,33
3	61,01	3,6E-17	-23,74	-20,34	-22,36*
4	42,44*	3,4E-17*	-23,83*	-19,83	-22,21
5	15,71	4,5E-17	-23,60	-18,99	-21,73

Nota: * ordem sugerida pelo critério; LR = teste sequencial de razão de verossimilhança; FPE = erro de previsão final; AIC = critério de Akaike; HQ = critério de Hannan e Quinn e SC = critério de Schwarz.

Tabela 5 – Resultado dos testes de cointegração para as duas especificações avaliadas.

Hipótese		Estatística do teste	Valores críticos ¹		Hipótese		Estatística do teste	Valores críticos ¹	
Nula	Alternativa		5%	1%	Nula	Alternativa		5%	1%
modelo com constante no vetor de cointegração					modelo sem termo determinista				
<i>Teste do traço</i>					<i>Teste do traço</i>				
$r = 0$	$r > 0$	177,56	76,07	84,45	$r = 0$	$r > 0$	154,47	59,46	66,52
$r \leq 1$	$r > 1$	42,99	53,12	60,16	$r \leq 1$	$r > 1$	19,90	38,89	45,58
$r \leq 2$	$r > 2$	19,14	34,91	41,07	$r \leq 2$	$r > 2$	9,40	24,31	29,75
<i>Teste de máximo autovalor</i>					<i>Teste de máximo autovalor</i>				
$r = 0$	$r = 1$	134,57	34,40	39,79	$r = 0$	$r = 1$	134,57	30,04	35,17
$r = 1$	$r = 2$	23,85	28,14	33,24	$r = 1$	$r = 2$	10,50	23,80	28,82
$r = 2$	$r = 3$	10,01	22,00	26,81	$r = 2$	$r = 3$	8,17	17,89	22,99

Nota: r é o rank de cointegração; ¹ valores críticos obtidos em Osterwald-Lenun (1992).

Para prosseguir com a análise das relações de longo prazo entre o consumo e as demais variáveis do sistema, foi preciso selecionar uma das especificações do modelo. Os testes de diagnóstico aplicados nas duas especificações do modelo não apresentaram diferenças significativas. De forma similar, os coeficientes de longo prazo estimados para essas duas situações apresentaram valores bastante próximos, indicando certa estabilidade dos parâmetros em relação às duas possibilidades.

Contudo, o erro padrão obtido para os coeficientes estimados a partir do modelo sem termos deterministas foi inferior aquele verificado na opção com o uso da constante. Adicionalmente, a estatística do teste de razão de verossimilhança utilizado para avaliar a pertinência do uso da constante dentro do vetor de cointegração ($H_0: \beta_{const} = 0$), com distribuição qui-quadrado e um grau de liberdade, foi de $\chi^2_{cte} = 1,15$ (valor-p = 0,28), indicando a não significância deste termo. Esses elementos levaram a seleção do modelo sem termos deterministas no vetor de cointegração para a condução das demais análises propostas.

Na Tabela 6 são apresentados os coeficientes obtidos para a matriz de restrições E, detalhada na eq. (6.0). Conforme pode ser observado, os coeficientes estimados para as relações contemporâneas entre as variáveis do modelo apresentaram sinal esperado. A única exceção refere-se ao parâmetro que estabelece relação entre o consumo e o preço dos veículos (elemento a_{15}), que apresentou sinal oposto, mas não estatisticamente significativo ($t=0,92$).

Tabela 6 – Coeficientes estimados para a matriz de relações contemporâneas.

	Coeficientes	Erro padrão		Coeficientes	Erro padrão
	a_{12}	0,401		a_{15}	0,250
	a_{13}	-0,093		a_{42}	1,581
	a_{14}	0,038		a_{45}	-2,388
		0,119			0,271
		0,153			0,490
		0,230			1,124

Ainda em relação as relações de curto prazo, na Tabela 7 são reportadas as estimativas obtidas para a equação $\Delta cons$ a partir do sistema especificado. Nesse caso, merece destaque a estimativa do coeficiente da variável *dummy* utilizada para avaliar o impacto da primeira desoneração temporária do IPI dos automóveis iniciada no final de 2008 sobre a demanda por combustíveis. O sinal positivo do parâmetro

estimado e a sua elevada significância estatística indicam que a medida anticíclica adotada para atenuar os efeitos da crise financeira mundial sobre a economia brasileira promoveu aumento do consumo de combustíveis leves no país.

Esse resultado corrobora os dos estudos conduzidos por Alvarenga et al. (2010) e IPEA (2009), cujas conclusões apontam a redução do imposto sobre o preço dos veículos novos como responsável por parcela significativa das vendas de automóveis em 2009. Nesse ano, apesar da queda na renda, o consumo de combustíveis cresceu quase 6%.

O parâmetro obtido para a variável *ipi_período2*, por sua vez, também apresentou o sinal esperado, indicando relação direta com a demanda de combustíveis leves. Entretanto, o coeficiente estimado não foi estatisticamente significativo, comprometendo uma maior assertividade em relação ao efeito da desoneração sobre o consumo de combustíveis. Esse resultado pode ter sido prejudicado pelo fato de o modelo não incorporar todo o período de desoneração do IPI, que se estendeu até o final de 2013.

Tabela 7 – Resultados das estimativas, resposta Δ cons.

Coeficiente	Estimativa	Erro padrão
α	-0,462***	0,0359
<i>ipi_período1</i>	0,023***	0,0066
<i>ipi_período2</i>	0,006	0,0085
Δ cons _{t-1}	-0,584***	0,1101
Δ renda _{t-1}	-0,358*	0,1539
Δ pcomb _{t-1}	-0,363*	0,1782
Δ cred _{t-1}	-0,037	0,0265
Δ pveic _{t-1}	-0,012	0,3176
Δ cons _{t-2}	-0,385**	0,1274
Δ renda _{t-2}	-0,257	0,1534
Δ pcomb _{t-2}	0,130	0,1964
Δ cred _{t-2}	-0,037	0,0253
Δ pveic _{t-2}	-0,417	0,3234
Δ cons _{t-3}	-0,006	0,1122
Δ renda _{t-3}	0,161	0,1473
Δ pcomb _{t-3}	-0,226	0,1787
Δ cred _{t-3}	-0,022	0,3176
Δ pveic _{t-3}	-0,041	0,3218
<i>dummies sazonais</i>		
R^2	0,935	
R^2 ajust.	0,914	
Núm. Obs.(n)	116	

Nota: *, ** e *** denotam, respectivamente, significância de 10%, 5% e 1% no teste t.

No tocante às relações de longo prazo entre o consumo de combustíveis leves e as demais variáveis do modelo, o vetor de cointegração estimado ($\hat{\beta}'$) com sinais invertidos de forma a estabelecer uma relação direta de determinação do consumo de combustíveis leves é apresentado na Tabela 8.

É possível verificar que os sinais de todos os coeficientes apresentados correspondem às relações previstas na especificação econômica do modelo. As estimativas para as variáveis renda, crédito e preço dos veículos também apresentaram erro padrão reduzido, indicando significância estatística dos parâmetros.

Tabela 8 – Vetor de cointegração estimado.

Vetor	Variáveis				
	<i>cons</i>	<i>renda</i>	<i>pcomb</i>	<i>cred</i>	<i>pveic</i>
$\hat{\beta}'$	1,000	0,659 (0,0527)	-0,163 (0,1462)	0,098 (0,0327)	-0,287 (0,0963)

Nota: erro-padrão entre parênteses; valores padronizados para a variável *cons*; ¹ os sinais das variáveis *renda*, *pcomb*, *cred* e *pveic* foram trocados para que os coeficientes possam ser lidos diretamente na forma de elasticidades.

As elasticidades renda e preço da demanda obtidas indicam que a sensibilidade do consumo a alterações nessas duas variáveis econômicas é maior no longo prazo. Com efeito, a elasticidade renda de curto prazo obtida a partir dos parâmetros estimados na matriz de relações contemporâneas alcançou 0,401

(Tabela 6), contra 0,659 no longo prazo (Tabela 8). No caso do preço, a elasticidade estimada para o curto prazo foi de -0,093, enquanto que o coeficiente obtido para o longo prazo atingiu -0,163.

De fato, no curto prazo a resposta da demanda é limitada pela frota de veículos em circulação, e as alterações no padrão de consumo ocorrem apenas por meio de mudanças na intensidade de uso desses equipamentos. Quando a análise é conduzida para um período mais longo, entretanto, essa restrição deixa de existir e ajustes mais intensos na demanda passam a ser observados. Nessa condição, os consumidores podem, por exemplo, alterar a quantidade, as características e até mesmo a eficiência da frota em uso.

Os resultados obtidos evidenciam que as respostas da demanda a variações na renda e no preço dos combustíveis no Brasil não apresentam diferenças significativas em relação aos valores obtidos pela literatura internacional para outros países.

Os parâmetros estimados estão em linha com a compilação e a análise estruturadas por diversos autores. Espey (1998), por exemplo, utilizando resultados publicados por mais de duzentos estudos, identificou que os valores mais recorrentes para a elasticidade preço no curto prazo ficaram entre 0 e -0,25. Para o longo prazo, os intervalos mais frequentes indicaram valores entre 0 e -0,5. No caso da elasticidade renda, a variação foi mais ampla. Os intervalos mais recorrentes para o curto prazo apresentaram valores entre 0 e 0,75, com média de 0,39. No longo, os coeficientes mais frequentes se situaram entre 0,51 e 1,00, tendo 0,81 como média. Esses resultados se assemelham aqueles apurados por Drollas (1984), Dahl e Sterner (1991) e Goodwin et al. (2004) a partir de estudos sobre o tema em diversos países.

A relação direta entre a renda e a demanda por combustíveis indica que qualquer crescimento da economia brasileira exigirá uma ampliação da oferta interna de combustíveis, por meio de maior produção doméstica ou importação. Adicionalmente, os coeficientes relativos ao preço, evidenciam que esse crescimento poderá ser potencializado caso a política de controle de preços da gasolina, com queda real no valor dos combustíveis, seja mantida.

Além da renda e do preço dos combustíveis, os parâmetros estimados evidenciam a relevância do crédito destinado à compra de veículos e do preço dos automóveis leves na definição da demanda energética para transporte privado no país. O teste de razão de verossimilhança implementado para avaliar a significância dos coeficientes do vetor de cointegração estimados para essas variáveis apresentou, com um grau de liberdade e considerando as hipóteses $H_0: \beta_{cred}=0$ e $H_0: \beta_{pveic}=0$, as seguintes estatísticas: $\chi^2_{cred}=9,24$ (valor-p = 0,002) e $\chi^2_{pveic}=4,73$ (valor-p = 0,029). Portanto, é possível concluir que o crédito e preço dos veículos novos são altamente significativos na relação de longo prazo obtida.

Nesse passo, os coeficientes apresentados na Tabela 9 indicam que uma elevação de 10% no crédito destinado à compra de veículos leves provoca aumento em torno de 1% no consumo de combustíveis. Esse índice não é desprezível quando se verifica que o volume total de crédito destinado à compra de veículos praticamente quadruplicou entre 2003 e 2013. Entre o ápice da crise financeira mundial no segundo semestre de 2008 e o início de 2013, por exemplo, o aumento real do crédito per capita chegou a atingir mais de 200%. Esses valores, indicam que, de fato, o crédito tenha tido uma importância fundamental na evolução da demanda por combustíveis leves no país.

Em relação ao preço dos veículos, os parâmetros estimados para o longo prazo mostram que uma queda de 10% no valor dos automóveis novos promove um aumento de quase 3% na demanda por combustíveis. Esse resultado, associado a persistente redução no preço dos veículos novos a partir de 2008, permite inferir que essa variável desempenhou papel relevante na determinação da demanda por combustíveis no período pós-crise mundial. A saber, entre 2008 e 2013 a queda real no preço dos veículos atingiu cerca de 35%. Ademais, essas evidências se alinham com a discussão promovida anteriormente sobre o efeito da redução da desoneração do IPI na aquisição de veículos sobre o consumo brasileiro de combustíveis.

A contribuição do crédito e do preço dos veículos novos para o entendimento da evolução da demanda de combustíveis também pode ser verificada a partir da análise da decomposição histórica da variância dos erros de previsão do consumo. Esse procedimento permite identificar a importância de cada tipo de choque ocorrido no passado na explicação dos desvios dos valores observados para a variável de interesse, considerando a previsão realizada no início de um período selecionado⁴.

⁴ Uma aplicação prática da sistemática adotada por ser obtida em CAMPOS et. al (2011).

Neste estudo, a previsão foi conduzida tomando-se como referência o período compreendido entre janeiro de 2007 e o final da série (março de 2013). Esse período foi escolhido de forma a incorporar momentos em que houve aumento na taxa de crescimento do consumo e retração na da renda. Ademais, como visto anteriormente, ele incorpora alterações importantes no mercado creditício e no preço dos veículos.

Os resultados da decomposição histórica apresentados na Figura 6 mostram que os desvios entre os valores previstos e aqueles efetivamente realizados foram relativamente pequenos até o final de 2007. A partir de 2008, em especial do segundo semestre, a magnitude dos desvios passou a aumentar significativamente, chegando a atingir patamares próximos a 15% em 2009 e 20% ao final de 2012. Nesse período, os erros de previsão do consumo foram positivos, o que indica que o valor observado esteve acima daquele previsto pelo modelo.

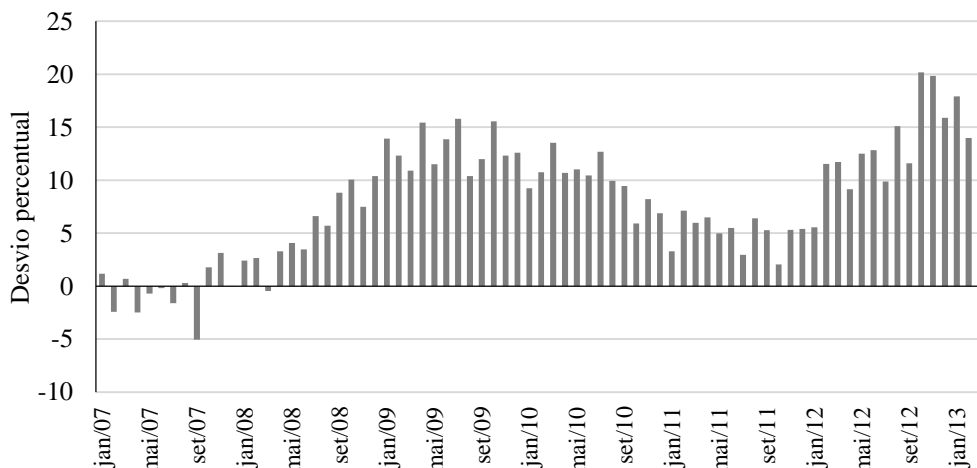


Figura 6 – Erro obtido a partir da decomposição histórica da variância dos erros de previsão do consumo.

A partir dessa análise, também é possível decompor os erros de previsão do modelo tomando-se as previsões obtidas quando se considera apenas um dos fatores explicativos do consumo. Essa estratégia busca identificar a contribuição e a magnitude de cada fator para o erro observado.

A avaliação dos resultados desse procedimento, apresentados na Figura 7, mostram que as variáveis que trouxeram maior contribuição na decomposição histórica da variância dos erros de previsão do consumo a partir de 2008 foram o crédito e o preço dos veículos novos.

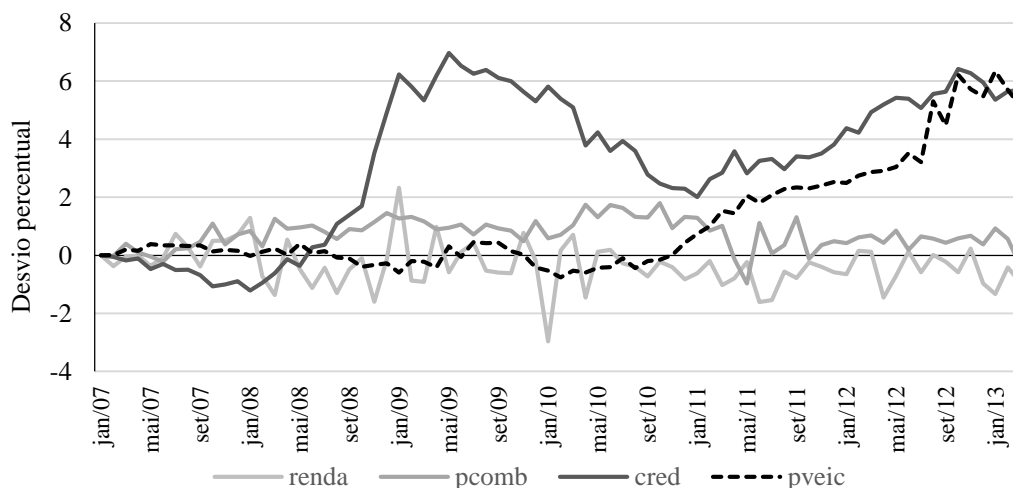


Figura 7 – Contribuição percentual das variáveis renda, pcomb, cred e pveic na decomposição histórica da variância dos erros de previsão do consumo de combustíveis.

A comparação das informações expostas nas Figuras 6 e 7 evidenciam que os erros de previsão do consumo associados ao crédito apresentaram magnitude e direção similares aquelas observadas nos erros obtidos quando todas as variáveis do modelo foram empregadas. Os erros de previsão advindos do preço dos veículos, por sua vez, também apresentaram importância significativa nos últimos dois anos da série.

Durante esse período, o preço dos combustíveis contribuiu para o crescimento do consumo acima do nível previsto, porém em intensidade muito menor que aquela verificada para o caso do crédito e do preço dos automóveis. O efeito da renda, por outro lado, apresentou desvios pequenos e em sentido oposto ao das demais variáveis do sistema.

Essas evidências indicam que as alterações no crédito e no preço dos veículos novos foram os fatores que mais contribuíram para que o consumo crescesse acima do nível esperado após 2008.

Esse tipo de informação pode ser relevante para avaliação dos impactos secundários de novas medidas de apoio à indústria automobilística sobre o mercado de combustíveis. Com efeito, as discussões observadas em 2014, que incluem a manutenção das alíquotas reduzidas de IPI para automóveis e a possibilidade criação de um fundo de investimentos em direitos creditórios visando ampliar as operações de crédito para a compra de veículos, se por um lado podem trazer eventuais resultados positivos para a economia, por outro irão ampliar a necessidade de aumento da oferta de combustíveis para atendimento do consumo interno.

5 Considerações finais

Neste artigo se buscou entender a dinâmica da demanda energética da frota brasileira de veículos leves entre 2003 e 2013, a partir de uma abordagem pouco usual em estudos dessa natureza no país. Além de desenvolver uma análise lógica e sequencial dos elementos que influenciaram a evolução do consumo de combustíveis leves no mercado brasileiro, foi estimado um modelo para a quantificar a influência desses elementos sobre a trajetória visualizada para a demanda no período.

Como era esperado, os resultados mostram que a demanda energética da frota de veículos leves apresenta resposta restrita às alterações nos preços dos combustíveis. Os coeficientes obtidos para a resposta da demanda às variações nessa variável indicaram elasticidade de $-0,093$ no curto prazo e de $-0,163$ para o longo prazo.

A despeito da baixa elasticidade obtida, a retração no preço real dos combustíveis se mostrou fundamental para o entendimento do crescimento acentuado do consumo de combustíveis do ciclo Otto no país, dado que a política de contenção de aumentos nos preços da gasolina para evitar pressões inflacionárias fez com que o preço médio real dos combustíveis caísse quase 30% entre o início de 2003 e 2013.

No caso da renda, os parâmetros estimados indicaram uma elasticidade de longo prazo de $0,659$ e um valor menor para o curto prazo ($0,401$). Os coeficientes obtidos para essa variável mostram que, caso o padrão de resposta da demanda seja mantido para os próximos anos, qualquer crescimento da economia não atenuado, por exemplo, pela elevação expressiva dos preços dos combustíveis, por medidas para a contenção da expansão da frota ou por meio de política de estímulo à melhoria da eficiência dos veículos, deverá exigir ampliação da oferta interna de combustíveis. Esse resultado é especialmente importante nesse momento em que a produção doméstica de etanol e de gasolina apresenta poucas possibilidades de expansão no curto prazo.

Além da análise restrita à renda e ao preço dos combustíveis, os resultados apresentados evidenciaram uma intrínseca relação entre o desempenho do mercado automobilístico e a demanda de combustíveis leves.

Com efeito, a inclusão de novas variáveis determinantes da frota brasileira de veículos leves mostrou que o crédito destinado à compra de veículos e o preço dos automóveis novos apresentaram relação estatisticamente significativa na determinação da demanda de combustíveis. Além disso, os resultados demonstram que parcela substancial dos desvios do consumo não explicados pelo modelo estimado após 2008 se deram devido a choques não antecipados no volume de crédito destinado à compra de veículos novos e no preço desses bens.

Esses elementos, associados à sistemática queda no preço dos automóveis novos e ao fato de que o volume total de crédito destinado à compra de veículos novos quase quadruplicou durante o período analisado, ampliaram sensivelmente o entendimento da dinâmica da demanda por combustíveis leves no país. Adicionalmente, eles indicam que novas medidas de incentivo à venda de veículos e motocicletas no país devem ser avaliadas considerando a presença de efeitos secundários sobre a matriz energética no setor de transportes.

Nessa linha, os resultados obtidos mostraram que a política de estímulo à indústria automobilística, com a desoneração do IPI cobrado sobre os veículos novos, também impactou positivamente o consumo de combustíveis leves no país, especialmente em 2009 quando os efeitos da crise financeira sobre a economia e sobre a disponibilidade de crédito para a compra de automóveis foram mais visíveis.

De forma geral, a análise desenvolvida indica que a evolução da demanda energética da frota de veículos leves entre 2003 e 2013 não pode ser explicada a partir de uma única vertente. Na verdade, os efeitos da retração no preço dos combustíveis, da ampliação da renda, do maior volume de crédito utilizado para a compra de automóveis e motocicletas e da queda sistemática do preço dos veículos, acentuada em alguns momentos pelas medidas de desoneração do IPI cobrado sobre esses bens, se intercalaram ao longo do período analisado, gerando um comportamento ascendente surpreendente à demanda por transporte privado no mercado brasileiro.

As informações obtidas a partir da sistemática desenvolvida, ao identificar a intensidade e a dinâmica temporal da resposta da demanda a alterações em diversas variáveis econômicas, se revelam importantes na realização de exercícios de previsão e elaboração de cenários para o mercado brasileiro de combustíveis leves, visando, entre outros aspectos, proporcionar um melhor planejamento dos agentes que compõem essa indústria ou a fundamentação de eventuais diretrizes a serem traçadas pelo poder público para esse setor.

Elas também são fundamentais para o entendimento e a mitigação dos efeitos colaterais associados às políticas adotadas e às transformações ocorridas nesse setor ao longo do período analisado. O estímulo dado ao transporte individual, se por um lado tem visivelmente agravado os congestionamentos nas grandes metrópoles, por outro incorporou um desafio adicional ao suprimento de combustíveis no mercado doméstico.

Por fim, sob o ponto de vista empírico, a abordagem utilizada neste artigo apresenta contribuição relevante para o desenvolvimento do conhecimento nessa área, na medida em que expande a modelagem sobre o fenômeno e inclui outras variáveis além do preço dos combustíveis e da renda na análise da demanda por combustíveis, aspecto tido como desafio para os estudos desta natureza

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGÊNCIA NACIONAL DE PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS – ANP. **Análise da regulamentação da estrutura da indústria e da dinâmica de formação dos preços do gás natural no Brasil**. Rio de Janeiro: Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis, 2011. 44 p.

AGÊNCIA NACIONAL DE PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS – ANP. **Dados Estatísticos**. Disponível em: www.anp.gov.br. Acesso em: 15/09/2013.

AJANOVIC, A.; DAHL, C.; SCHIPPER, L. Modelling Transport (Energy) Demand and Policies – an introduction. **Energy Policy**, v. 41, p. iii–xiv, 2012.

AL-SAHLAWI, M. Gasoline demand: the case of Saudi Arabia. **Energy Economics**, p. 271–275, 1988.

ALVARENGA, G. V.; ALVES, P. F.; SANDOS, C. F. DOS S.; et al. Políticas anticíclicas na indústria automobilística: uma análise de cointegração dos impactos da redução do IPI sobre as vendas de veículos. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada-IPEA**. Textos para discussão, v. 1512, p. 21, 2010.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS EMPRESAS DISTRIBUIDORAS DE GÁS CANALIZADO – ABEGÁS. **Estatísticas**. Disponível em: www.abegas.org.br. Acesso em: 30/09/2013.

ASSOCIAÇÃO NACIONAL DAS EMPRESAS FINANCEIRAS DAS MONTADORAS-ANEF. **Dados estatísticos**. Disponível em: www.anef.com.br. Acesso em: 20/11/2013.

ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES-ANFAVEA. **Estatísticas**. Acesso em: 15/01/2014. Disponível em: www.anfavea.com.br.

BACCHI, M. R. P. Interdependência dos mercados de gasolina C e de álcool combustível no Estado de São Paulo. In: **6ª. Jornadas Interdisciplinarias de Estudos Agrários Y Agroindustriales**, Buenos Aires, Argentina, 2009.

- BACEN. **Sistema Gerenciador de Séries Temporais**. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br>. Acesso em: 23/10/2014.
- BELHAJ, M. Vehicle and fuel demand in Morocco. **Energy Policy**, v. 30, n. 13, p. 1163–1171, 2002.
- BERNANKE, B. S. Alternative explanation of the money-income correlation. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 25, n. 1, p. 44–99, 1986.
- CAMPOS, S. K.; BARROS, G. S. C.; BACCHI, M. R. P. Fundamentos Econômicos da Formação do Preço Internacional de Açúcar e dos Preços Domésticos de Açúcar e Etanol. In: 49º Congresso SOBER. **Anais...** Belo Horizonte-MG, 2011.
- CARDOSO, L. C. B. **Elasticidades da demanda de curto e longo prazo por etanol no Brasil no período de 2001 a 2011: um estudo utilizando painéis cointegrados**. Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Paraná, 69 p., 2012.
- DAHL, C. A. Consumer adjustment to a gasoline tax. **The Review of Economics and Statistics**, v. 61, n. 3, p. 427–432, 1979.
- DAHL, C. A. Do gasoline demand elasticities vary? **Land Economics**, v. 58, n. 3, p. 373–382, 1982.
- DAHL, C.; STERNER, T. Analysing gasoline demand elasticities: a survey. **Energy Economics**, v. 13, n. 3, p. 203–210, 1991.
- DICKEY, D. A.; PANTULA, S. G. Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 5, n. 4, p. 455–461, 1987.
- DICKEY, D.; FULLER, W. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057–1072, 1981.
- DIEHL, D. **Formação do preço de etanol hidratado no Estado de São Paulo e sua relação com os mercados de açúcar e de gasolina**. 2012. 141 p. Tese (doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2012.
- DROLLAS, P. The demand for gasoline, further evidence. **Energy Economics**, v. 6, n.1, p. 71-82, 1984.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient test for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813–836, 1996.
- ELTONY, M. N.; AL-MUTAIRI, N. H. Demand for gasoline in Kuwait, an empirical analysis using cointegration techniques. **Energy Economics**, v. 17, n. 3, p. 249–253, 1995.
- EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA – EPE. **Balanco Energético Nacional 2013**. Ministério de Minas e Energia – MME, 283 p. 2013.
- ESPEY, M. Gasoline demand revisited: an international meta-analysis of elasticities. **Energy Economics**, v. 20, n. 3, p. 273–295, 1998.
- FREITAS, L. C. de; KANEKO, S. Ethanol demand under the flex-fuel technology regime in Brazil. **Energy Economics**, v. 33, n. 6, p. 1146–1154, nov. 2011.
- GALLINI, N. T. Demand for gasoline in Canada. **The Canadian Journal of Economics**, v. 16, n. 2, p. 299–324, 1983.
- GOODWIN, P.; DARGAY, J.; HANLY, M. Elasticities of Road Traffic and Fuel Consumption with Respect to Price and Income: A Review. **Transport Reviews**, v. 24, n. 3, p. 275–292, 2004.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA**. Disponível em: www.sidra.ibge.gov.br. Acesso em: 10/10/2013.
- IPEA. Diretoria de Estudos Macroeconômicos. **Impactos da redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) de automóveis**. Brasília: Ipea/DIMAC, ago. 2009 (Nota Técnica, n. 15).

- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 231–254, 1988.
- JOHANSEN, S. Estimation and Hypothesis of Cointegration Vectors in Gaussian Vector. **Econometrica**, v. 59, n. 6, p. 1551–1580, 1991.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. **Journal of Econometrics**, v. 53, p. 211–244, 1992.
- JOHANSSON, O.; SCHIPPER, L. Measuring the Long-Run Fuel Demand of Cars. **Journal of Transport Economics and Policy**, p. 277–292, 1997.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root How sure are we that economic time series have a unit root?. **Journal of econometrics**, v. 54, p. 159–178, 1992.
- LIN, A.; BOTSAS, E. N.; MONROE, S. A. State gasoline consumption in the USA, an econometric analysis. **Energy Economics**, v.7, n.1, p. 29–36, 1985.
- MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, n. April, p. 601–618, 1996.
- MORAES, M.A.F.D. de; ZILBERMAN, D.; RODRIGUES, L. The Free Market: The Profound Changes and the New Agenda. In: MORAES, M.A.F.D. de; ZILBERMAN, D. **Production of Ethanol from Sugarcane in Brazil, from State Intervention to a Free Market**. Berkeley: Springer, p. 149-194, 2014.
- DE NEGRI, J. A. Elasticidade-Renda e Elasticidade-Preço da Demanda de Automóveis no Brasil. **Texto para Discussão IPEA**, n. 558, 1998.
- NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation. **Review of Economic Studies**, v. 61, p. 631–653, 1994.
- NG, B. Y. S.; PERRON, P. Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1519–1554, 2001.
- OSTERWALD-LENUM, M. A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 54, p. 461–472, 1992
- SANTOS, G. F. Fuel demand in Brazil in a dynamic panel data approach. **Energy Economics**, v. 36, p. 229–240, 2013.
- SCHWARZ, G. **Estimating the Dimension of a Model**. The Annals of Statistics, Institute of Mathematical Statistics, v. 6, n. 2, p. 461–464, 1978.
- SECRETARIA DO COMÉRCIO EXTERIOR-SECEX. **AliceWeb**. Acesso em: 30/12/2013. Disponível em: aliceweb.desenvolvimento.gov.br.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1–48, 1980.
- SIMS, C. A. Are forecasting models usable for Policy Analysis? **Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Reviews**, v. 10, n. 1-16, 1986.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1–48, 1980.
- STORCHMANN, K. Long-Run Gasoline demand for passenger cars: the role of income distribution. **Energy Economics**, v. 27, p. 25–58, 2005.
- ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 251, 1992.