

EFEITO DE POLÍTICAS SETORIAIS NA INDÚSTRIA AUTOMOBILÍSTICA: ANÁLISE DE IMPACTO SOBRE A ARRECADAÇÃO DO IMPOSTO SOBRE PRODUTO INDUSTRIALIZADO

Diego Sarti de Souza¹

Cassiano Bragagnolo²

O objetivo deste trabalho foi analisar o impacto das desonerações sobre a arrecadação do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) por meio de séries de tempo em um modelo vetor autorregressivo (VAR) estrutural. Os resultados mostraram que um choque exógeno de preços é capaz de modificar substancialmente as vendas. Para uma elevação de 10% nos preços, as vendas seriam 46% mais baixas. A relação entre arrecadação e os preços apresentou elasticidade próxima à unidade, uma vez que um aumento de 10% nos preços elevaria a arrecadação em 13%. Quanto à decomposição histórica da variância dos erros de previsão da arrecadação com IPI, observou-se que, para o período entre março de 2002 e dezembro de 2015, as variáveis determinantes foram os preços e o crédito.

Palavras-chave: indústria automobilística; política tributária; séries temporais.

EFFECT OF SECTORAL POLICIES IN THE AUTOMOTIVE INDUSTRY: ANALYSIS OF THE IMPACT ON THE TAX REVENUE

The main objective of this paper was to analyze the impact of the decreases in taxation in the IPI – Industrialized Product Tax – revenue through a structural VAR time series model. The results showed that an exogenous price shock could substantially modify sales, for a 10% increase in prices sales would be 46% lower. The relation between tax revenue and prices showed elasticity close to unity, since a 10% increase in prices would increase the tax revenue by 13%. Prices and credit determined the tax revenue forecasting errors, measured by the historical variance decomposition in the period between March 2002 and December 2015.

Keywords: automotive industry; tax policy; time series.

EFEITO DE LAS POLÍTICAS SECTORIALES EN LA INDUSTRIA AUTOMOTRIZ: ANÁLISIS DE IMPACTO SOBRE LA RECAUDACIÓN

El objetivo de este trabajo fue analizar el impacto de las exoneraciones sobre la recaudación del IPI – Impuesto sobre Productos Industrializados – a través de series de tiempo y un modelo de VAR. Los resultados mostraron que un choque exógeno de precios es capaz de modificar sustancialmente las ventas, para una elevación del 10% en los precios las ventas serían 46% más bajas. La relación entre la recaudación y los precios presentaron elasticidad cerca de la unidad, ya que un aumento del 10% en los precios aumentaría la recaudación en un 13%. En cuanto a la

1. Pesquisador no Núcleo de Estudos em Economia Aplicada da Universidade Federal de São Carlos (NEA/UFSCar). *E-mail:* <diego.sarti@gmail.com>.

2. Professor adjunto no Departamento de Economia (DEc-So) da UFSCar. *E-mail:* <cassiano@ufscar.br>.

descomposição histórica de la varianza de los errores de previsión de la recaudación, se observó que, para el período entre marzo de 2002 a diciembre de 2015, las variables determinantes fueron los precios y el crédito.

Palabras clave: indústria automotriz; política tributária; séries temporales.

L'EFFET DES POLITIQUES SECTORIELLES DANS L'INDUSTRIE AUTOMOBILE: L'ANALYSE DU IMPACT SUR LA COLLECTE

L'objectif de cette étude était d'analyser l'impact des allègements fiscaux sur la collecte de l'IPI par l'utilisation de séries chronologiques et d'un modèle de VAR. Les résultats ont montré qu'un choc exogène de prix est capable de modifier substantiellement les ventes, pour une augmentation de 10% sur les prix, les ventes seront 46% plus basses. La relation entre le collecte et les prix a présenté une élasticité proche de l'unité une fois qu'une augmentation de 10% dans les prix augmenterait la collecte en 13%. En ce qui concerne la décomposition historique de la variance des erreurs de prévision de la collecte, on a observé que pour la période entre mars 2002 et décembre 2015, les variables déterminantes ont été les prix et le crédit.

Mots-clés: industrie automobile; la politique fiscale; séries chronologiques.

JEL: C22; L62; H20.

1 INTRODUÇÃO

A indústria automobilística brasileira possui elevado grau de integração inter-setorial e grande peso na economia, compondo em torno de 20% do produto interno bruto (PIB) industrial, além de ser responsável por cerca de 1,5 milhão de postos de trabalho diretos e indiretos (Alvarenga *et al.*, 2010a; 2010b; Bahia e Domingues, 2010). Em meados de 2008, esse setor, que vinha em trajetória de crescimento desde 2004, sofreu forte impacto devido à crise financeira internacional, cuja origem se deu no mercado de crédito norte-americano e migrou para as demais economias do mundo pelo mesmo mecanismo (Moreira e Soares, 2010). Tal fato desencadeou uma série de medidas do governo federal a fim de amenizar a crise no setor, uma das quais foi a desoneração temporária do Imposto sobre Produto Industrializado (IPI) com consequente repercussão sobre os cofres públicos.

O objetivo deste trabalho, portanto, é averiguar o impacto das desonerações do IPI na arrecadação federal com o setor automobilístico, considerando-o como um todo, sem distinções regionais, uma vez que o IPI é um imposto de competência federal e a análise regional exigiria conhecimento dos efeitos da medida sobre o Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), de competência estadual. Para tanto, um modelo de vetor autorregressivo (VAR) com correção de erros foi proposto de forma a mensurar a interação dinâmica da arrecadação tributária e de variáveis que afetam a demanda setorial a ela associada, como o volume de crédito, causa das primeiras intervenções no setor.

A fim de ilustrar o mecanismo de propagação da crise e tomando como base os dados do Banco Central (BCB), tem-se que em dezembro de 2007, o volume de empréstimos destinados à compra de veículos para pessoas físicas alcançou o montante de R\$ 6,15 bilhões. Já em novembro de 2008, menos de doze meses depois, este mesmo indicador apontava R\$ 2,22 bilhões, uma queda de aproximadamente 64%. Tal fato teve efeito sobre a atividade do setor com redução dos turnos de trabalho e concessões de férias coletivas (Alvarenga *et al.*, 2010a; 2010b; Bahia e Domingues, 2010). A crise e o contexto do setor têm sido a principal justificativa para estudos na área. Vários autores versam sobre a importância do setor automotivo na economia de cada país e sobre a atenção que esta recebeu do poder público a fim de promover seu desenvolvimento econômico.

A mensuração dos impactos dessa política contribui com a literatura disponível, pois diversos autores, tais como Alvarenga *et al.* (2010a) e Linhares (2015) buscaram mensurar seus efeitos sob a ótica do setor privado, colocando os efeitos sobre as finanças públicas em segundo plano. A abordagem sob a ótica do Estado ocorre nos estudos realizados pelo Ipea (2009), porém, sem grande sofisticação metodológica e abrangendo apenas as primeiras desonerações de 2008. Assim, entende-se que este estudo pode colaborar com medidas anticíclicas futuras ou ainda auxiliar nas decisões acerca de uma reforma tributária.

A aparente resposta positiva à desoneração apresentada pelo setor em 2008 fez com que o governo adotasse, novamente, a mesma política em maio de 2012, a fim de reaquecer a atividade econômica setorial, cuja redução da utilização de sua capacidade apresentava queda, com valores próximos a 85%, cenário análogo ao ocorrido em 2008 com a crise financeira internacional.

A escolha da indústria automobilística como objeto da pesquisa se justifica devido à sua já citada importância para o PIB e o emprego, e também ao seu elevado grau de integração intersetorial. Tal fato faz com que o setor automobilístico seja visto como um fator estratégico para o desenvolvimento da indústria nacional, fato este que remete ao governo de Juscelino Kubitschek e ao conhecido Plano de Metas (Bahia e Domingues, 2010; Frainer, 2010). Durante a década de 1990, o setor passou por transformações com a queda do protecionismo e o incentivo da concorrência por parte das políticas públicas. As negociações entre governo e montadoras nesse período foram feitas naquilo que ficou conhecido como Novo Regime Automotivo Brasileiro – RAB (Fiuza, 2002; Frainer, 2010). Além de uma mudança na plataforma econômica, o setor passou por alterações no contexto internacional com o processo de globalização. Assim o aumento da produção automobilística foi acompanhado com a migração de novas montadoras para o país e um processo de desconcentração industrial. No contexto internacional, a indústria automobilística brasileira passou a se destacar por ser a sexta maior produtora de veículos do mundo, considerando-se os dados de 2010 (Alvarenga *et al.*, 2010a; Araújo, 2012).

O crescimento do setor automotivo, que se sucedeu na segunda metade da década de 1990, ocorreu ancorado no investimento estrangeiro e na nova plataforma econômica decorrente do Plano Real. Uma desoneração do IPI para exportação, sem serem condicionadas metas de salários e empregos, foi proposta de forma a equilibrar a balança comercial e assim manter boas condições macroeconômicas. O sistema de controle de preços foi abandonado, mas uma alíquota de IPI menor para carros que permanecessem até uma determinada faixa de preço foi estabelecida de forma a dar acessibilidade à população ao “carro popular” (Almeida *et al.*, 2006; Araújo, 2012; Fiuza, 2002; Vanalle e Salles, 2011).

Vários autores versam sobre a importância do setor automotivo na economia de cada país e sobre a atenção que este merece do poder público a fim de se promover o desenvolvimento econômico, e dos instrumentos utilizados para tal meta, seja ele via política monetária, creditícia ou fiscal. A crise financeira de 2008 tem sido a justificativa de diversos trabalhos que abordam políticas setoriais e políticas de incentivo à demanda de curto prazo, com o fisco sendo umas das principais ferramentas de regulação econômica, já que os juros mundiais estavam próximos a zero (*zero bound lower*) com consequente esgotamento da política monetária.

Discussões a respeito do uso da política fiscal para estabilização do produto têm ganhado força entre *policymakers* e acadêmicos. Alesina e Ardagna (2010) lembram que em 2010, dois anos após tais medidas terem sido adotadas, os resultados puderam ser observados. A análise dos autores tem foco nos países-membros da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e feita sobre a demanda agregada. Os autores concluem que o corte de impostos é mais expansionista que o aumento de gastos governamentais.

A hipótese básica deste estudo é que uma política de desoneração aplicada ao setor automobilístico teria sucesso no curto prazo, mas com maior impacto sobre a arrecadação com o imposto do que sobre as vendas. Tal hipótese se ancora na revisão bibliográfica que caracteriza a demanda de automóveis como mais elástica em relação à renda do que aos preços, característica de bens de consumo duráveis. Consideraram-se também os trabalhos de Barrel e Weale (2009) e Crossley, Low e Wakefield (2009) que analisaram empiricamente o efeito de um corte de impostos sobre a demanda agregada e a abordagem mais teórica empregada por Fantinatti (2015), que avaliou o efeito de um impulso fiscal sobre o consumo de bens duráveis contra não duráveis. Segundo tais autores, é possível que uma desoneração de curto prazo não seja capaz de influenciar a trajetória da economia. Assim, se aplicou o raciocínio empregado por estes autores ao setor automobilístico na elaboração da hipótese.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A crise financeira internacional de 2008, cuja origem se deu no desequilíbrio do mercado imobiliário norte-americano e migrou para o lado real da economia mundial por meio dos mercados de crédito, afetou países emergentes de diferentes formas nos mais variados setores (Carvalho, Eduardo e Silva, 2013). No caso do Brasil, quando analisado o setor automobilístico, observa-se que a crise interrompeu uma trajetória de ascensão constante que vinha desde 2004. No que diz respeito ao comportamento das montadoras, estas reduziram jornadas de trabalho e contratações a fim de se adaptar à nova realidade (Alvarenga *et al.*, 2010a; 2010b). Assim, o país adotou uma série de medidas anticíclicas, uma das quais foi a desoneração tributária temporária com subsequentes prorrogações, a fim de se incentivar a demanda e assim fazer frente à crise que se abatia sobre o setor (Alvarenga *et al.*, 2010a; 2010b; Carvalho, Eduardo e Silva, 2013; Ipea, 2009).

De acordo com autores como Bahia e Domingues (2010) e Porsse e Madruga (2014), o estímulo da economia por meio de desonerações é algo complexo, pois as mudanças pontuais nas tarifas visam estimular a demanda, em regra, sobre os setores com efeitos multiplicadores de forma a se retomar rapidamente a trajetória de crescimento. Estes efeitos multiplicadores, em geral, são atribuídos a setores cujas cadeias produtivas são complexas, como é o caso da indústria de transformação, incluso o setor automobilístico, que no mundo recebeu atenção do poder público (Bahia e Domingues, 2010; Porsse e Madruga, 2014; Barros e Pedro, 2011).

Barros e Pedro (2011) analisaram a atenção relativa que o setor recebeu do poder público em alguns países. De acordo com os autores, nos Estados Unidos, entre 2008 e 2009, o governo criou um programa de suporte financeiro à General Motors e à Chrysler no valor de US\$ 23 bilhões, condicionado a um programa de reestruturação destas empresas. Na Alemanha e no Reino Unido, os respectivos governos buscaram combater a crise por meio da modernização de sua frota de veículos, criando um subsídio de € 2,5 mil no caso alemão e £ 2 mil no caso britânico, para troca de veículos com mais de nove anos de uso por carros novos e seminovos menos poluentes. O limite orçamentário do governo alemão para o projeto foi de € 5 bilhões e o do governo britânico de £ 2,3 bilhões para este propósito. O governo francês tomou medida similar ao alemão no que diz respeito aos subsídios, e comparável à americana no que diz respeito à escolha das empresas. Esse último governo subsidiou a modernização da frota por meio de empréstimos que favoreciam montadoras nacionais como os grupos Renault e Peugeot/Citroën. O valor dos subsídios para o consumidor final foi de mil euros, e os empréstimos alcançaram a ordem de € 6 bilhões (Barros e Pedro, 2011).

No caso brasileiro, segundo Pires (2009), o conjunto de medidas fiscais anticíclicas que contemplam as desonerações e os gastos do governo alcançaram R\$ 12,5 bilhões (0,4% do PIB) e R\$ 30,9 bilhões (1,0% do PIB), respectivamente durante o ano de 2009. Moreira e Soares (2010) enumeram de forma cronológica as medidas anticíclicas que começaram a partir do terceiro trimestre de 2008. Houve mudança na regulamentação, com aumento do prazo para recolhimento de impostos, desoneração do Imposto sobre Operações Financeiras (IOF), linhas de crédito para pequenas empresas e para o setor automobilístico da ordem de R\$ 6,9 bilhões, linhas de crédito para eletrodomésticos, eletrônicos e materiais de construção para pessoa física na ordem de R\$ 2 bilhões e por fim a desoneração do IPI. Isto em âmbito federal, tanto para a “linha branca”, que contempla eletrodomésticos tradicionalmente brancos como máquinas de lavar, geladeiras, *freezers*, como para a indústria automobilística, que neste caso contemplou autoveículos e comerciais leves, especificamente. Adicionalmente, o governo estadual de São Paulo também adotou medidas para amenizar a crise, liberando R\$ 4 bilhões em crédito para compra de automóveis.

Tais medidas elucidam bem a dificuldade de se atribuir o sucesso da retomada das vendas no setor automobilístico a uma única política, visto que as variáveis relacionadas à operação de crédito como a desoneração do IOF e o aumento do saldo de crédito em conjunto com as desonerações sobre o produto exercem forte influência entre si no incentivo à demanda.

Moreira e Soares (2010) buscaram compreender a eficácia e o impacto de algumas destas variáveis. No estudo elaborado pelos autores, constam as soluções adotadas, classificadas como política monetária, política creditícia e política fiscal, bem como as suas conclusões quanto à eficácia de cada uma. Os resultados encontrados por eles apontam que para a recuperação do produto, as políticas monetária e creditícia se mostram eficazes, enquanto a política fiscal não. Para a recuperação dos investimentos, tanto as políticas monetárias quanto as creditícias não seriam eficazes, enquanto para a recuperação do consumo das famílias, somente a política creditícia se mostraria eficaz.

De acordo com Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b), dado o conjunto de medidas que influenciaram o mercado, sejam elas consideradas eficazes ou não, é difícil atribuir a recuperação do mercado de automóveis única e exclusivamente à redução do IPI, ou ainda, conforme pode ser analisado no trabalho de Moreira e Soares (2010), se dizer que a recuperação de crédito tenha sido espontânea. No caso do setor automobilístico, ainda segundo Alvarenga (2010a), 70% das compras de automóveis têm algum financiamento. De 2004 a 2010, Gabriel *et al.*, (2011) detectaram uma mudança de como esse financiamento se distribuía em consórcio, *leasing* e financiamento direto. Os autores argumentam que houve

uma mudança de padrão com crescimento acelerado do financiamento direto após a crise de 2008, contemplando 46% dos automóveis em 2010. Assim uma análise setorial relacionando as variáveis como desoneração tributária, com vendas e fatores que afetam sua demanda, como o crédito, viria a contribuir com as discussões correntes sobre o assunto.

Bonelli e Pessoa (2010) e Araújo (2012) observaram que o desenvolvimento recente do setor automobilístico se deve em parte ao processo de globalização, que fez com que o setor prosperasse com a migração de novas montadoras e a adoção de novas tecnologias. Este processo fez com que a participação do setor automotivo no PIB aumentasse, mesmo em um contexto interno de queda da participação de manufaturados no PIB, observada com preocupação por alguns autores que consideram que há um processo de desindustrialização em curso no país desde a adoção de tais políticas (Bonelli e Pessoa, 2010; Cano, 2012).

As transformações decorrentes da nova plataforma econômica ocasionaram um rearranjo do setor automotivo em território nacional e, ao que tudo indica, uma melhora da competitividade. Tais fatos podem ser averiguados nos trabalhos de Goldenstein e Casotti (2008), Vanalle e Salles (2011), em que os autores observam uma desconcentração do parque industrial automotivo. Observa-se ainda, de acordo com Anfavea (2016), que o setor vem recebendo um novo ciclo de investimentos, superior àquele obtido com o Novo Regime Automobilístico brasileiro na segunda metade da década de 1990, mesmo frente à turbulência enfrentada em 2008, o que apontaria robustez do setor frente às oscilações econômicas.

O setor automobilístico tem sido bastante abordado em estudos acadêmicos devido a seu peso na economia e à relação que exerce com os demais setores produtivos. Entre os trabalhos pioneiros, no que diz respeito ao Brasil, pode-se citar Baumgarten Junior (1972) que estimou a demanda por automóveis considerando o período da década de 1960. Em sua análise, o autor destaca quatro conjuntos de variáveis que afetam a demanda por automóveis.

- 1) Variáveis tradicionais: estão aqui inclusas renda *per capita*, disponibilidade do bem a menor preço e quais indivíduos têm uma função utilidade a maximizar. Quando se aplica essa lógica ao setor automobilístico, se entende como “bem a menor preço”, carros novos e usados.
- 2) Variáveis estruturais: dizem respeito à composição do ativo do indivíduo em relação a bens duráveis e às características do país, como distribuição de renda, crescimento demográfico, idade da frota existente e disponibilidade ou não de serviço de transporte público.

- 3) Variáveis socioculturais: diz respeito à cultura do automóvel, isto é, ao *status* que o indivíduo tem por possuir o bem.
- 4) Variáveis de política econômica: são consideradas as condições de financiamento, tarifas, exportação e importação entre outras medidas que estimulam ou inibem o setor.

Os fatores elencados por Baumgarten Junior (1972) são comuns aos produtos oferecidos no mercado de automóveis, no entanto cada modelo de automóvel possui características heterogêneas, como tamanho, cor, motorização, opcionais, entre outros, que influenciam diretamente sua demanda e conseqüentemente seu preço. A disponibilidade a pagar por estes recursos é chamada de “preço hedônico” cuja abordagem no cálculo da demanda e das elasticidades se dá por meio dessas informações desagregadas (Fiuza, 2002; Moreira e Soares, 2010). A abordagem mais comum na literatura para estimação da elasticidade-preço e elasticidade-renda da demanda é por meio de informações agregadas, analisadas econometricamente por regressões ou ainda pela abordagem de séries temporais (Bordley, 1993; Fiuza, 2002).

Entre os autores que estudaram a demanda de automóveis, no que concerne ao mercado brasileiro, destaca-se o trabalho de De Negri (1998). O autor faz uma revisão bibliográfica dos principais estudos sobre a demanda de automóveis no Brasil, sendo este o primeiro estudo realizado no país no período pós-Plano Real. Moreira e Soares (2010) realizaram análise semelhante, focando-se apenas nos automóveis de entrada, definidos como “populares”, isto é, aqueles cujas motorizações eram de até mil cilindradas, os quais inclusive possuem uma alíquota menor de IPI a fim de dar acessibilidade a este bem para a população de baixa renda (Fiuza, 2002).

A tabela 1 contém os resultados dos principais estudos realizados sobre o setor automobilístico no mercado brasileiro. Conforme pode ser observado, existem duas formas de se tratar a demanda por automóveis: de forma agregada ou desagregada. Quando se trata a demanda de maneira desagregada, utilizam-se dados para cada modelo ou tipo disponível no mercado. Neste caso, os objetivos maiores são estimar a demanda de automóveis em função de características singulares do produto e assim o preço hedônico pago pelo consumidor. Uma modelagem econométrica adequada para tal é o *logit* estrutural (*nested logit*), que tem sido a metodologia comumente empregada para este modelo de pesquisa (Bordley, 1993; DeSouza, Petterini e Miro, 2010; Fiuza, 2002). A segunda forma, com dados agregados, leva em conta a Teoria do Consumidor, não diferenciando automóveis entre si, que é a abordagem pertinente a esta pesquisa.

TABELA 1
Resultados obtidos por autores selecionados para a demanda por automóveis brasileira em função da renda, do preço e do crédito

Autores	Renda	Preço	Crédito
Modelo com dados agregados			
Baumgarten Junior (1972)	6,28	-0,55 a -1,87	Nd
Milone (1973) <i>apud</i> De Negri (1998)	2,46 a 2,66	-0,37	Nd
Coates (1985) <i>apud</i> De Negri (1998)	1,74	Nd	Nd
Vianna (1988) <i>apud</i> De Negri (1998)	0,76	-1,63	Nd
Assis (1993) <i>apud</i> De Negri (1998)	1,93	-0,98	Nd
De Negri (1998)	1,1 a 1,5	-0,6 a -0,7	Nd
Moraes e Silveira (2005)	0,62	-1,23	+0,66
Ipea (2009)	2,55	-2,84	0,38
Alvarenga <i>et al.</i> (2010a)	4,42	-2,53	1,18
Linhares (2015)	3,66	-2,09	0,49
Modelos com dados desagregados			
Fiuza (2002)	Nd	-9,84 a -5,60	Nd
De Souza (2010)	Nd	-7,53 a -2,08	Nd

Fonte: De Negri (1998) e autores supracitados.
 Elaboração dos autores.

Do ponto de vista da análise das políticas anticíclicas, a crise de 2008 tem servido de motivação para um grande número de estudos. Pode-se citar, a título de exemplo, Alesina e Ardagna (2010), que comparam os efeitos de um corte de impostos contra um aumento de gastos do governo, buscando aquele que teria efeito mais expansionista. Barrel e Weale (2009) fizeram uma análise sobre o *value-add tax* (VAT), nomenclatura para imposto indireto aplicada a países da Europa, ou Imposto sobre Valor Adicionado (IVA).³ Os autores observam três efeitos possíveis no caso de uma redução temporária de um imposto: efeito-renda, efeito-substituição e arbitragem. Crossley, Low e Wakefield (2009) fazem análise semelhante, porém desconsideram este último efeito. De acordo com Barrel e Weale (2009), o efeito-renda trata-se de uma mudança no aumento do padrão de consumo em função de um menor preço praticado no mercado, mantendo-se os demais preços relativos constantes. No entanto, como o corte de impostos é de curto prazo, o efeito-renda também assim seria. Isto é, não alterariam as expectativas dos indivíduos no longo prazo. Há ainda uma correlação entre o efeito-renda com o mercado de crédito, somente consumidores sem restrições de crédito poderiam aumentar o seu consumo. Como o mercado de crédito é

3. Cabe ressaltar que o IPI, de competência federal, é um imposto com características jurídicas semelhantes ao IVA europeu, como no quesito da não cumulatividade, a fim de não prejudicar o sistema de preço relativo. Há ainda o ICMS que também é um imposto do tipo IVA, porém de competência estadual (Oliveira, 2016).

imperfeito e há restrições em tempos de crise, haveria, portanto aqueles que não conseguiriam expandir seu consumo (Barrell e Weale, 2009). O efeito-substituição, analisado de forma agregada por Barrell e Weale (2009), faz referência a indivíduos que sem restrições de crédito podem mudar seu tempo de consumo em relação à trajetória das taxas de juros real esperada. Leva-se, portanto, em consideração a expectativa de inflação que se realiza quando esta medida de curto prazo é tomada, uma vez que ela tem influência sobre os preços. Ainda de acordo com Barrell e Weale (2009), um aumento previsto na alíquota do Imposto sobre Valor Adicionado (IVA) ou outro imposto de características semelhantes irá reduzir a expectativa realizada no período de decisão imediatamente anterior. Assim, dado um sistema de preços movido por expectativas racionais, indivíduos irão aumentar seu consumo no período imediatamente anterior, em que o imposto é menor. Por fim, tem-se o efeito de arbitragem, que se trata de um aumento da demanda com posterior queda, com a média de longo prazo permanecendo constante, indicando que só tenha havido uma antecipação de consumo em função de uma desoneração tributária temporária. De acordo com Barrell e Weale (2009), este seria um padrão mais provável para o caso de bens duráveis.

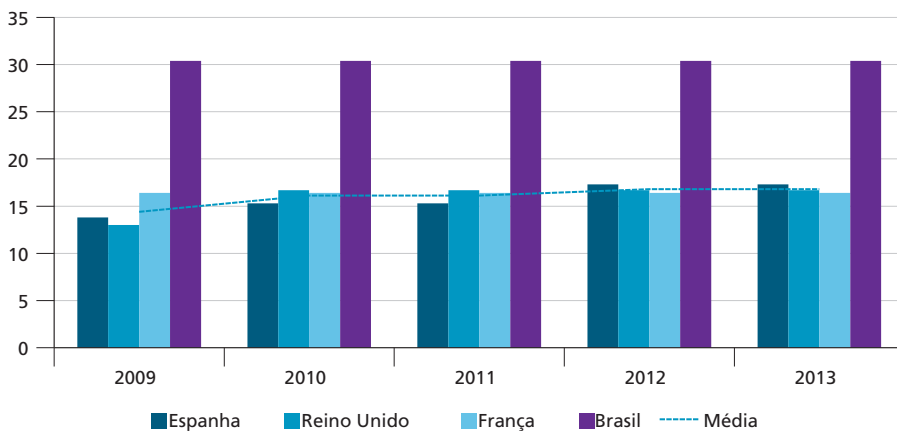
Tanto o efeito-renda como o efeito-substituição encontram nas imperfeições do mercado de crédito um problema para funcionamento perfeito dos efeitos descritos. As imperfeições no mercado de crédito têm seu arcabouço teórico fundamentado no trabalho de Stiglitz (1988), em que os agentes são ávidos por empréstimos, porém estes são negados, mesmo se os agentes estiverem dispostos a pagar uma taxa de juros mais elevada, enquanto para outros agentes semelhantes, o mesmo não ocorre. Attanasio, Goldberg e Kyriazidou (2008) mensuram essas imperfeições aplicadas ao setor automobilístico. Segundo eles, uma restrição no crédito de automóveis afeta de forma distinta consumidores de alta e baixa rendas, sendo os primeiros mais sensíveis a mudanças na taxa de juros, enquanto a baixa renda é mais sensível aos prazos. Teixeira (2013) busca compreender o funcionamento do mercado de crédito automobilístico brasileiro na conjuntura das desonerações em meados de 2008. Em sua revisão, o autor destaca medidas na regulamentação do mercado financeiro que facilitaram a expansão do mercado interno do setor automobilístico, dentre as quais pode-se destacar a sanção da Lei nº 10.931 (Brasil, 2004), conhecida como Lei de Alienação Fiduciária, que reduziu o risco dos bancos, facilitando a possibilidade de reaver o bem em caso de inadimplência.

A desoneração no Brasil, bem como a existência de uma legislação tributária mais complexa que a europeia, com vários impostos e contribuições incidindo sobre o preço do produto final, torna a análise de seus efeitos e a comparação com os demais países mais difíceis. Este quadro se agrava ainda mais quando se leva em consideração a variação da competência tributária entre União, estados, municípios e Distrito Federal conforme pode ser averiguado na Lei nº 5.172

(Brasil, 1966) referente ao Código Tributário Brasileiro. Tal fato repercute sobre o setor automotivo de forma intensa. Segundo dados da Anfavea (2015), cerca de 30% do preço final do veículo em média se deve à carga tributária, sendo os principais impostos e taxas incidentes o IPI, ICMS e Programa de Integração Social/Contribuição para Financiamento da Seguridade Social (PIS/Cofins).

De 2009 a 2015, a participação dos impostos no preço dos veículos foi em média de 30,4%, com exceção de 2014, quando este percentual caiu para 28,6% (Anfavea, 2015). De acordo com a Anfavea (2015), quando comparada a países como Espanha, Reino Unido e França, a carga tributária brasileira é praticamente o dobro, já que em média nestes locais tem-se uma influência de impostos indiretos de cerca de 16,5% no preço do automóvel. O gráfico 1 apresenta a participação dos impostos no preço dos automóveis para estes países.

GRÁFICO 1
Impostos e taxas embutidos no preço do automóvel – países selecionados (2009-2013)
(Em %)



Fonte: Anfavea (2014; 2015).
Elaboração dos autores.

Para abordar o problema de alíquotas de impostos indiretos do tipo *ad valorem*, uma fundamentação teórica possível se encontra na Curva de Laffer. Esta teoria, concebida por economistas da década de 1980, chamados de *supply-siders*, afirma que uma alíquota demasiadamente alta pode inibir a economia de forma indesejada e que ganhos de arrecadação podem ser conseguidos por meio de cortes de impostos, contrariando o aspecto intuitivo de que uma desoneração tributária repercutiria de forma negativa sobre a arrecadação do estado (Becsi, 2000). Como Becsi (2000) afirma, é improvável que a economia apresente esse comportamento ideal, uma vez que os tributos oscilam em função de outros fatores ligados à estratégia de desenvolvimento econômico.

Dos trabalhos que versaram sobre a verificação empírica da Curva de Laffer para o Brasil, pode-se destacar o estudo de Paes (2010), que procurou uma correlação negativa entre a alíquota de IPI médio e a arrecadação de diferentes setores, seguindo a Classificação Nacional de Atividade Econômica (CNAE) 2.0. Uma correlação negativa entre tarifa e arrecadação demonstraria que, hipoteticamente, um determinado setor poderia estar sobretaxado, e que ganhos na arrecadação poderiam ser obtidos via desoneração. Entretanto, não foi encontrada uma correlação negativa em nenhum dos setores analisados para o período compreendido entre 2001 e 2007. Este resultado indica que a economia brasileira não estaria, ainda, sobretaxada apesar da elevada carga tributária que se pratica no país. No entanto, esta análise isolada é passível de crítica tendo em vista os períodos anuais adotados e a falta de correlação com as demais variáveis que impactam a demanda de cada setor. No caso do setor automobilístico, a renda, os preços e as condições de financiamento devem ser observados a fim de que se possa obter uma análise mais precisa.

Dependendo da categoria ao qual o automóvel pertence, o IPI pode assumir diferentes valores. A tabela 2 apresenta as diferentes alíquotas do imposto de acordo com as características do produto para 2013.

TABELA 2
Alíquota e impacto no preço dos impostos sobre veículos – Brasil (2013)

Motorização	1.000 cm ³	Mais de 1.000 cm ³ a 2.000 cm ³		Mais de 2.000 cm ³		Comerciais leves
Combustível	–	Gasolina	Flex	Gasolina	Flex	–
Alíquota de IPI	2	8	7	25	18	2
Porcentagem no preço	27,1	30,4	29,2	36,4	33,1	24,7

Fonte: Anfavea (2015).
Elaboração dos autores.

O primeiro estudo empírico realizado para avaliar o impacto das desonerações de IPI sobre o setor automobilístico foi o realizado pelo Ipea (2009). Os autores, por meio de uma regressão e avaliações de cenários, estimaram que em média 13,4% das vendas poderiam ser atribuídas à desoneração. O estudo, ainda, avaliou o impacto sobre a arrecadação do governo e sua influência na geração de empregos.

Com relação à arrecadação, segundo a Receita Federal, R\$ 1,82 bilhão foi transferido à indústria automobilística. No entanto, o estudo ressalva que a queda de arrecadação com o imposto pode ter sido compensada por outras receitas federais. Ipea (2009) estima que o custo líquido sobre a arrecadação tenha sido de R\$ 559 milhões em função do aumento de outros impostos e contribuições federais como PIS/Cofins, Contribuição Social sobre o Lucro Líquido (CSLL), o Imposto de Renda Pessoa Jurídica (IRPJ) e o Imposto de Renda Retido na Fonte (IRRF).

No que diz respeito ao efeito da medida no combate ao desemprego, o estudo do Ipea (2009) é inconclusivo quanto à eficácia. Segundo os autores, a medida não gerou novos postos de trabalho, mas reduziu a velocidade das demissões, e teria protegido entre 50 mil e 60 mil empregos, considerando postos diretos e indiretos.

Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b) propuseram um modelo de vetor autor-regressivo, porém com o foco exclusivamente nas vendas. Os autores utilizaram séries temporais para o período compreendido entre junho de 2002 e novembro de 2009. Analogamente, Linhares (2015) adotaram o mesmo método, porém com uma *proxy* diferente para a renda e analisando o período compreendido entre junho de 2002 e dezembro de 2012. No que diz respeito à modelagem das vendas, todos se ancoraram em De Negri (1998), em que a venda de veículos é uma função do preço, renda e crédito disponível. Na tabela 3, estão sintetizadas as *proxies* para as variáveis utilizadas por cada autor.

TABELA 3
Variáveis explicativas utilizadas por autores selecionados para a demanda por automóveis – Brasil

Variável	Ipea (2009)	Alvarenga <i>et al.</i> (2010)	Linhares (2015)
Venda	Número de licenciamentos ¹	Número de licenciamentos	Número de licenciamentos
Preço	IPA-OG ²	IPA-OG	IPA-OG
Renda	PIB-Mensal ³	PIB-mensal	Renda nominal ⁴
Crédito	Concessões de crédito ⁵	Concessões de crédito	Concessões de crédito
Deflator	IGP-DI ⁶	IPC ⁷	IPC

Fonte: Ipea (2009), Alvarenga *et al.* (2010) e Linhares (2015).

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Número de licenciamentos de veículos nacionais leves fornecidos pela Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (Anfavea).

² Índice de preço por atacado origem – produtos industriais (veículos automotores, reboques, carrocerias e autopeças) – fornecido pela Fundação Getúlio Vargas (FGV).

³ Produto interno bruto mensal fornecido pelo Departamento Econômico do Banco Central do Brasil (Depec/BCB).

⁴ Rendimento médio nominal do trabalho principal fornecido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

⁵ Concessão de consolidada de crédito com recursos livres para aquisição de veículos fornecidos pelo Depec/BCB.

⁶ Índice geral de preços, disponibilidade interna, fornecido pela FGV.

⁷ Índice de preços ao consumidor, fornecido pela FGV.

Remetendo-se aos valores encontrados por cada pesquisa, apresentados na tabela 3, há uma convergência de resultados em relação às elasticidades da demanda de preço, renda e crédito e suas importâncias relativas, considerando-se os módulos das variáveis.

Os autores divergem em relação ao percentual das vendas que podem ser atribuídas à redução do imposto. No estudo do Ipea (2009), 13,4% das vendas no período estudado puderam ser atribuídas à redução do IPI contra 20,7%

do estudo de Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b) e 23,2% de Linhares (2015). No entanto, a comparação entre seus modelos econométricos demonstra diferentes magnitudes para a influência do preço. Considerando o cálculo do Ipea (2009), a transmissão da variação do preço para as vendas é de 284%. Já segundo a modelagem de Linhares (2015), a venda é menos sensível a variação do preço, sendo a transmissão da variação do preço para as vendas de 209%.

Os trabalhos de Linhares (2015) e Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b), cujos modelos econométricos empregam análise de séries temporais, encontram resultados análogos. Não fazem, porém, referência quanto ao impacto de tal medida sobre a arrecadação do imposto. A análise do Ipea (2009), embora leve em consideração o impacto sobre os impostos, não utiliza séries temporais. Desta forma, existe uma pequena lacuna na literatura que este trabalho visa preencher.

A tabela 4 mostra o histórico das alíquotas de IPI para automóveis do Brasil no período 2008-2015. Os segmentos mais fomentados na última desoneração foram os de veículos de até mil cilindradas com 100% de desconto na alíquota, e comerciais leves com 87,5% de desconto na alíquota. Os demais segmentos tiveram descontos de 50%.

TABELA 4
Alíquotas de IPI do setor automobilístico – Brasil (2002-2015)

Período	Motorização e combustível	Alíquotas
Janeiro/2002 a dezembro/2003	Até mil cilindradas	9
	De mil a duas mil cilindradas flex	13
	De mil a duas mil cilindradas a gasolina	15
	Comerciais leves	10
Janeiro/2004 a novembro/2008	Até mil cilindradas	7
	De mil a duas mil cilindradas flex	11
	De mil a duas mil cilindradas a gasolina	13
	Comerciais leves	8
Dezembro/2008 a setembro/2009	Até mil cilindradas	0
	De mil a duas mil cilindradas flex	5,5
	De mil a duas mil cilindradas a gasolina	6,5
	Comerciais leves	1
Abril/2010 a abril/2012	Até mil cilindradas	7
	De mil a duas mil cilindradas flex	11
	De mil a duas mil cilindradas a gasolina	13
	Comerciais leves	8

(Continua)

(Continuação)

Período	Motorização e combustível	Alíquotas
Maio/2012 a dezembro/2012	Até mil cilindradas	0
	De mil a duas mil cilindradas flex	5,5
	De mil a duas mil cilindradas a gasolina	6,5
	Comerciais leves	1
Em 2013	Até mil cilindradas	2
	De mil a duas mil cilindradas flex	7
	De mil a duas mil cilindradas a gasolina	8
	Comerciais leves	2
Em 2014	Até mil cilindradas	3
	De mil a duas mil cilindradas flex	9
	De mil a duas mil cilindradas a gasolina	10
	Comerciais leves	8
Em 2015	Até mil cilindradas	7
	De mil a duas mil cilindradas flex	11
	De mil a duas mil cilindradas a gasolina	13
	Comerciais leves	8

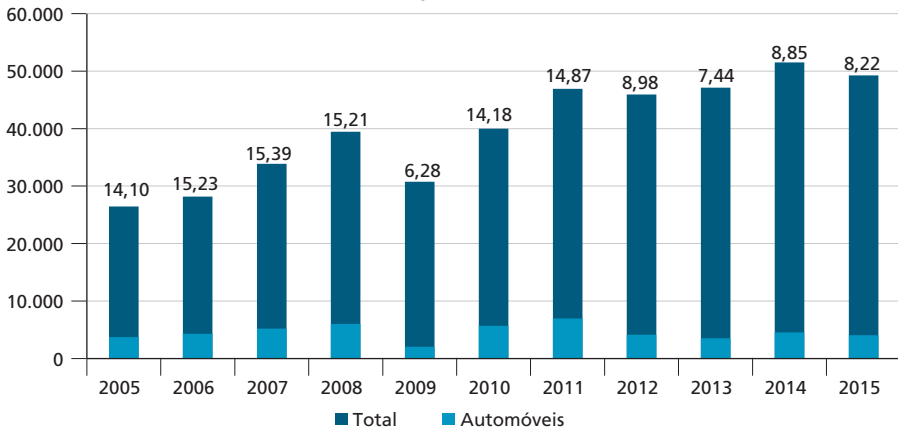
Fonte: Anfavea (2016) e Wilbert *et al.* (2014).
Elaboração dos autores.

O retorno das tarifas ao seu patamar original não ocorreu de forma abrupta, as alíquotas foram sendo aumentadas paulatinamente até seus valores habituais. Assim, o período das desonerações foi marcado por instabilidade tributária, pois comumente quando a medida estava próxima de seu vencimento, um novo decreto a prorrogava ou estabelecia novas tarifas e condições conforme pode ser observado no Decreto nº 6.687/2008, referente à primeira desoneração, e os decretos subsequentes de nºs 6.809/2008 e 6.890/2008. Em 2012, o Decreto nº 7.725/2012 foi o responsável por dar origem a novas desonerações, e como tal, também previa um posterior retorno gradual ao patamar histórico, que foi sucessivamente prorrogado até dezembro de 2014, quando as tarifas não estavam mais em seu menor patamar, mas ainda assim abaixo de seu valor histórico, considerando a tarifa imediatamente anterior à crise de 2008, com impacto visível sobre a arrecadação com o imposto.

O gráfico 2 apresenta a arrecadação total com o IPI e o percentual da arrecadação correspondente ao IPI automobilístico. É interessante observar que até a crise de 2008 e a edição das primeiras desonerações, a participação do IPI automotivo na arrecadação com IPI era de, em média, 15%.

GRÁFICO 2

Arrecadação com IPI em milhões de reais e participação percentual da arrecadação com IPI de automóveis na arrecadação total de IPI – Brasil (2005-2015)



Fonte: BCB. Disponível em: <<https://dadosabertos.bcb.gov.br/>>. Elaboração dos autores.

3 PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS

Neste estudo, os procedimentos econométricos adotados foram testes de raiz unitária e um modelo de VAR estrutural com correção de erros, que compreende a estimação da função de impulso resposta e a análise da decomposição histórica da variância. O modelo VAR estrutural foi calculado a fim de estimar o impacto das variáveis selecionadas umas sobre as outras com foco sobre a arrecadação.

Sob essas condições, é possível realizar uma análise econômica impondo uma quantidade mínima de restrições que são consistentes com um conjunto de modelos teóricos visando identificar choques estruturais, construir funções de impulso resposta e obter a decomposição histórica da variância (Canova, 2007).

O sistema VAR estrutural proposto envolve as variáveis renda (*lnrenda*), crédito para automóveis (*lncredito*), vendas de automóveis (*lnvenda*), preços dos automóveis (*lnpreçoauto*) e arrecadação (*lnarrec*) com informações mensais para o período compreendido entre março de 2002 e dezembro de 2015. Ressalta-se que todas as variáveis para os cálculos do modelo VAR estrutural estão em logaritmos.

Os testes utilizados para se determinar a existência de raiz unitária nas séries foram os de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e de Kwiatkowski, Peter, Schmidt e Shin (KPSS).

Nas tabelas 5 e 6, são apresentados os resultados dos testes ADF, os quais a hipótese nula é de presença de raiz unitária e KPSS, o qual a hipótese nula é de estacionariedade. Para o teste ADF, como critério para a escolha do número de

defasagens, foi utilizado o critério MAIC, enquanto no caso do KPSS, utilizou-se o critério Newey e West (1994). De maneira geral, os resultados apontam para a necessidade de diferenciação da série, com as variáveis em nível, para a maioria dos testes realizados. Assim, optou-se por calcular o modelo VAR estrutural com todas as variáveis em primeira diferença devido aos resultados dos testes e a uma maior estabilidade do sistema quando calculado desta forma.

TABELA 5
Resultados do teste ADF para as variáveis do modelo

Variável	Restrições	ADF ¹ em nível	p-valor	ADF em primeira diferença	p-valor
Inprecoauto	Intercepto	0,332	0,9788	-5,722	0,0000
Lag (1)	Tendência e intercepto	-1,276	0,8938	-5,746	0,0000
Inarrec	Intercepto	-2,924	0,0427	-9,680	0,0000
Lag (1)	Tendência e intercepto	-2,971	0,1403	-9,660	0,0000
Incredito	Intercepto	-1,560	0,5037	-8,769	0,0000
Lag (1)	Tendência e intercepto	-1,047	0,9375	-8,878	0,0000
Invenda	Intercepto	-1,588	0,4897	-8,258	0,0000
Lags (3)	Tendência e intercepto	-0,353	0,9882	-8,521	0,0000
Inrenda	Intercepto	-0,634	0,8632	-4,129	0,0009
Lags (6)	Tendência e intercepto	-3,989	0,0091	-4,195	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: ¹ Valores críticos do teste ADF a 5% de significância: modelo com intercepto -2,886. Modelo com tendência e intercepto -3,441. Modelo sem tendência ou intercepto -1950.

TABELA 6
Resultados do teste KPSS para as variáveis do modelo

Variável	Restrições	Defasagens	KPSS ¹ em nível	KPSS em primeira diferença
Inprecoauto	Com tendência	3	0,84	0,215
	Sem tendência	3	4,04	0,263
Inarrec	Com tendência	3	0,215	0,0262
	Sem tendência	3	0,731	0,0348
Incredito	Com tendência	3	0,561	0,0602
	Sem tendência	3	2,28	0,202
Invenda	Com tendência	3	0,702	0,0855
	Sem tendência	3	3,336	0,235
Inrenda	Com tendência	3	0,443	0,213
	Sem tendência	3	3,76	0,298

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: ¹ Valores críticos do teste KPSS a 5% de significância: modelo com tendência 0,146. Modelo sem tendência 0,463.

Devido ao fato das variáveis do modelo serem integradas de mesma ordem, existe a necessidade de avaliar a existência de cointegração. Conforme pode ser observado na tabela 7, os testes de cointegração, realizados pelo procedimento de Johansen (1988), indicaram a necessidade da inclusão de três vetores de cointegração no modelo VAR estrutural para o teste $\lambda_{traço}$.

TABELA 7
Teste de cointegração de Johansen com três defasagens

Hipótese nula	Hipótese alternativa	$\lambda_{traço}$	Valor crítico traço λ a 5%
$r = 0$	$r > 0$	193,81	87,31
$r \leq 1$	$r > 1$	106,79	62,99
$r \leq 2$	$r > 2$	58,58	42,44
$r \leq 3$	$r > 3$	21,27	25,32
$r \leq 4$	$r > 4$	0,32	12,25
$r \leq 5$	$r > 5$	-	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

Realizados os testes iniciais, um modelo VAR estrutural foi calculado. Inicialmente, avaliam-se as funções de impulso resposta de maior interesse para o problema proposto.

Considerou-se o seguinte sistema:

$$A_0 x_t = \alpha + \sum_{i=1}^p A_i x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que: A_0 (5x5) é uma matriz de relações contemporâneas entre as cinco variáveis endógenas (x_t) e o vetor ε_t (5x1), representa os erros não correlacionados do modelo.

O vetor autorregressivo proposto considera as variáveis na ordem a seguir.

$$Y_t = \begin{bmatrix} \lnrenda \\ \lncredito \\ \lnvenda \\ \lnpreçoauto \\ \lnarrec \end{bmatrix}$$

A ordem das variáveis segue o disposto da mais endógena para a mais exógena, a renda depende da economia como um todo, sendo a renda a variável mais exógena. Já o crédito e as vendas são variáveis setoriais, sendo a venda uma variável mais próxima à arrecadação. Por sua vez, arrecadação é uma porção do preço do veículo que é transferida ao Estado. Assim o preço é mais endógeno à arrecadação do que a venda, devido ao fato da arrecadação ser uma função direta

do preço. A título de ilustração, pode-se imaginar a escolha do consumidor que é movida pelo sistema de preços. Caso o consumidor opte por um veículo mais barato, a arrecadação será menor, se somada essa informação ao complexo regime tributário brasileiro. A escolha de um veículo mais barato também incorre numa alíquota de IPI menor, o que implica uma arrecadação menor. O contrário também é verdadeiro, caso o consumidor opte por um veículo mais caro, usualmente os de maior motorização, a alíquota incidente de IPI chega a 25% contra 7% de veículos “populares” (até mil cilindradas) em situação normal, sem desoneração.

Incluíram-se também quatro variáveis binárias a fim de estabilizar o modelo com relação às intervenções feitas pelo governo no IPI. A primeira variável binária destaca o período em que as alíquotas estiveram em seu menor patamar, tal qual como ocorreu no início das duas desonerações. A segunda variável binária destaca o período em que as alíquotas estiveram instáveis, com ajustes progressivos, por vezes mês a mês, período este que foi de outubro de 2009 até abril de 2010. Por fim, duas variáveis binárias referentes a 2013 e 2014, quando as alíquotas se mantiveram em patamares menores que o histórico, mas ainda assim acima daquela proposta pelo governo em maio de 2012 que persistiu até dezembro do mesmo ano.

Uma quinta variável *dummie* referente ao ano de 2015 e a crise iniciada após este período poderiam ter sido incluídas no modelo. No entanto, optou-se por não incluí-las devido ao grande número de *dummies* já presentes no modelo e pelo fato de haver um pequeno número de observações para o período. Além disso, entendeu-se que a *proxy* utilizada para a renda, a renda nominal habitualmente recebida pelo trabalhador, além de contribuir para a modelagem, poderia captar de forma indireta o ciclo, dispensando a necessidade desta quinta *dummie*.

A matriz de relações contemporâneas para o problema foi calculada de acordo com a matriz A_0 a seguir.

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & a_{23} & a_{24} & a_{25} \\ a_{31} & a_{32} & 1 & a_{34} & a_{35} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & a_{45} \\ [a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1] \end{bmatrix}$$

Quando verificada a existência de cointegração entre as variáveis, o termo de correção do erro é introduzido no modelo VAR. Da equação (2), obtém-se:

$$x_t = A_0^{-1} \alpha + \sum_{i=1}^p A_0^{-1} A_i x_{t-i} + A_0^{-1} \varepsilon_t \quad (2)$$

ou,

$$x_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i x_{t-i} + e_t \quad (3)$$

Sob condições de estabilidade, tem-se que:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (4)$$

Caso o sistema obtido a partir da equação (5) seja sobreidentificado, considerando , se utiliza um processo conhecido como método generalizado de momentos (GMM):

- estima-se o VAR definido pela equação (6);
- obtém-se a matriz de variância e covariância Σ_e e calcula-se $\Sigma_\varepsilon = A_0 \Sigma_e A_0'$;
- maximiza-se a seguinte função de verossimilhança:

$$-\frac{T}{2} \ln |A_0^{-1} \Sigma_\varepsilon (A_0')^{-1}| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_t A_0' \Sigma_\varepsilon^{-1} A_0 \hat{e}_t) \quad (5)$$

Com o procedimento proposto, espera-se que a renda, o crédito, as vendas e os preços expliquem de forma satisfatória a arrecadação para o período estudado. Adicionalmente, espera-se que a relação entre as variáveis presente as relações esperadas.

4 BASE DE DADOS

Os dados referentes às vendas foram obtidos a partir do *site* da Anfavea. Considerou-se como “vendas” o número de licenciamento de autoveículos e comerciais leves nacionais.

A *proxy* para o preço foi obtida a partir da *Revista Conjuntura Econômica* do portal do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (IBRE/FGV) e trata do Índice de Preços ao Consumidor – veículos. Com relação à renda, considerou-se a renda nominal habitual recebida pelo trabalhador, série disponibilizada pelo IBGE, tal qual o proposto por Linhares (2015).

A *proxy* para o crédito, que foi retirada de dados do Banco Central apresenta mudança de metodologia de cálculo ao longo do tempo. O BCB passou a utilizar uma nova metodologia para calcular as concessões consolidadas de crédito para aquisição de veículos para pessoas físicas em março de 2011.

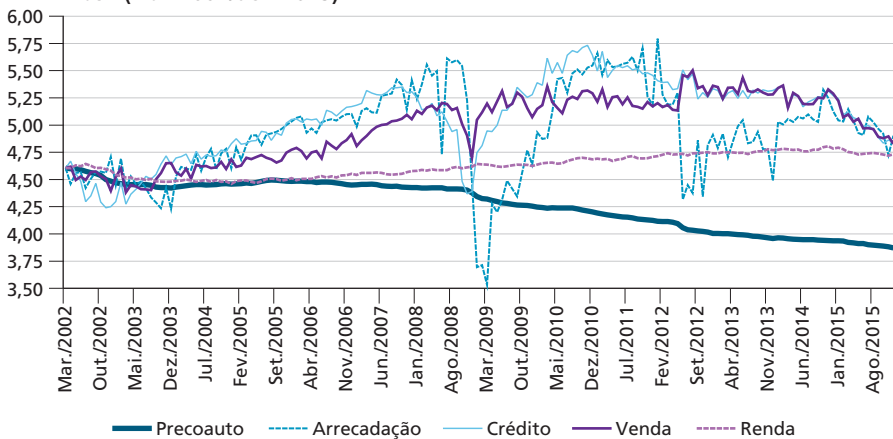
Duas séries com este mesmo objetivo coexistiram no período até dezembro de 2012, quando a metodologia antiga foi abandonada. Assim, a série de crédito utilizada neste estudo é uma compatibilização destas duas. Observou-se que a diferença relativa durante o período em que as duas séries coexistiram foi em média de 2%. Assim, mesmo sendo uma fonte de distorção estatística dada à diferença metodológica entre elas, se agrupou as séries para que se pudesse alcançar o horizonte de tempo desejado.

A série para a arrecadação com o IPI do setor automobilístico foi obtida diretamente do BCB.

O período selecionado para o estudo compreende a março de 2002 a dezembro de 2015. Todas as séries, portanto, contemplam este período e têm periodicidade mensal.

O gráfico 3 apresenta o conjunto das séries em logaritmo neperiano. Pode-se observar um aparente comportamento em comum entre elas, principalmente nos períodos marcados por crise e intervenção do governo, tal como final de 2008 e maio de 2012.

GRÁFICO 3
Séries de arrecadação, vendas, preço, crédito e renda em logaritmos neperianos – Brasil (mar. 2002/dez. 2015)



Fonte: Anfavea (2016), BCB (Disponível em: <<https://dadosabertos.bcb.gov.br/>>), IBGE (Disponível em: <cortador.com.br/bchX2>) e FGV e IBRE (2019).

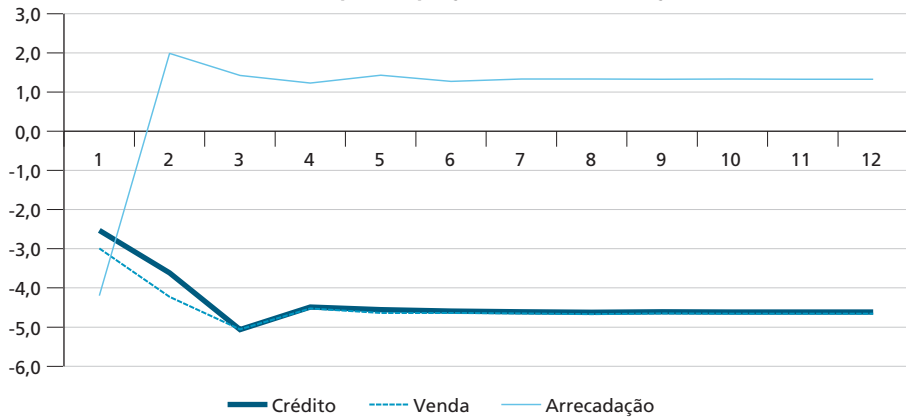
Elaboração dos autores.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O gráfico 4 apresenta a função impulso resposta, na forma de elasticidades para um choque nos preços de automóveis e seus efeitos nas demais variáveis do mercado automobilístico e arrecadação com IPI. Visa-se assim mensurar o impacto das desonerações sobre estas variáveis.

GRÁFICO 4

Efeitos acumulados do choque nos preços sobre a arrecadação, as vendas e o crédito



Fonte: Resultados da pesquisa.

Uma vez que a função de impulso resposta foi calculada na forma de elasticidade, os resultados apontam que um choque positivo nos preços de 10% teria um efeito negativo na arrecadação com o imposto no primeiro período. Após este efeito negativo inicial, a arrecadação se recupera e se estabiliza após seis meses em um patamar para a arrecadação da ordem de 13%. Já no caso dos efeitos sobre as vendas e concessões de crédito, observam-se resultados bastante similares. Percebe-se um efeito inicial negativo que, embora com menor magnitude, persiste ao longo do tempo. A estabilização dos efeitos ocorre após quatro meses, gerando uma queda de 4,6 vezes nas vendas. Assim, uma vez que as funções de impulso resposta podem ser avaliadas como elasticidades, um aumento de 10% nos preços gera uma queda de 46% nas vendas.

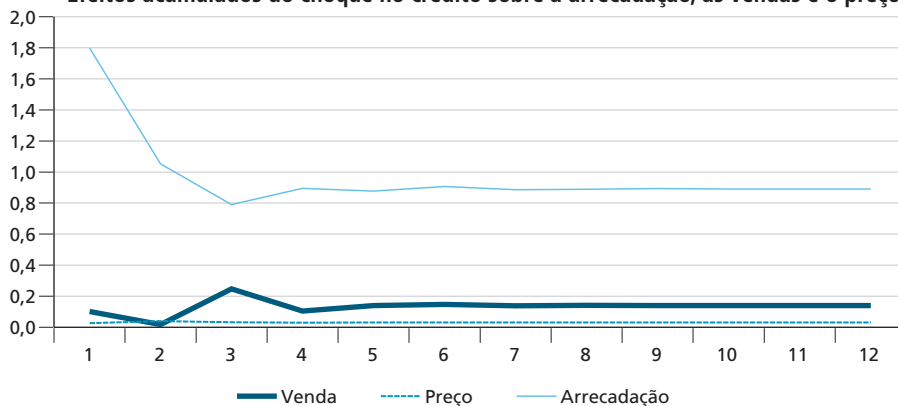
O fato de que um efeito do choque nos preços tem efeito maior nas vendas do que na arrecadação encontra respaldo na curva de Laffer. Para um choque de 10% sobre os preços, há um efeito de 46% sobre as vendas e 13% na arrecadação. Assim, um aumento de preços reduzirá o número de vendas, mas o impacto sobre a arrecadação seria amortecido pelo fato de que a alíquota *ad valorem* seria aplicada agora sobre um bem de maior valor. O mesmo mecanismo de amortecimento ocorre para um caso de queda nos preços, o impacto na arrecadação seria compensado pelo aumento do número das vendas. Tal resultado contraria a hipótese inicial deste trabalho, que esperava efeitos maiores sobre a arrecadação e uma menor sensibilidade do setor a choque de preços. Salienta-se que estudos prévios para o setor demonstram que o mercado de automóveis é mais sensível à renda do que aos preços e dada à elevada carga tributária do setor, ao redor de 30%, esperava-se um comportamento contrário, ou efeito Laffer, que é o fenômeno que ocorre quando um aumento de preços impacta negativamente a arrecadação ou vice-versa.

Comparando-se os resultados obtidos para a elasticidade-preço neste estudo com as de trabalhos anteriores, pode-se observar que o valor encontrado por meio da análise da função impulso resposta é ligeiramente superior. Enquanto a elasticidade-preço calculada neste trabalho foi de -4,6; a de Ipea (2009) é de 2,8; a de Alvarenga *et al.* (2010) é de -2,53; e a de Linhares (2015) é de 2,0. Tal fato pode ter ocorrido devido às diferenças metodológicas e ao objeto de análise. Os trabalhos anteriores têm foco nas elasticidades de longo prazo que são obtidas diretamente pela análise do vetor de cointegração β utilizando a variável “vendas” como variável dependente. A análise da função impulso resposta empregada neste trabalho tem um enfoque de curto-prazo e foram avaliadas via função de impulso resposta. Logo dada às diferenças de modelo, método e foco, a princípio estes resultados não são totalmente comparáveis com os dos estudos anteriores. No entanto, uma análise mais minuciosa da função impulso resposta e das medidas de desoneração adotadas à época mostrou que os efeitos de curto prazo sobre as vendas se dispersam até o quarto período e que o impacto máximo sobre os preços seria de 7% considerando os segmentos de mercado que foram alvo da medida e excluindo os que não foram, como no caso de veículos acima de duas mil cilindradas. A análise da série índice de preços corrobora esse resultado, pois é possível observar duas quedas proeminentes nos preços no período inicial das duas desonerações, havendo posterior estabilização. Assim em dezembro de 2008, após quatro períodos subsequentes, houve uma queda no índice de 5,77%. Fazendo-se a mesma análise para maio de 2012 a queda no índice foi de 5,98%. Estes resultados permitem inferir, seguindo os resultados para as elasticidades encontradas neste trabalho, que 26,54% das vendas no período dos quatros meses imediatamente posteriores ao choque ocorreram devido à desoneração de 2008 e 27,5% das vendas do mesmo período ocorreram devido à desoneração de 2012. Estes resultados são próximos aos obtidos por Alvarenga *et al.* (2010) e Linhares (2015) que atribuem 20,7% e 23,2% das vendas às desonerações, respectivamente.

O gráfico 5 apresenta os efeitos de um choque no crédito para veículos nas variáveis vendas, arrecadação e preços por meio de uma função de impulso resposta acumulada.

GRÁFICO 5

Efeitos acumulados do choque no crédito sobre a arrecadação, as vendas e o preço



Fonte: Resultados da pesquisa.

O choque de crédito tem efeito positivo na arrecadação, superior ao observado nas vendas, e quase nenhum efeito sobre os preços. Para um aumento de 10% no crédito, há um aumento de 15% na arrecadação nos períodos iniciais, sem impacto significativo sobre as vendas. O impacto nas vendas é sentido após o terceiro mês com um aumento de 2%. As variáveis se estabilizam após o choque com um aumento de 9% na arrecadação e apenas 1,3% nas vendas. Tal resultado é um indicativo de que o crédito favorece a venda de veículos cuja alíquota do imposto é maior, haja vista que o aumento na arrecadação é mais que proporcional ao número de unidades vendidas nos períodos iniciais, sugerindo que as vendas estariam ocorrendo em veículos que pagam mais imposto. A confirmação deste resultado somente seria possível com um estudo aprofundado para cada um dos segmentos de mercado.

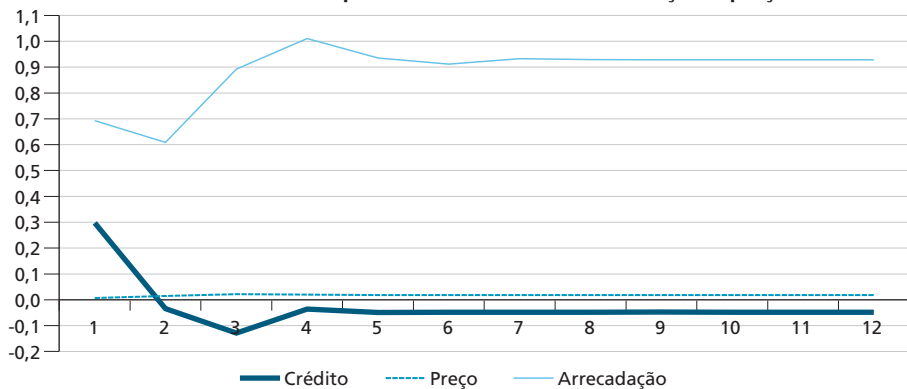
A explicação para o comportamento da relação entre crédito, vendas e arrecadação com o imposto está no sistema tributário que vigora sobre autoveículos e no comportamento do mercado de crédito. Estudos elencados na revisão bibliográfica destacam estas imperfeições no mercado de crédito abordado inicialmente por Stiglitz (1988) e são mensurados para o setor automobilístico por Attanasio, Goldberg e Kyriazidou (2008), em que consumidores de baixa renda são mais suscetíveis à maturidade do crédito e os de alta renda à taxa de juros. Cruzando as informações do regime tributário com o comportamento do crédito descrito pelos autores citados, pode-se ao menos se especular que o choque de crédito favoreça consumidores sem restrições à tomada de empréstimos, habitualmente aqueles de maior renda. O fraco desempenho no número de unidades vendidas com aumento na arrecadação sugere que pode ter havido uma migração da

preferência do consumidor de veículos mais básicos, de menor alíquota, para os de veículos mais sofisticados, de maior alíquota.

Os resultados do choque nas vendas sobre as demais variáveis do setor automobilístico são apresentados no gráfico 6. Para um choque inicial de 10% sobre as vendas, a arrecadação específica com o IPI aumentaria em 9,2% até o final do período com efeito sobre o mercado de crédito, apenas, no curto prazo.

GRÁFICO 6

Efeitos acumulados do choque nas vendas sobre a arrecadação, o preço e crédito



Fonte: Resultados da pesquisa.

Os efeitos nas concessões de crédito se tornam negativos a partir do segundo mês com uma queda de 0,1%. O choque nas vendas se mostrou incapaz de modificar os preços. Esta pequena sensibilidade dos preços dos veículos frente a choques nas concessões de crédito e nas vendas pode ser explicada pela concorrência existente no setor, estimulada pela nova plataforma econômica pós anos 1990. Tais resultados são um indicativo de que o setor, apesar de oligopolizado, não possui uma empresa específica com poder de mercado.

Diversos fatores podem influenciar as vendas sem que haja a necessidade de uma intervenção exógena nas variáveis de estímulo à demanda. Pode-se citar a maturação de investimentos no setor como exemplo. Esta geraria um aumento na oferta de automóveis com impacto direto nas vendas com influência secundária no crédito, preço ou arrecadação. Um segundo exemplo seria a política anticíclica adotada por países europeus no setor, onde foram empregados subsídios ao invés de corte de impostos. Essa intervenção iria ter efeito diretamente nas vendas com impacto secundário sobre as variáveis de demanda do setor elencadas neste trabalho. Comparando um choque no crédito com o choque nas vendas observa-se efeito semelhante na arrecadação com impacto de aproximadamente 10%, mas um efeito reduzido sobre as vendas para o caso de oscilações no crédito.

A tabela A.1 apresenta a contribuição de cada variável do modelo na decomposição histórica da variância dos erros de previsão para o período compreendido entre abril de 2002 e outubro de 2015.

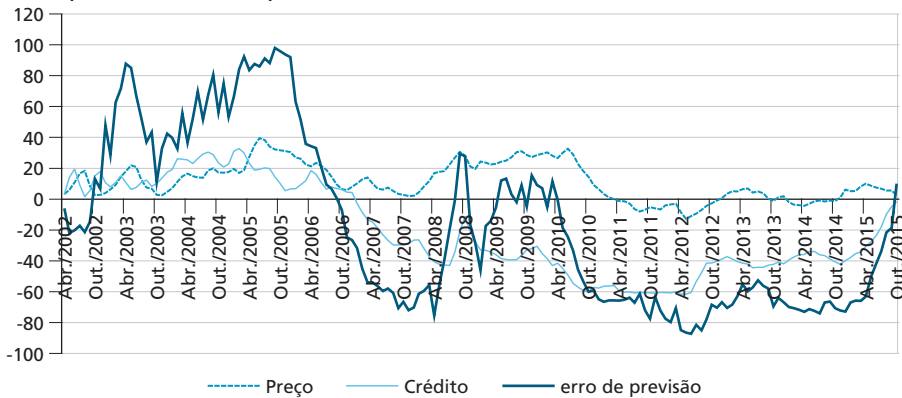
Durante o período compreendido entre abril de 2002 e agosto de 2006, os erros de previsão da arrecadação foram, na maior parte das vezes, positivos, o que indica que a arrecadação com IPI para automóveis no período esteve acima do previsto pelo modelo. A partir da decomposição dos erros – em termos das previsões decorrentes de considerar apenas um dos fatores explicativos de cada vez – poderão ser definidos quais deles contribuíram para o erro observado. Conforme pode ser observado no gráfico 7 e na tabela A.1, as variáveis *preço* e *crédito* foram as mais influentes no comportamento não antecipado da arrecadação. A variável *preços* trouxe a maior contribuição na decomposição histórica da variância dos erros de previsão no período. Quando somadas as variáveis *preços* e *crédito*, os erros de previsão da arrecadação advindos da consideração de variações apenas nestas duas variáveis seguem de perto (em magnitude e direção) os erros de previsão da arrecadação considerando a totalidade de variáveis do modelo. Desta forma, *preços* e *crédito* foram as variáveis que mais contribuíram para que a arrecadação crescesse acima do nível esperado no período.

No período compreendido entre setembro de 2006 e março de 2010, os erros de previsão na arrecadação começam negativos, até agosto de 2008, e passam a ser, na maior parte das vezes, positivos a partir de setembro de 2008. Neste período, a contribuição do crédito para os erros de previsão foi sempre negativa, enquanto a contribuição dos preços foi positiva.

Para o período compreendido entre abril de 2010 e outubro de 2015, os erros de previsão associadas ao crédito continuaram contribuindo para o erro de previsão na arrecadação, porém, a arrecadação passou a ficar abaixo do previsto. Neste período, a contribuição dos preços para os erros de previsão na arrecadação foi bem menos relevante que nos períodos anteriores. Estes resultados, também, podem ser observados no gráfico 7 e na tabela A.1.

GRÁFICO 7

Contribuição percentual dos preços de automóveis e do crédito na decomposição histórica da variância dos erros de previsão da arrecadação com IPI automotivo (abr. 2002/out. 2015)

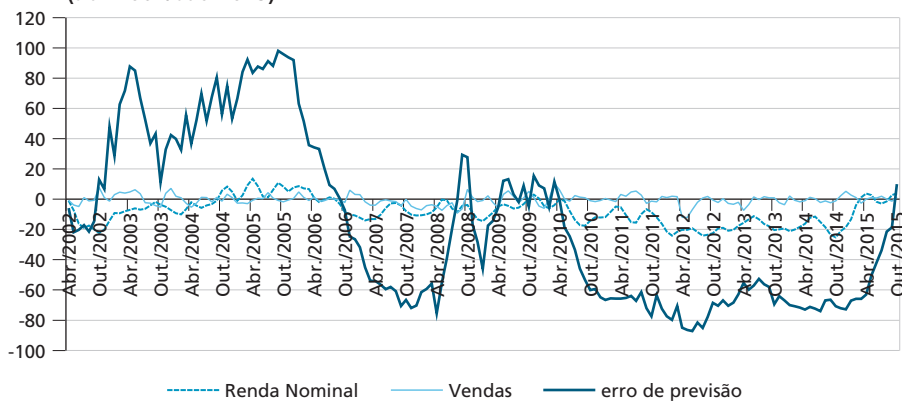


Fonte: Resultados da pesquisa.

Conforme pode ser observado no gráfico 8 e na tabela A.1, as variáveis *renda nominal* e *vendas* tiveram pouco impacto sobre os erros de previsão do produto. A renda nominal teve contribuição mais relevante durante o período compreendido entre agosto de 2010 e agosto de 2015, quando contribuiu de maneira moderada para os erros de previsão negativos.

GRÁFICO 8

Contribuição percentual das vendas de automóveis e da renda na decomposição histórica da variância dos erros de previsão da arrecadação com IPI automotivo (abr. 2002/out. 2015)



Fonte: Resultados da pesquisa.

Os choques próprios de arrecadação, que representam os impactos que não estão relacionados às demais variáveis, tiveram bastante influência sobre os

erros de previsão da arrecadação, o que indicaria a existência de outras variáveis relevantes para o modelo a serem consideradas em estudos futuros. Na maior parte das vezes, os choques próprios, apresentados na tabela A.1, contribuíram para o erro de previsão na mesma direção em que eles ocorreram.

Com base nos resultados apresentados, pode-se dizer que a primeira desoneração, de dezembro de 2008 a setembro de 2009, foi benéfica ao setor e eficaz, já que ela impacta em última análise os preços e esses tiveram importância relativa, contribuindo positivamente para o erro na arrecadação, ou seja, se não tivessem ocorrido impactos não antecipados de preços no período, a arrecadação teria sido inferior a observada.

A segunda desoneração – de maio de 2012 a dezembro de 2012 –, por sua vez, parece ter sido menos efetiva, uma vez que outros fatores, que não o preço, tiveram maior importância na explicação dos erros de previsão da arrecadação. Neste período, a renda, o crédito e os choques próprios da arrecadação exerceram um efeito negativo sobre a arrecadação, que a redução de preços não foi capaz de contrapor.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo teve por objetivo realizar uma análise empírica dos efeitos da política de desoneração no setor automobilístico por meio da análise da arrecadação com o imposto de IPI automobilístico e das vendas de autoveículos e veículos comerciais leves. O estudo foi feito por meio de uma modelagem de vetor autorregressivo, avaliando-se choques nos preços, mecanismo pelo qual a desoneração se propaga. Foram calculados, também, os efeitos de choques no mercado de crédito, na renda e nas vendas.

A análise do choque de preços, considerando o efeito simétrico inerente ao modelo, demonstra que para uma desoneração de 10% as vendas cresceriam 46%. Tal fato implica afirmar que um corte de preços tem efeito positivo mais que proporcional sobre as vendas setoriais. Isso implica também rejeitar a hipótese inicialmente aventada neste trabalho, de que uma desoneração seria ineficiente no estímulo ao setor com maior custo mais que proporcional sobre a arrecadação do que ao estímulo às vendas, cujas elasticidades de seu produto dependem mais da renda do que dos preços. Eventualmente, se o mesmo estudo for realizado considerando o somatório de IPI e ICMS e PIS/Cofins automobilístico, se confirme a existência do efeito Laffer, que é quando a arrecadação e alíquota se comportam de forma distinta, isto é, para uma alíquota maior há uma queda da arrecadação e vice-versa. Tal estudo exigiria uma abordagem regional do setor, já que o ICMS é de competência estadual, ou pelo menos ter a arrecadação de PIS/Cofins a fim de que obtenha o somatório que foi repassado ao governo federal via impostos e contribuições.

O efeito de um choque exógeno no mercado de crédito e vendas apresentou efeito positivo sobre a arrecadação sem alterações relevantes no índice de preço dos automóveis. Tal rigidez de preço é explicada pela estrutura de mercado do setor que vem se tornando competitiva desde a abertura comercial na década de 1990. A relação entre crédito e arrecadação é um ponto a ser salientado, pois o efeito inicial de um choque no crédito aumenta de forma desproporcional a arrecadação nos períodos iniciais, na relação de 1 para 1,5, com impacto menor sobre as vendas, o que sugere que o consumidor, dada uma facilitação no crédito, mude sua preferência para veículos de maior alíquota, já que no atual sistema tributário, estes são veículos de categoria superior, de maior motorização.

A estrutura tributária torna a análise da arrecadação com impostos indiretos de difícil abordagem, uma vez que PIS/Cofins e ICMS também têm influência sobre os preços dos automóveis. Não houve, porém, acesso à informação sobre de que modo a arrecadação como esta contribuição e imposto oscilaram. Ademais, o ICMS possui competência tributária estadual e seus efeitos devem ser estudados por região, exigindo uma abordagem por estado, considerando que nem todos os estados possuem plantas automobilísticas. Assim, antes de se considerar que o setor não esteja passando pelo efeito Laffer, uma simplificação do sistema tributário tornaria a análise proposta neste trabalho mais correta e conseqüentemente a elaboração de políticas tributárias mais fáceis e a abordagem por região ou por estado mais factível.

Além disso, é necessário levar em consideração os resultados divulgados pela própria Anfavea (2013a), no contexto das desonerações de 2012. Segundo ela, R\$ 4,8 bilhões teriam deixado de ser arrecadados pelo governo com o IPI no dito ano, tal efeito negativo é corroborado por esta pesquisa. No entanto, houve aumento com o ICMS, PIS/Cofins e Imposto sobre Propriedade de Veículos Automotores (IPVA), com um *superavit* do Estado da ordem de R\$ 6 bilhões repercutindo, portanto, segundo os autores, em um efeito positivo nos cofres do governo com redução de carga tributária.

Por fim, com base na decomposição histórica dos erros de previsão, pôde-se avaliar que a primeira desoneração do período observado, de dezembro de 2008 a setembro de 2009, foi benéfica e eficaz ao setor, já que a desoneração impacta os preços que tiveram importância relativa. Assim, os preços contribuíram positivamente para o erro na arrecadação com IPI, ou seja, se não existissem estes choques não antecipados de preços no período, a arrecadação teria sido inferior àquela observada. A segunda desoneração, por sua vez, de maio de 2012 a dezembro de 2012, foi menos efetiva, uma vez que outros fatores, que não o preço, tiveram maior importância na explicação dos erros de previsão da arrecadação com IPI.

Para estudos futuros, recomenda-se a avaliação da arrecadação por segmentos de mercado, que poderiam contribuir com o esclarecimento de pontos que não puderam ser diretamente abordados neste trabalho. Questões relacionadas às expectativas dos agentes econômicos e desonerações de curto prazo foram deixadas em segundo plano neste artigo por entender que se perderia o foco na análise dos resultados das políticas de desonerações. Sugerem-se assim estudos futuros com abordagem específica para este tema, observando índices tais como o Índice de Confiança do Consumidor (ICC) e inadimplência.

REFERÊNCIAS

ALESINA, A. F.; ARDAGNA, S. Large changes in Fiscal Policy: taxes versus spending. **Tax Policy and the Economy**, v. 24, n. 1, p. 35-68, 2010. Disponível em: <<https://bit.ly/31CDan6>>.

ALMEIDA, C. C. R. *et al.* Indústria automobilística brasileira: conjuntura recente e estratégias de desenvolvimento. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 34, n. 1, p. 135-152, 2006. Disponível em: <<https://bit.ly/2XV9dfH>>.

ALVARENGA, G. V. *et al.* **Políticas anticíclicas na indústria automobilística: uma análise de cointegração dos impactos da redução do IPI sobre as vendas de veículos.** Rio de Janeiro: Ipea, 2010a. (Texto para Discussão, n. 1512). Disponível em: <<https://bit.ly/2x1eBCd>>.

_____. **Indústria automobilística e políticas anticíclicas: lições da crise.** Brasília: Ipea, 2010b. p. 9-14. (Boletim Radar: tecnologia, produção e comércio exterior, n. 7). Disponível em: <<https://bit.ly/2KXJ789>>.

ANFAVEA – ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES. **Redução de IPI aumentou a arrecadação de impostos.** São Paulo: Anfavea, 2013a. Disponível em: <<https://bit.ly/2Rnjnq3>>.

_____. **Anuário da indústria automobilística brasileira.** São Paulo: Anfavea, 2013b.

_____. **Anuário da indústria automobilística brasileira.** São Paulo: Anfavea, 2014.

_____. **Anuário da indústria automobilística brasileira.** São Paulo: Anfavea, 2015.

_____. **Anuário da indústria automobilística brasileira.** São Paulo: Anfavea, 2016.

ARAÚJO, S. M. A indústria automobilística, o trabalho e o capital migrante em novas regiões produtivas brasileiras. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, Curitiba, n. 123, p. 99-116, 2012. Disponível em: <<https://bit.ly/2MSBD93>>.

ATTANASIO, O. P.; GOLDBERG, P. K.; KYRIAZIDOU, E. Credit constraints in the market for consumer durables: evidence from micro data on car loans.

International Economic Review, v. 49, n. 2, p. 401-436, 2008. Disponível em: <<https://bit.ly/2WLI7Lw>>.

BAHIA, L.; DOMINGUES, E. **Estrutura de inovações na indústria automobilística brasileira**. Brasília: Ipea, 2010. (Texto para Discussão, n. 1472). Disponível em: <<https://bit.ly/2IoYjtB>>.

BARRELL, R.; WEALE, M. The economics of a reduction in VAT. **Fiscal Studies**, v. 30, n. 1, p. 17-30, 2009. Disponível em: <<https://bit.ly/31H5NiT>>.

BARROS, D. C.; PEDRO, L. S. **As mudanças estruturais do setor automotivo, os impactos da crise e as perspectivas para o Brasil**. Rio de Janeiro: BNDES, set. 2011. p. 173-202. (BNDES Setorial, n. 34). Disponível em: <<https://bit.ly/1Rn72fi>>.

BAUMGARTEN JUNIOR., A. L. Demanda de automóveis no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 26, n. 2, p. 203-297, 1972. Disponível em: <<https://bit.ly/2IQBOft>>.

BECSI, Z. The shifty laffer curve. **Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review**, n. 3, p. 53-64, 2000. Disponível em: <<https://bit.ly/2WK7A3a>>.

BONELLI, R.; PESSÔA, S. D. **Desindustrialização no Brasil: um resumo da evidência**. Rio de Janeiro: FGV, 2010. (Texto para Discussão, n. 7). Disponível em: <<https://bit.ly/2MVHL0y>>.

BORDLEY, R. F. Estimating automotive elasticities from segment elasticities and first choice/second choice data. **The Review of Economics and Statistics**, v. 75, n. 3, p. 455-462, 1993. Disponível em: <<https://bit.ly/2WN9rsZ>>.

CANO, W. A desindustrialização no Brasil. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 21, n. 4, p. 831-851, 2012. Disponível em: <<https://bit.ly/2WPZzto>>.

CANOVA, F. **Methods for applied macroeconomic research**. 1. ed. Princeton; Oxford: Princeton University Press, 2007.

CARVALHO, D. B.; EDUARDO, M.; SILVA, E. M. Efeitos dos choques fiscais sobre o mercado de trabalho brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 67, n. 2, p. 177-200, 2013. Disponível em: <<https://bit.ly/2WOgXUp>>.

CROSSLEY, T. F.; LOW, H.; WAKEFIELD, M. The economics of a temporary VAT cut. **Fiscal Studies**, v. 30, n. 1, p. 3-16, 2009. Disponível em: <<https://bit.ly/2IX4PGK>>.

DE NEGRI, J. A. **Elasticidade-renda e elasticidade-preço da demanda de automóveis no Brasil**. Brasília: Ipea, 1998. (Texto para Discussão, n. 0558). Disponível em: <<https://bit.ly/2XUckEV>>.

DESOUZA, S. A.; PETTERINI, F. C.; MIRO, V. H. A tributação nas vendas de automóveis no Brasil: quem paga a maior parte da conta? **Revista Economia**, v. 11, n. 3, p. 559-596, 2010. Disponível em: <<https://bit.ly/2tkZG74>>.

FANTINATTI, A. M. **Estímulos fiscais em em modelo DSGE: bens duráveis versus bens não duráveis**. 2015. 56 f. Dissertação (Mestrado) – Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 2015. Disponível em: <<https://bit.ly/2Fim3NX>>.

OLIVEIRA, F. G. Sujeição passiva no IPI: princípios, contribuintes e responsáveis tributários. **Revista Jurídica Luso-Brasileira**, v. 2, n. 4, p. 693-719, 2016. Disponível em: <encurtador.com.br/cfyI7>.

FIUZA, E. P. S. **Automobile demand and supply in Brazil: effects of tax rebates and trade liberalization on price-marginal cost markups in the 1990s**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Textos para Discussão, n. 0916). Disponível em: <<https://bit.ly/2XpxoWw>>.

FRAINER, D. M. **A estrutura e a dinâmica da indústria automobilística no Brasil**. 2010. 137 f. Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2010. Disponível em: <<https://bit.ly/2XVWVE1>>.

FGV – FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS; IBRE – INSTITUTO BRASILEIRO DE ECONOMIA. **Revista Conjuntura Econômica**. Estatísticas e índices, FGV, Rio de Janeiro, 2019. Disponível em: <encurtador.com.br/KRXY3>.

GABRIEL, L. F. *et al.* Uma análise da indústria automobilística no Brasil e a demanda de veículos automotivos: algumas evidências para o período recente. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 39., 2011, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: ANPEC, dez. 2011. Disponível em: <<https://bit.ly/31HptTN>>.

GOLDENSTEIN, M.; CASOTTI, B. P. Panorama do setor automotivo: as mudanças estruturais da indústria e as perspectivas para o Brasil. Rio de Janeiro: BNDES, 2008. p. 147-188. (BNDES Setorial, n. 28). Disponível em: <<https://bit.ly/2WSfAEg>>.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Impactos da redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) de automóveis**. Brasília: Ipea, ago. 2009. (Nota Técnica, n. 15). Disponível em: <<https://bit.ly/2XnFG1g>>.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3. p. 231-254, 1988.

LINHARES, G. G. L. **Impactos da redução do IPI sobre a venda de veículos produzidos no Brasil**. 2015. Monografia (Especialização) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2015.

MORAES, R. A.; SILVEIRA, J. A. G. Elasticidade-preço e elasticidade-renda da demanda na indústria automobilística brasileira: uma análise da última década para os veículos populares. *In: SEMINÁRIOS EM ADMINISTRAÇÃO FEA-USP*, 8., 2005, São Paulo. **Resumos...** São Paulo: FEA/USP, 2005.

MOREIRA, T. B. S.; SOARES, F. A. R. **A crise financeira internacional e as políticas anticíclicas no Brasil.** [s.l.]: Tesouro Nacional, 2010. p. 1-69. (XV Prêmio Tesouro Nacional).

NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. Automatic lag selection in covariance matrix estimation. **The Review of Economic Studies**, v. 61, n. 4, p. 631-653, 1994.

PAES, N. A Curva de Laffer e o imposto sobre produtos industrializados – evidências setoriais. **Cadernos de Finanças Públicas**, Brasília, n. 10, p. 5-22, 2010. Disponível em: <encurtador.com.br/lpKT5>.

PIRES, M. C. C. Multiplicadores Fiscais no Brasil: uma contribuição ao debate sobre políticas fiscais anticíclicas. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 37., 2009, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: ANPEC, 2009. Disponível em: <encurtador.com.br/cLM59>.

PORSSE, A. A.; MADRUGA, F. G. Efeitos distributivos de políticas tributárias anticíclicas: análise da desoneração do IPI sobre o setor automobilístico. *In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS*, 12., 2014, Belo Horizonte. **Anais...** Belo Horizonte: ABER, 2014. Disponível em: <https://bit.ly/2ZzfyOw>.

STIGLITZ, J. E. Money, credit, and business fluctuations. **Economic Record**, v. 64, n. 4, p. 307-322, 1988.

TEIXEIRA, D. N. **Equilíbrio de longo prazo entre política macroeconômica e mercado de crédito para automóveis no Brasil.** 2013. Monografia (Especialização) – Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2013.

VANALLE, R. M.; SALLES, J. A. Relação entre montadoras e fornecedores: modelos teóricos e estudos de caso na indústria automobilística brasileira. **Gestão & Produção**, São Carlos, v. 18, n. 2, p. 237-250, 2011.

WILBERT, M. D. *et al.* Redução do imposto sobre produtos industrializados e seu efeito sobre a venda de automóveis no Brasil: uma análise do período de 2006 a 2013. **Revista Contemporânea de Contabilidade**, Florianópolis, v. 11, n. 24, p. 107-124, 2014. Disponível em: <https://bit.ly/2KpSOgq>.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BERRY, S.; LEVINSOHN, J.; PAKES, A. Automobile prices in market equilibrium. **Econometrica**, v. 63, n. 4, p. 841-890, 1995. Disponível em: <<https://bit.ly/2XXrx7W>>.

BRASIL. Decreto nº 4.544, de 26 de dezembro de 2002. Regulamenta a tributação, fiscalização, arrecadação e administração do Imposto sobre Produtos Industrializados – IPI. **Diário Oficial**, Brasília, p. 186, 27 dez. 2002. Disponível em: <<https://bit.ly/1yJK4F9>>.

_____. Decreto nº 7.660, de 23 de dezembro de 2011. Aprova a Tabela de Incidência do Imposto sobre Produtos Industrializados – TIPI. **Diário Oficial**, p. 7, 26 dez. 2011. Disponível em: <<https://bit.ly/2KqMp4m>>.

_____. Lei nº 5.172, de 25 de outubro de 1966. Dispõe sobre o Sistema Tributário Nacional e institui normas gerais de direito tributário aplicáveis à União, Estados e Municípios. **Diário Oficial**, p. 12452, 27 out. 1966. Disponível em: <<https://bit.ly/2kwDRtZ>>.

_____. Lei nº 10.931, de 2 de agosto de 2004. Dispõe sobre o patrimônio de afetação de incorporações imobiliárias, Letra de Crédito Imobiliário, Cédula de Crédito Imobiliário, Cédula de Crédito Bancário, altera o Decreto-Lei nº 911, de 1º de outubro de 1969, as Leis nº 4.591, de 16 de dezembro de 1964, nº 4.728, de 14 de julho de 1965, e nº 10.406, de 10 de janeiro de 2002, e dá outras providências. **Diário Oficial**, p. 17, 3 ago. 2004. Disponível em: <<https://bit.ly/1yOUcv4>>.

SHIN, Y.; SCHMIDT, P. The KPSS stationarity test as a unit root test. **Economics Letters**, v. 38, n. 4, p. 387-392, 1992.

ANEXO A

TABELA A.1

Erro de previsão e contribuição percentual das variáveis na decomposição histórica da variância dos erros de previsão da arrecadação (abr. 2002/out. 2015)

Período	Erro de previsão	Renda Nominal	Crédito	Vendas	Preço	Arrecadação
Abr./2002	-5,92	-0,95	2,99	-0,65	3,16	-10,02
Maió/2002	-21,92	-7,21	14,05	-3,87	5,95	-27,57
Jun./2002	-20,20	-16,28	19,54	-4,85	10,78	-24,35
Jul./2002	-17,21	-18,87	9,12	1,14	16,65	-20,74
Ago./2002	-21,44	-17,43	1,53	-1,17	18,35	-19,88
Set./2002	-14,55	-19,95	5,55	-0,65	8,41	-6,12
Out./2002	12,97	-22,34	15,17	7,74	2,57	14,30
Nov./2002	6,71	-20,04	17,89	1,08	2,81	8,94
Dez./2002	47,92	-14,19	10,59	-1,35	4,00	51,92
Jan./2003	28,59	-9,17	7,99	3,04	6,28	19,71
Fev./2003	62,66	-9,25	10,79	4,61	9,29	41,49
Mar./2003	71,63	-8,03	15,25	4,03	14,39	36,06
Abr./2003	87,72	-7,01	10,71	4,71	17,99	47,59
Maió/2003	85,07	-6,08	6,34	6,28	21,82	43,12
Jun./2003	66,81	-6,99	7,61	3,64	20,78	33,13
Jul./2003	52,66	-6,35	10,80	-2,39	12,51	33,97
Ago./2003	36,93	-4,14	12,43	-2,58	7,45	21,37
Set./2003	43,32	-1,77	8,23	-4,25	6,69	31,97
Out./2003	11,11	-3,64	10,13	-5,30	2,71	7,64
Nov./2003	32,84	-4,98	13,57	3,92	2,41	15,67
Dez./2003	42,41	-7,29	17,47	7,19	4,74	16,47
Jan./2004	39,81	-9,29	19,17	1,96	7,08	18,45
Fev./2004	32,64	-9,97	26,08	0,88	11,17	4,18
Mar./2004	55,60	-6,69	25,89	-2,68	14,82	18,55
Abr./2004	36,59	-2,07	25,39	-5,32	16,56	0,80
Maió/2004	52,22	-4,23	23,11	-2,58	14,86	15,38
Jun./2004	69,70	-5,80	26,37	1,18	13,97	23,64
Jul./2004	51,63	-4,12	29,33	1,05	13,83	6,31
Ago./2004	67,61	-3,24	30,49	-1,68	18,54	13,90
Set./2004	80,49	-1,02	28,75	1,21	19,87	16,74
Out./2004	56,21	5,68	23,43	-1,36	17,20	3,59
Nov./2004	74,80	8,32	20,86	3,28	17,19	10,32
Dez./2004	53,22	4,88	22,81	1,08	17,55	0,11
Jan./2005	66,45	-0,97	31,07	-2,70	19,63	10,16
Fev./2005	84,07	2,53	32,82	-2,55	16,96	18,60
Mar./2005	92,27	9,28	29,90	-2,92	18,81	17,44
Abr./2005	83,53	13,53	23,12	-0,73	27,38	3,84
Maió/2005	87,62	8,68	18,75	0,58	34,88	7,15
Jun./2005	86,00	1,87	19,37	0,35	39,54	9,23

(Continua)

(Continuação)

Período	Erro de previsão	Renda Nominal	Crédito	Vendas	Preço	Arrecadação
Jul./2005	91,21	1,19	20,17	4,32	38,31	8,98
Ago./2005	88,16	6,11	19,77	0,75	34,03	9,64
Set./2005	98,02	10,78	14,35	-0,84	32,16	19,28
Out./2005	95,84	8,26	10,13	-1,79	31,60	27,09
Nov./2005	93,74	5,11	5,44	-0,55	31,24	33,95
Dez./2005	92,00	7,77	6,54	0,40	30,44	27,68
Jan./2006	63,14	8,59	6,78	4,72	27,08	5,73
Fev./2006	51,54	7,15	9,32	1,18	26,22	1,31
Mar./2006	35,73	6,62	11,93	-0,83	22,52	-6,40
Abr./2006	34,25	0,94	18,46	1,37	21,20	-8,62
Mai./2006	33,17	-1,84	16,02	-1,37	23,45	-3,96
Jun./2006	20,81	-0,39	10,80	-1,08	21,53	-8,95
Jul./2006	9,40	1,25	6,39	0,28	18,95	-14,86
Ago./2006	6,82	0,37	7,78	0,01	14,56	-13,82
Set./2006	0,63	-3,12	6,92	-0,43	9,61	-10,99
Out./2006	-7,19	-8,45	6,11	-2,17	6,44	-8,25
Nov./2006	-24,71	-9,98	4,51	6,00	5,82	-28,65
Dez./2006	-26,52	-10,83	4,17	3,13	7,88	-28,90
Jan./2007	-31,76	-12,30	-2,66	3,02	10,13	-29,55
Fev./2007	-45,06	-14,04	-8,61	-1,74	12,76	-36,88
Mar./2007	-53,95	-13,14	-13,18	-4,04	13,98	-44,18
Abr./2007	-53,98	-13,13	-14,81	-3,96	10,14	-41,21
Mai./2007	-56,45	-10,32	-18,78	-1,22	6,70	-43,27
Jun./2007	-59,54	-5,88	-23,16	-0,35	6,19	-47,13
Jul./2007	-58,00	-2,82	-26,64	-1,12	7,44	-44,54
Ago./2007	-60,81	-2,44	-29,61	-1,54	5,34	-44,98
Set./2007	-70,66	-4,19	-29,70	-4,33	3,33	-55,93
Out./2007	-66,57	-7,75	-29,69	-0,10	2,80	-49,81
Nov./2007	-71,96	-10,24	-28,88	-4,51	2,03	-54,92
Dez./2007	-70,29	-10,83	-26,61	-6,22	2,19	-52,62
Jan./2008	-61,42	-10,67	-26,42	-7,14	4,35	-39,43
Fev./2008	-59,37	-10,01	-31,97	-4,28	8,30	-35,97
Mar./2008	-55,75	-8,66	-37,22	-3,65	11,68	-28,29
Abr./2008	-75,42	-5,41	-40,68	-4,68	16,86	-60,68
Mai./2008	-55,07	-0,30	-42,20	-7,44	17,72	-28,45
Jun./2008	-39,08	-0,68	-42,73	-4,31	18,19	-5,30
Jul./2008	-19,47	-6,20	-43,01	-2,30	22,42	25,95
Ago./2008	-0,86	-8,55	-34,27	-9,19	26,87	43,17
Set./2008	29,40	-4,40	-20,95	-6,27	30,59	39,90
Out./2008	27,75	-3,89	-11,12	6,33	28,12	9,78
Nov./2008	-16,86	-8,82	-21,10	1,22	21,18	-5,79
Dez./2008	-28,44	-13,34	-27,81	-1,60	19,68	-2,86
Jan./2009	-46,06	-14,47	-32,97	-0,90	24,32	-23,64

(Continua)

(Continuação)

Período	Erro de previsão	Renda Nominal	Crédito	Vendas	Preço	Arrecadação
Fev./2009	-17,45	-11,71	-33,21	2,28	23,59	10,75
Mar./2009	-14,34	-8,87	-34,19	-2,16	22,50	19,18
Abr./2009	-5,54	-4,78	-35,99	-5,77	22,89	33,83
Maió/2009	12,13	-3,44	-38,62	3,20	24,17	47,65
Jun./2009	13,25	-4,41	-39,11	5,53	25,03	47,46
Jul./2009	3,24	-6,21	-39,37	1,74	27,01	40,50
Ago./2009	-1,95	-5,64	-39,19	-2,35	30,49	34,09
Set./2009	8,97	-3,24	-36,65	0,73	31,00	34,73
Out./2009	-4,81	0,39	-32,88	5,26	28,69	4,30
Nov./2009	15,38	3,05	-32,01	1,18	27,13	28,04
Dez./2009	9,10	0,43	-30,58	-4,49	28,52	27,49
Jan./2010	7,12	-4,62	-35,26	-6,07	29,40	42,73
Fev./2010	-5,25	-6,01	-38,54	0,26	30,28	25,56
Mar./2010	11,53	-3,90	-43,11	10,53	28,13	44,04
Abr./2010	-0,46	0,00	-41,49	6,07	26,62	26,67
Maió/2010	-18,63	-1,14	-44,90	0,20	30,01	14,67
Jun./2010	-24,49	-7,85	-49,27	-1,37	32,60	23,51
Jul./2010	-33,39	-13,75	-54,60	2,44	28,97	28,77
Ago./2010	-45,82	-17,13	-57,01	1,31	22,74	22,32
Set./2010	-53,36	-17,59	-59,26	0,89	18,14	16,55
Out./2010	-60,03	-14,24	-60,07	-0,98	14,50	2,95
Nov./2010	-59,28	-11,92	-57,19	-1,54	9,31	0,34
Dez./2010	-64,87	-12,11	-57,61	-0,78	6,50	-10,78
Jan./2011	-66,54	-11,80	-56,44	0,50	3,30	-16,13
Fev./2011	-65,63	-8,41	-56,27	-0,61	1,12	-14,62
Mar./2011	-65,67	-4,80	-55,97	-1,54	-0,01	-16,82
Abr./2011	-65,75	-5,23	-59,45	3,12	-1,31	-12,43
Maió/2011	-65,25	-10,49	-60,25	2,00	-1,39	-2,91
Jun./2011	-63,90	-15,17	-60,22	4,75	-2,80	5,07
Jul./2011	-67,19	-15,58	-60,80	5,38	-6,48	0,59
Ago./2011	-61,42	-9,88	-60,63	2,67	-7,98	15,10
Set./2011	-72,08	-6,60	-60,79	-2,72	-6,84	-15,87
Out./2011	-77,44	-8,56	-60,79	-1,31	-5,25	-32,70
Nov./2011	-63,47	-11,91	-60,93	-1,75	-5,99	14,92
Dez./2011	-72,36	-16,22	-60,43	1,79	-6,75	-12,17
Jan./2012	-77,44	-21,40	-60,61	1,13	-4,10	-24,86
Fev./2012	-79,72	-24,08	-60,80	2,00	-3,40	-30,86
Mar./2012	-70,65	-21,66	-60,08	1,65	-2,96	-4,86
Abr./2012	-84,89	-20,21	-61,62	-12,00	-8,53	-38,70
Maió/2012	-86,46	-20,19	-61,54	-12,10	-12,82	-42,44
Jun./2012	-87,21	-19,27	-60,43	-6,97	-11,08	-51,60
Jul./2012	-81,49	-21,68	-53,29	-2,08	-9,35	-43,00
Ago./2012	-85,06	-24,15	-47,68	0,75	-7,03	-59,80

(Continua)

(Continuação)

Período	Erro de previsão	Renda Nominal	Crédito	Vendas	Preço	Arrecadação
Set./2012	-77,92	-23,45	-41,57	1,76	-4,35	-49,28
Out./2012	-68,45	-22,55	-41,41	-0,49	-2,73	-28,18
Nov./2012	-70,41	-19,32	-40,38	-2,20	-1,02	-36,46
Dez./2012	-66,90	-18,93	-38,78	0,29	0,65	-33,93
Jan./2013	-70,51	-20,79	-37,27	-2,73	3,57	-41,07
Fev./2013	-68,32	-20,22	-38,88	-3,39	5,10	-36,02
Mar./2013	-62,91	-17,59	-40,50	-2,03	4,92	-26,41
Abr./2013	-55,32	-15,67	-41,52	-7,32	6,39	-8,11
Maió/2013	-59,78	-13,25	-42,18	-3,55	6,87	-22,22
Jun./2013	-57,14	-11,19	-44,47	1,48	4,25	-17,85
Jul./2013	-52,64	-13,31	-44,14	-0,27	4,97	-6,57
Ago./2013	-56,18	-16,44	-44,17	1,64	3,77	-10,96
Set./2013	-58,01	-17,90	-42,80	0,98	0,35	-11,76
Out./2013	-69,46	-20,35	-42,31	0,98	-1,19	-33,39
Nov./2013	-64,01	-20,02	-40,79	-2,27	1,07	-23,06
Dez./2013	-66,89	-19,35	-41,99	-3,72	1,86	-27,83
Jan./2014	-69,98	-21,16	-39,50	2,11	-2,02	-37,09
Fev./2014	-70,69	-20,15	-37,48	-0,64	-3,60	-38,71
Mar./2014	-71,65	-18,32	-36,06	-1,79	-3,90	-42,48
Abr./2014	-73,03	-16,20	-35,95	-1,02	-4,41	-46,88
Maió/2014	-71,22	-12,31	-33,93	1,28	-2,97	-49,44
Jun./2014	-72,43	-11,54	-34,02	0,37	-1,46	-52,25
Jul./2014	-74,05	-15,01	-36,01	-2,26	-0,96	-50,71
Ago./2014	-66,92	-18,55	-36,67	-1,18	-1,50	-34,12
Set./2014	-66,38	-23,56	-38,78	-2,41	-0,88	-25,74
Out./2014	-70,72	-25,21	-40,60	-1,17	-1,21	-32,50
Nov./2014	-72,10	-21,21	-42,31	2,25	1,01	-40,58
Dez./2014	-72,84	-18,46	-39,83	5,28	6,13	-50,45
Jan./2015	-67,04	-13,28	-37,78	2,70	5,20	-43,47
Fev./2015	-65,82	-3,95	-35,28	1,07	5,30	-48,34
Mar./2015	-65,93	1,15	-34,31	-2,61	8,29	-51,38
Abr./2015	-63,06	3,80	-30,50	0,07	9,97	-53,47
Maió/2015	-50,45	2,72	-27,72	1,11	8,66	-39,26
Jun./2015	-41,88	-1,71	-23,63	0,84	7,56	-28,61
Jul./2015	-33,93	-2,97	-18,07	1,95	6,78	-23,65
Ago./2015	-21,49	-1,46	-9,73	0,00	5,52	-16,36
Set./2015	-18,65	2,63	-4,92	-1,25	5,54	-20,01
Out./2015	9,99	3,93	-1,61	1,43	2,53	3,43

Elaboração dos autores.

Data da submissão: 19/6/2017

Primeira decisão editorial em: 28/8/2017

Última versão recebida em: 25/9/2017

Aprovação final em: 9/10/2017