

IMPOSTO SOBRE PRODUTOS INDUSTRIALIZADOS E IMPOSTO SOBRE OPERAÇÕES FINANCEIRAS: IMPACTOS DE POLÍTICAS NO SETOR AUTOMOBILÍSTICO BRASILEIRO

Gerson Guilherme Lima Linhares¹
Eveline Barbosa Silva Carvalho²

1 INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, o governo brasileiro interviu diversas vezes no setor automobilístico. Uma dessas formas foi a redução das alíquotas do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) para os veículos de fabricação nacional, com o intuito de estimular as vendas internamente e evitar a queda no número de trabalhadores empregados. Outra forma de intervenção foi por meio do crédito bancário, com a redução do Imposto sobre Operações Financeiras (IOF) com o objetivo de estimular as concessões de crédito por parte dos bancos a indivíduos desejosos de adquirir veículos.

O setor automobilístico está presente há mais de cinquenta anos no Brasil e sua participação no produto interno bruto (PIB) industrial cresceu de 12,9% em 2002 para 18,7% em 2012 (Anfavea, 2014). Além disso, o Brasil é um importante mercado de vendas de veículos, ocupando a quarta posição mundial em vendas (Varela, 2015).

Segundo dados da Associação Nacional de Fabricantes de Veículos Automotores (Anfavea), em 2006, havia 1,69 milhão de automóveis e comerciais leves (utilitários de transporte de passageiros e/ou de carga) nacionais licenciados (Anfavea, 2012). Em 2012, o número de automóveis e comerciais leves nacionais licenciados chegava a 2,85 milhões, ou seja, um aumento de 68,6% em apenas seis anos.

Objetiva-se neste estudo, analisar os impactos da redução do IPI sobre as vendas de automóveis e de comerciais leves produzidos no Brasil em dois períodos de implantação da redução da alíquota de IPI sobre carros novos: entre janeiro de 2009 e março de 2010, que foi o período da 1ª redução do IPI e entre junho de 2012 e dezembro de 2012, período da 2ª redução do IPI. Além disso, se analisa em que medida a expansão das vendas pode ser creditada ao IPI, qual é o papel

1. Mestrando em economia da Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (Caen-UFC).

2. Professora associada do Departamento de Teoria Econômica da UFC.

do crédito bancário nesse processo e qual das duas políticas foi mais importante para explicar o grande crescimento das vendas nos dois períodos.

Para alcançar tais objetivos, foi utilizado o modelo de vetor de correção de erros (VEC), considerando o período entre junho de 2002 e dezembro de 2012, e realizadas simulações do comportamento das vendas para os dois períodos pretendidos pelo trabalho frente a três cenários: se não tivesse ocorrido a redução do IPI, para obter os impactos da redução do IPI; considerando a redução do IPI e o aumento de 5% nas concessões de crédito, útil para obter o impacto do crédito com redução do IPI; e se não tivesse ocorrido a redução do IPI e houvesse um aumento de 5% nas concessões de crédito, para obter o impacto do crédito sem redução do IPI.

Existem poucos estudos empíricos acerca dos impactos da redução do IPI sobre as vendas de veículos. Registra-se, contudo, as pesquisas da Diretoria de Estudos macroeconômicos (Dimac) (Ipea, 2009), Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b) e Alves e Wilbert (2014).

Esta análise aprofunda os conhecimentos acerca da adoção de políticas anticíclicas em um dos mais importantes setores da economia brasileira e contribui para uma melhor compreensão acerca dos impactos quantitativos de políticas anticíclicas adotadas pelo governo federal nos últimos anos para impulsionar o consumo interno brasileiro.

2 TRAJETÓRIA RECENTE DO SETOR AUTOMOBILÍSTICO BRASILEIRO E O CRÉDITO BANCÁRIO

Segundo Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b), entre 2004 e 2007, o Brasil apresentou crescimento médio anual de 13% na produção e venda de veículos. Em setembro de 2008, “enquanto as vendas totais de veículos automotores superavam em cerca de 30% as vendas do mesmo mês do ano anterior [setembro de 2007], a produção crescia em aproximadamente 20%, mantida a mesma base de comparação” (Alvarenga *et al.*, 2010b, p. 8).

De acordo com Barros e Pedro (2011), a elevação das vendas de veículos ocorreu devido ao crescimento da renda média dos brasileiros; à ascensão social de parcela da população para a classe C, o que contribuiu para que muitos pudessem comprar o primeiro carro; à redução dos níveis de desemprego, ao maior acesso ao crédito; à redução das taxas de juros; e aos maiores prazos de financiamento.

De 2003 a 2010 o mercado de crédito direcionado às pessoas físicas experimentou grande expansão, o que foi identificado pelos bancos como um bom potencial de ganhos, dadas as expectativas de aumento do nível de empregos e salários. Tal expansão se deu nas modalidades de crédito pessoal, aquisição de veículos e cartão de crédito.

Com a crise de 2008, ocorreu uma queda acentuada nas vendas de veículos. De acordo com dados da Anfavea, o número de automóveis e comerciais leves licenciados, que serve como uma aproximação das vendas, apresentou grande redução a partir do segundo semestre de 2008. De fato, enquanto no mês de julho de 2008 aproximadamente 237 mil veículos foram licenciados, em dezembro do mesmo ano havia apenas pouco mais de 153 mil veículos licenciados, ou seja, uma redução de aproximadamente 35,44% em seis meses.

Segundo Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b), as empresas do setor automobilístico reagiram à crise com redução dos turnos de trabalho e concessão de férias coletivas aos trabalhadores desse setor.

No primeiro semestre de 2009, percebe-se uma recuperação do setor, mas o número de automóveis e comerciais leves licenciados só viria a superar os dados de julho de 2008 em junho de 2009, quando quase 250 mil veículos foram licenciados.

Em relação ao crédito, é notória a redução do volume de concessões destinadas à aquisição de veículos no segundo semestre de 2008. De acordo com dados do Departamento Econômico do Banco Central, enquanto em julho de 2008 foram realizadas concessões no montante de aproximadamente R\$ 4,75 bilhões; em dezembro de 2008, tais concessões foram de aproximadamente R\$ 2,94 bilhões, ou seja, uma redução de um pouco mais de 38% em apenas seis meses. A partir de janeiro de 2009, observa-se uma retomada das concessões de crédito, sendo que em junho de 2009 o valor das concessões de crédito chegou a aproximadamente R\$ 5,39 bilhões, superando o mês de julho de 2008 em quase 13,3%.

Em 12 de dezembro de 2008, o governo federal adotou política de redução da alíquota do IPI sobre carros novos por meio da Medida Provisória nº 451/2008. Essa redução, apesar de ter como limite o mês de março de 2009, foi prorrogada algumas vezes e durou até o final de março de 2010. O Imposto sobre Operações Financeiras para o crédito destinado a pessoas físicas também sofreu redução passando de 3% ao ano (a.a.) para 1,5% a.a., o que levou ao aumento das concessões de crédito para a aquisição de veículos.

Alves e Wilbert (2014) relatam que o objetivo de tais reduções era fomentar o consumo interno em meio à crise financeira global de 2008. Além disso, havia o propósito de reduzir o estoque das montadoras nacionais, permitir uma elevação do poder de compra dos trabalhadores, mesmo com a crise de 2008, e evitar demissões na indústria automobilística.

Os veículos de até mil cilindradas (1.0) tiveram o IPI reduzido de 7% para zero. Os veículos entre mil e duas mil cilindradas, movidos à gasolina, tiveram o IPI reduzido de 13% para 6,5%, já os veículos flex tiveram a alíquota reduzida de 11% para 5,5%. Para os veículos importados e os de mais de duas mil cilindradas, as alíquotas não

foram alteradas. Os veículos utilitários (comerciais leves) tiveram a alíquota reduzida de 4% para 1%. Essas alíquotas voltaram a ser majoradas de forma gradativa a partir de outubro de 2009, e retornaram aos patamares anteriores em abril de 2010.

Em maio de 2012, o governo Dilma Rousseff reduziu tanto as alíquotas do IPI sobre veículos nacionais, quanto o IOF para crédito às pessoas físicas, incluindo o financiamento de automóveis, de 2,5% para 1,5% a.a., segundo o Decreto nº 7.726/2012. O objetivo seria, segundo o então ministro da Fazenda, Guido Mantega, estimular a atividade econômica frente ao agravamento da crise financeira internacional (Martello, 2012).

Entre maio e dezembro de 2012, as alíquotas sobre carros fabricados pelas montadoras presentes no país foram reduzidas de 7% para 0% (veículos 1.0), de 11% para 5,5% (veículos biocombustíveis de até duas mil cilindradas), de 13% para 6,5% (veículos movidos à gasolina de até duas mil cilindradas) e de 4% para 1% sobre os veículos utilitários.

Em 2013, as alíquotas do IPI sobre os veículos nacionais eram, de acordo com Alves e Wilbert (2014), 2% sobre os carros 1.0, 7% sobre os carros entre mil (1.0) e duas mil (2.0) cilindradas movidos a álcool ou biocombustíveis, 8% sobre os carros entre mil e duas mil cilindradas movidos à gasolina e 2% para os veículos utilitários. A tabela 1 retrata, resumidamente, as medidas tomadas pelo governo federal em relação ao IPI sobre carros nacionais até 2013.

TABELA 1
Alíquotas do IPI sobre carros nacionais

Mês/ano	Cilindradas	Antes da redução (%)	Depois da redução (%)
12 de dezembro de 2008 a setembro de 2009	Até mil (1.0)	7	0
	De mil (1.0) a duas mil (2.0) álcool e bicombustível	11	5,5
	De mil (1.0) a duas mil (2.0) gasolina	13	6,5
	Veículos utilitários	4	1
22 de maio a dezembro de 2012	Até mil (1.0)	7	0
	De mil (1.0) a duas mil (2.0) álcool e bicombustível	11	5,5
	De mil (1.) a duas mil (2.0) gasolina	13	6,5
	Veículos utilitários	4	1
2013	Até mil (1.0)	7	2
	De mil (1.0) a duas mil (2.0) álcool e bicombustível	11	7
	De mil (1.) a duas mil (2.0) gasolina	13	8
	Veículos utilitários	4	2

Fonte: Alves e Wilbert (2014).

Obs.: Foram incluídas as datas iniciais da primeira e segunda redução do IPI.

3 BREVE REVISÃO DOS TRABALHOS EMPÍRICOS ACERCA DA REDUÇÃO DO IPI

Os trabalhos recentes são divergentes quanto à relevância da redução do IPI para a retomada das vendas de veículos.

O estudo da Dimac do Ipea estimou um modelo de regressão linear simples, considerando a quantidade de carros vendida como função de seus preços, renda e crédito concedido. Como resultado, obteve que dos 1,422 milhão de veículos vendidos, entre janeiro e junho de 2009, 191 mil foram vendidos em decorrência da redução do IPI, ou seja, 13,4% das vendas foram atribuídas ao IPI reduzido (Ipea, 2009).

Os artigos de Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b) analisaram os impactos da política anticíclica de redução do IPI sobre a venda de veículos que foi anunciada pelo governo em dezembro de 2008 e utilizaram um modelo econométrico de séries temporais para analisar a cointegração das séries dessazonalizadas de vendas de automóveis e comerciais leves. Os referidos estudos utilizaram o índice de preços por atacado (IPA) para produtos industriais, a renda medida pelo PIB em valores correntes e o crédito medido pelas concessões consolidadas das operações de crédito com recursos livres referenciais para a aquisição de veículos, sendo que os preços, o PIB e crédito foram deflacionados pelo índice de preços ao consumidor (IPC). As séries foram utilizadas em termos de logaritmo natural, constatou-se que eram integradas de ordem 1 e o teste de Johansen e Juselius (1990) determinou que as séries eram cointegradas de posto 3, assim, foi estimado um VECM. Depois foram realizadas simulações das vendas entre janeiro e novembro de 2009, considerando diferentes cenários: se não tivesse havido redução do IPI, se tivesse havido redução do IPI e aumento de 5% nas concessões de crédito e se não tivesse havido redução do IPI e houvesse um incremento de 5% no crédito.

Os estudos de Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b) chegaram à conclusão de que a redução do IPI foi responsável por 20,7% das vendas de automóveis e comerciais leves entre janeiro e novembro de 2009, que o efeito do crédito é não desprezível e esse efeito é maior com a redução do IPI do que sem a redução dele.

Alves e Wilbert (2014) estimaram um modelo de regressão linear simples, o qual a venda de automóveis seria função da renda média do trabalhador assalariado, crédito para pessoa física, uma variável de tendência temporal e uma variável *dummy* chamada IPI. Os autores dividiram a regressão em dois períodos: o primeiro usou dados de janeiro de 2006 até março de 2010 (incluindo o período da primeira redução do IPI) e o segundo usou dados de abril de 2010 até agosto de 2013 (incluindo o período da segunda redução do IPI). O artigo concluiu que a renda média do trabalhador, o crédito disponível para as pessoas físicas e a tendência foram estatisticamente significantes no primeiro período e a renda

foi pouco significativa no segundo período, porém não foi encontrada relação de significância entre a redução do IPI e as vendas de automóveis nos dois períodos.

Logo, o trabalho de Alves e Wilbert (2014) mostrou que o IPI não teve impacto significativo na retomada das vendas de veículos, ou seja, um resultado claramente contrário aos obtidos por Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b) e Dimac (Ipea, 2009).

4 METODOLOGIA

Esta investigação adota modelo de séries temporais em que a quantidade de veículos é uma função do preço, da renda e das concessões de crédito, ou seja, $v = f(p, r, c)$. Os seguintes dados serão utilizados.

- 1) Vendas: quantidade de automóveis e comerciais leves nacionais licenciados novos (em unidades). Essa variável funciona como *proxy* para as vendas no atacado no mercado interno (Anfavea, 2012).
- 2) Preço: índice de preços por atacado origem – produtos industriais (veículos automotores, reboques, carrocerias e autopeças – mensal) (FGV, [s.d.a]).
- 3) Renda: rendimento médio nominal do trabalho principal, efetivamente recebido no mês de referência, pelas pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência, por regiões (IBGE, 2002).
- 4) Crédito: concessões consolidadas das operações de crédito com recursos livres referenciais para aquisição de bens veículos (R\$ milhões mensal) (BCB, [s.d.]).
- 5) IPC – geral: índice de preços ao consumidor, o qual será utilizado para deflacionar as séries de preço, renda e crédito (FGV, [s.d.b]).

Os dados são mensais e o período se estende de junho de 2002 até dezembro de 2012. A opção de deflacionar as séries de preço, renda e crédito pelo IPC tem como justificativa a evolução nos preços que é entendida pelo consumidor. Será utilizado o *software* estatístico EViews na versão 5.0. As séries serão colocadas em termos de logaritmo neperiano (natural), ou seja, LVENDAS, LPREÇOS, LRENDA e LCREDITO, pois facilitará a estimação dessas variáveis em um contexto de elasticidade, tal qual Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b) realizaram.

Será utilizada a dessazonalização das séries pelo método desenvolvido pelos US Census Bureau, X-12 ARIMA contido no EViews 5.0.

Optou-se por trabalhar com séries temporais de vendas, preços, renda e crédito ao invés de um modelo de regressão linear simples e o fato das séries estarem em termos de logaritmo neperiano (natural). A justificativa é porque facilita a obtenção das chamadas elasticidades, segundo Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b), como a

elasticidade preço-demanda, renda-demanda e crédito-demanda, que se espera que apresentem sinais negativo, positivo e positivo, respectivamente. As elasticidades nesse contexto indicariam a sensibilidade das vendas (demanda de veículos) em relação às alterações nos preços, no crédito e na renda.

Após a dessazonalização e colocando as séries em termos de logaritmo natural, as séries passaram a ter a seguinte especificação: LVENDAS_SA, LPREÇOS_SA, LCREDITO_SA, LRENDA_SA.

Quanto ao modelo utilizado, serão seguidos alguns passos detalhados a seguir. Segundo Bueno (2011) e Enders (2004), uma série temporal é chamada de fracamente estacionária ou estacionária se:

- $E|y_t|^2 < \infty, \forall t \in Z$, ou seja, o segundo momento não centrado deve ser finito;
- $E(y_t) = \mu, \forall t \in Z$, isto é, a média deve ser constante ao longo do tempo;
- $E(y_t - \mu)(y_{t-j} - \mu) = \gamma_j$, isto é, a variância deve ser igual em todos os períodos de tempo e a autocovariância deve depender apenas da distância temporal entre as observações.

Um dos testes mais conhecidos para verificar a presença ou não de raiz unitária é o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF, na sigla em inglês). Nesse teste, a hipótese nula é de que há raiz unitária e o processo é não estacionário. A hipótese alternativa é de que não há raiz unitária e logo o processo seria não estacionário. A regra de decisão para o teste ADF será:

- se $p\text{-valor} > \alpha$, não se rejeita H_0 . Logo, haveria raiz unitária e o processo seria não estacionário;
- se $p\text{-valor} < \alpha$, rejeita H_0 . Logo, não haveria raiz unitária e o processo seria estacionário.

Neste capítulo, não se procurou determinar a ordem de integração com base no teste ADF em virtude das quebras estruturais nas séries, devido à crise de 2008. Observa-se que os testes de Dickey e Fuller (DF), Dickey e Fuller Aumentado (ADF) e Phillips e Perron (PP) apresentam baixo poder, pois “quando há uma quebra estrutural, os testes [DF, ADF e PP] conduzem a resultados viesados no sentido de não rejeitar a hipótese nula de raiz unitária quando na verdade a série é estacionária” (Margarido e Medeiros Junior, 2006, p. 151). Assim, os testes DF, ADF e PP apresentam baixo poder pelo fato de haver uma alta probabilidade de se cometer o erro do tipo 2 (não rejeitar H_0 quando H_0 é falsa).

Neste estudo, será usado apenas o teste KPSS elaborado por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin. O teste KPSS inverte as hipóteses nula e alternativa do teste ADF, podendo, dessa forma, “distinguir a raiz unitária de séries cujos dados não são suficientemente conclusivos” (Bueno, 2011, p. 129).

A equação do teste KPSS pode ser a descrita em Bueno (2011):

$$y_t = \mu + \delta t + x_t + \mu_t, \text{ onde } x_t = x_{t-1} + v_t \text{ e } e_t \equiv x_t + u_t.$$

As hipóteses do teste KPSS são:

- $H_0: \sigma^2_v = 0$, isto é, não há raiz unitária e o processo é estacionário;
- $H_a: \sigma^2_v > 0$, ou seja, há raiz unitária e o processo é não estacionário.

Segundo Bueno (2011), a estatística do teste KPSS é baseada no multiplicador da Lagrange (LM) e formalizada da seguinte forma:

$$KPSS = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{T^2 \hat{v}^2},$$

Onde S_t é a soma parcial dos resíduos, T é o número de observações e \hat{v}^2 é a variância de longo prazo.

A regra de decisão é a que se segue:

- se $KPSS^* < KPSSc(\alpha)$ não se rejeita H_0 . Logo, não haveria raiz unitária e o processo seria estacionário;
- se $KPSS^* > KPSSc(\alpha)$ rejeita H_0 . Logo, haveria raiz unitária e o processo seria não estacionário.

As séries cuja tendência seja estocástica são chamadas de integradas. A notação formal para uma série integrada de uma ordem qualquer, por exemplo d , é dada por $I(d)$. Uma série é integrada de ordem d se após d diferenciações for obtida uma série estacionária.

Neste trabalho, as séries de vendas, preços, crédito e renda são todas integradas de ordem 1, segundo o teste KPSS aplicado para o período entre junho de 2002 e dezembro de 2012.

Em virtude da presença de séries com uma raiz unitária, é importante verificar se há uma relação de equilíbrio de longo prazo estacionária. De acordo com Engle e Granger (1987), as séries que formam um vetor X_t de ordem $(n \times 1)$ são cointegradas de ordem (d, b) e denominados por $X_t \sim CI(d, b)$, se: *i*) todos os elementos de X_t são $I(d)$, isto é, integrados de ordem d ; e *ii*) há um vetor β de cointegração não nulo tal que:

$$\mu_t = X_t' \beta \sim I(d - b), b > 0$$

Segundo Bueno (2011), é possível afirmar que existe um equilíbrio de longo prazo entre duas variáveis se $X_t' \beta = 0$, ou seja, se o vetor β estabelecer uma combinação linear entre as variáveis de X_t , perfeita ao seguir uma tendência comum, sem desvio. No curto prazo, haveria desvios dessa tendência comum, ou seja, choques de curto prazo representados por u_t . Quando duas séries se cointegram, os resíduos

da regressão envolvendo as variáveis são estacionários, isto é, de ordem 0 e há uma relação de longo prazo entre as séries.

Segundo Bueno (2011), um modelo vetor autorregressivo de ordem ρ (número de defasagens), ou seja, VAR (ρ), pode ser representado na forma estrutural:

$$AX_t = B_0 + B_1X_{t-1} + \dots + B_\rho X_{t-\rho} + B\varepsilon_t \quad (1)$$

$A_{n \times n}$ (matriz de n linhas e n colunas) é a matriz de coeficientes que determinam as restrições contemporâneas entre as variáveis de X_t (variáveis endógenas) $n \times 1$ (matriz de n linhas e uma coluna); B_0 $n \times 1$ (matriz de linhas e uma coluna) é um vetor de constantes; B_i $n \times n$ (matriz de n linhas e n colunas) é uma matriz de coeficientes; B $n \times n$ (matriz de n linhas e n colunas) é uma matriz diagonal de desvios-padrão e ε_t $n \times 1$ (matriz de n linhas e uma coluna) é um vetor de termos de erro que são não correlacionados entre si contemporânea ou temporalmente, ou seja, $\varepsilon_t \sim i.i.d. (0; I_n)$.

A partir de (1) pode-se pré-multiplicar pela inversa de A , ou seja, por A^{-1} , com a finalidade de obter a chamada forma reduzida:

$$X_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t \quad (2), \text{ em que } \Phi_i \equiv A^{-1}B_i, i = 0, 1, \dots, p \text{ e } B\varepsilon_t \equiv Ae_t.$$

Por sua vez, um modelo de vetor de correção de erros (VECM) seria um modelo para corrigir um problema do VAR. Esse problema é o fato de que no modelo VAR haveria somente variáveis $I(0)$ ou variáveis não estacionárias, mas diferenciadas. Um modelo VEC (ρ) pode ser escrito da seguinte forma:³

$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (3)$, em que $\Phi = -\alpha$, $i = 1, 2, \dots, p-1$ e caso o posto de esteja entre 0 e o número de vetores de cointegração (r).

Os termos α e β são respectivamente, a matriz de ajustamento e a matriz de cointegração. Enquanto α está relacionado ao ajuste de curto prazo, β está relacionada à relação de longo prazo entre as variáveis.

O modelo VEC tem seu nome devido ao fato de que é explicado por um componente de curto prazo e um componente de longo prazo que, caso haja cointegração mostraria a relação de longo prazo entre as variáveis.

Neste trabalho, como as variáveis foram $I(1)$, deve-se realizar um procedimento descrito por Johansen e Juselius (1990) para detectar a presença ou não de cointegração, ou seja, da presença ou não de relacionamento de longo prazo entre as variáveis.

Antes de se realizar o procedimento de Johansen e Juselius, é preciso determinar o número de defasagens (do modelo VAR, que pode ser obtido mediante os critérios

3. Para uma abordagem mais formal, recomenda-se a leitura de Bueno (2011) e Enders (2004).

de informação de Akaike (AIC), Hannan Quinn (HQ) ou de Schwarz (SBC ou BIC). Esta investigação procurou utilizar o critério de Schwarz, pois, segundo Bueno (2011), o AIC tende a superestimar assintoticamente a ordem do VAR.

Testou-se a inclusão de variáveis *dummy* para o período da crise de 2008, constante e tendência linear, porém as três se mostraram pouco significativas. Portanto, foi testado o VAR sem constante, sem tendência e sem *dummy*.

A tabela 2 mostra o número de defasagens que minimiza os critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC), HannanQuinn (HQ), razão de verossimilhança sequencial modificado (LR) e erro de previsão final (FPE). Em todos eles, o número de defasagens ideal é dois. Assim, será considerado esse número de defasagens para o teste de cointegração de Johansen e Juselius (1990).

TABELA 2

Crítérios para a seleção do número de defasagens do modelo VAR para as variáveis LVENDAS_SA, LPRECOS_SA, LCREDITO_SA, LRENDAS_SA (jun. 2002-dez. 2012)

Defasagem	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	NA	6.87e-13	-16,65572	-16,28205	-16,50398
2	100,3788*	3.64e-13*	-17,29112*	-16,54380*	-16,98766*
3	25,12215	3.77e-13	-17,25700	-16,13601	-16,80180
4	12,34621	4.40e-13	-17,10796	-15,61331	-16,50103
5	14,87867	4.98e-13	-16,98934	-15,12103	-16,23068
6	20,21665	5.32e-13	-16,93324	-14,69126	-16,02284
7	24,34359	5.40e-13	-16,93185	-14,31620	-15,86972
8	12,25974	6.25e-13	-16,80386	-13,81455	-15,58999

Fonte: a partir dos resultados obtidos com o *software EViews 5.0*.

Elaboração dos autores.

Nota: * Mostra o número ideal de defasagens segundo cada um dos critérios.

O procedimento de Johansen e Juselius (1990) é composto por dois testes baseados em uma estimação de máxima verossimilhança com restrição. O primeiro é o teste do traço, cujas as hipóteses são:

- $H_0: r = r^*$
- $H_a: r > r^*$

A lógica do teste do traço é que ao se ordenar os autovalores λ_i da matriz Φ de forma decrescente, testa-se se há 0 vetores de cointegração contra a alternativa de existir mais que 0 vetores. Se não rejeitar H_0 , então não há vetor de cointegração entre as variáveis do vetor X_t e se rejeitar H_0 , testa-se a existência de máximo um vetor de cointegração a mais até o ponto de não se rejeitar a hipótese nula de que há r^* vetores de cointegração.

A estatística de teste do traço é:

$$\lambda_{traço}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

Sendo que T é o tamanho da observação da amostra e $\hat{\lambda}_i$ os autovalores da matriz Φ .

O segundo teste empregado é o teste de máximo autovalor, que também conta com uma distribuição não convencional, e as hipóteses são:

- $H_0: r = r^*$
- $H_A: r = r^* + 1$

A lógica desse teste é semelhante a do teste do traço. Primeiro testa-se se a hipótese nula de que não vetor de cointegração contra a alternativa de que há um vetor. Se H_0 não for rejeitada, então não haverá vetores de cointegração e não poderá utilizar o modelo VEC. Se rejeitar H_0 , então se prossegue o teste até que H_0 não seja rejeitada.

A estatística do teste de máximo autovalor é:

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}).$$

Em relação à regra de decisão, pode-se afirmar que no teste do traço se $\lambda_{traço}(r) > \lambda_{críticotraço}(r)$,⁴ então rejeita a hipótese nula e no teste de máximo autovalor se $\lambda_{max}(r, r + 1) > \lambda_{críticomax}(r, r + 1)$, então a hipótese nula deve ser rejeitada.

Com o teste de Johansen e Juselius (1990), há três possibilidades de resultados para o posto da matriz Φ .

- 1) N^5 . Dessa forma, todas variáveis seriam estacionárias e o modelo adequado seria um VAR.
- 2) 0. Assim, todas as variáveis seriam não estacionárias e não haveria cointegração sendo necessário aplicar o VAR em primeiras diferenças nas variáveis não estacionárias.
- 3) $0 < r < N$. Logo, as variáveis seriam não estacionárias e haveria r vetores de cointegração e o modelo adequado seria o VEC com as variáveis em nível.

O procedimento de Johansen e Juselius (1990) para o caso sem constante e sem tendência determinística tanto no vetor de cointegração como no VAR mostra que tanto o teste do traço, quanto o teste de máximo autovalor rejeita-se a hipótese nula de que não há equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

4. Segundo Bueno (2011), tanto os valores críticos do teste do traço quanto os valores críticos do teste de máximo autovalor podem ser encontrados nas tabelas de MacKinnon, Haug e Michellis (1999). Os softwares econométricos, em geral, trazem essas tabelas embutidas.

5. Número de variáveis do modelo.

O posto da matriz de cointegração para os dois testes é um ao nível de significância (α) de 5%, ou seja, há apenas um vetor de cointegração entre as quatro variáveis. Logo, o VEC será feito com posto igual a um para o cenário sem constante e sem tendência determinística.

5 ANÁLISE DO MODELO VEC ESCOLHIDO E SIMULAÇÕES DAS VENDAS DE VEÍCULOS

Esta seção está dividida em duas subseções. Na primeira, será discutido o modelo VEC escolhido para as quatro variáveis, destacando comparações entre os coeficientes de longo prazo com trabalhos anteriores. Na segunda subseção, serão mostradas as simulações das vendas tanto entre janeiro de 2009 e março de 2010 (período da primeira redução do IPI) quanto entre junho de 2012 e dezembro de 2012 (período da segunda redução do IPI), as quais irão permitir captar o impacto da redução do IPI e também o impacto do crédito com e sem redução do IPI sobre as vendas de veículos produzidos no Brasil (automóveis e comerciais leves).

5.1 Modelo VEC estimado

Sobre o vetor de cointegração pode-se afirmar que, com base em Margarido (2004), como no VEC, todas as variáveis se encontram no mesmo lado do sistema, não haveria variáveis dependentes e independentes, e ao normalizar uma das variáveis (LVENDAS_SA), as demais passariam a ser consideradas independentes e, conseqüentemente, seus sinais seriam invertidos. Assim, a interpretação dos sinais dos coeficientes é feita de maneira invertida.

O vetor de cointegração normalizado para a variável de vendas (LVENDAS_SA) é:

$$\text{LVENDAS_SA} = - 2,088728 * \text{LPRECOS_SA} + 0,493761 * \text{LCREDITO_SA} + 3,662485 * \text{LRENDA_SA}$$

Como as variáveis estão na forma logarítmica nos dois lados da equação, é possível interpretá-las como elasticidades em relação às vendas (demanda de veículos). Por isso, é possível fazer as seguintes constatações:

- o aumento de 1% nos preços provoca a redução de, aproximadamente, 2,09% nas vendas de veículos;
- o aumento do 1% no crédito leva ao aumento de, aproximadamente, 0,49% nas vendas de veículos; e
- o aumento de 1% na renda leva ao aumento de, aproximadamente, 3,66% nas vendas de veículos.

Assim, é importante destacar que as vendas são muito sensíveis a alterações nos preços e na renda média dos trabalhadores ocupados e são pouco sensíveis às

variações nas concessões de crédito no período analisado, isto é, entre junho de 2002 e dezembro de 2012. A renda foi a variável que mais impactou as vendas durante todo o período e isso se deve principalmente à política de valorização do salário mínimo.

Os resultados encontrados parecem confirmar os resultados obtidos pela Dimac (Ipea, 2009) em relação à baixa elasticidade das vendas em relação ao crédito, apesar do tamanho da amostra do trabalho realizado por esta diretoria ser menor (entre junho de 2003 e junho de 2009). Outra diferença desta pesquisa em relação ao trabalho feito pela Dimac é que o último utilizou a estimação por mínimos quadrados ordinários, enquanto o primeiro utilizou a estimação do modelo vetor de correção de erros.

Em relação aos trabalhos de Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b), encontra-se uma similaridade do papel das vendas no longo prazo, pois naqueles trabalhos e neste estudo a renda apresenta maior impacto no longo prazo. Entretanto há algumas diferenças entre este trabalho e os realizados por aqueles autores quanto aos dados e à metodologia. A primeira é que os dados aqui utilizados englobam um período maior (entre junho de 2002 até dezembro de 2012) do que os artigos de Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b). A segunda é em relação à variável renda, pois neste trabalho não foi utilizado o PIB como *proxy* da renda e sim o rendimento nominal médio das pessoas ocupadas. A terceira é que nesta pesquisa as vendas são inelásticas ao crédito enquanto em Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b) as vendas são elásticas ao crédito.

A tabela 3 compara os resultados obtidos por Dimac (Ipea, 2009), Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b) e as novas estimativas calculadas por este estudo empírico.

TABELA 3
Comparação dos coeficientes de ajuste de longo prazo das séries preços (LPRECOS_SA), Crédito (LCREDITO_SA) e Renda (LRENDA_SA)

	Dimac (Ipea, 2009)	Alvarenga <i>et al.</i> (2010a; 2010b)	Presente estudo
LPRECOS_SA	-2,841	- 2,529	- 2,088
LCREDITO_SA	0,384	1,176	0,494
LRENDA_SA	2,553	4,417	3,662

Fonte: a partir das estimativas obtidas neste trabalho e as obtidas por Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b) e Dimac (Ipea, 2009).
 Elaboração dos autores.

5.2 Simulações das vendas de veículos

As vendas de veículos (automóveis e comerciais leves) foram simuladas para dois períodos. O primeiro período engloba a primeira redução do IPI sobre veículos nacionais, ou seja, entre janeiro de 2009 e março de 2010. O segundo período

inclui a época em que houve a segunda redução do IPI sobre veículos produzidos domesticamente, ou seja, entre junho de 2012 e dezembro de 2012. O comportamento das vendas foi simulado para os mesmos três cenários hipotéticos⁶ discutidos em Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b). A seguir são analisados os resultados para os três cenários nos dois períodos.

5.2.1 Impacto da redução do IPI (1º cenário)

No primeiro cenário, simulou-se o comportamento das vendas dado um acréscimo de 5,85%⁷ nos preços dessazonalizados e procura-se saber o impacto da redução do IPI.

O impacto foi calculado primeiramente para o período entre janeiro de 2009 e março de 2010. Apesar de em meses, como novembro de 2009, dezembro de 2009, janeiro de 2010 e fevereiro de 2010, as vendas sem redução do IPI se aproximarem das vendas com redução do IPI, em outros meses, como março de 2009, junho de 2009, setembro de 2009 e março de 2010, as vendas com redução do IPI foram expressivamente maiores, tendo em vista que nesses meses os consumidores anteciparam seu consumo diante de um possível aumento das alíquotas.

Nesse período (janeiro de 2009 e março de 2010), por causa da redução do IPI, foram vendidos aproximadamente 771 mil veículos, o que representa cerca de 23,2% das vendas de veículos durante o período, ou seja, quase um em cada quatro veículos vendidos foi demandado pelos consumidores especialmente em virtude da redução do IPI. Isso mostra claramente como a redução do IPI foi bastante importante para a retomada das vendas no período subsequente à crise de 2008.

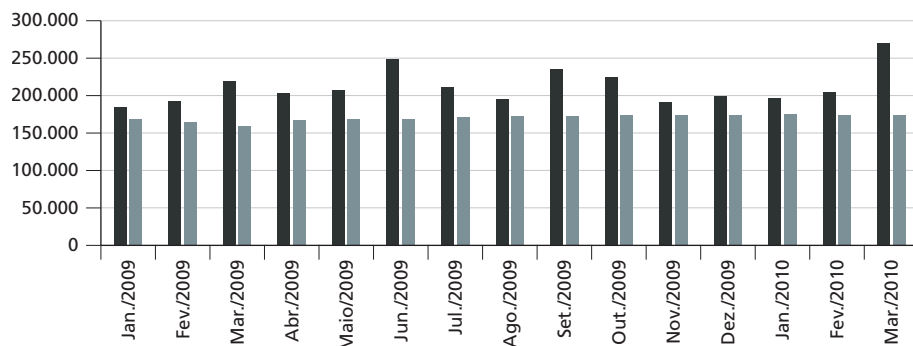
Se forem consideradas apenas as vendas entre janeiro e novembro de 2009, perto de 620 mil veículos teriam sido vendidos por causa da redução do IPI, representando um impacto de aproximadamente 18,6%, que é um pouco menor do que o encontrado por Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b).⁸ O gráfico 1 mostra o comparativo entre as vendas com redução do IPI e aquelas simuladas sem a redução do IPI entre janeiro de 2009 e março de 2010.

6. As simulações foram feitas com a ajuda do *software* econométrico EViews 5.0.

7. Esse percentual foi o mesmo utilizado em Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b). No primeiro cenário, esses autores citaram que cálculos da Anfavea mostraram que 1 ponto percentual (p.p.) do IPI causa uma variação de 0,8% a 0,9% nos preços. Os autores arbitraram uma redução média de 6,5 p.p. nas alíquotas do IPI, significando que a redução do IPI levaria a preços menores em 5,525% (= 6,5% x 0,85). Assim, um preço de cem sem redução do IPI implica que com a redução o preço seria de 94,475. Um preço de cem com redução do IPI implicaria que sem a redução do IPI o preço estaria em 105,85. Por isso, eles simularam um aumento de 5,85% nos preços a partir de janeiro de 2009.

8. Em Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b) encontrou-se um impacto de 20,7% das vendas com redução do IPI entre janeiro e novembro de 2009.

GRÁFICO 1
Vendas de veículos com e sem redução do IPI (jan. 2009-mar. 2010)



Elaboração dos autores.

Se for considerado apenas o período entre janeiro e junho de 2009, 387 mil veículos teriam sido vendidos por conta das alíquotas mais baixas para automóveis e comerciais leves, representando aproximadamente 11,7% das vendas de veículos durante esse período, próximo ao obtido por Dimac⁹ (Ipea, 2009). Logo, para este trabalho, o impacto da redução do IPI foi menor,¹⁰ porém próximo do que foi encontrado por outros autores sobretudo no período entre janeiro e novembro de 2009.

Para o período entre junho e dezembro de 2012, encontrou-se que nos meses de junho, julho, agosto e outubro a redução do IPI foi muito mais expressiva do que para os meses de setembro, novembro e dezembro de 2012. No caso em particular de agosto de 2012 e outubro de 2012, o impacto expressivo desses meses pode ser explicado pelo fato de que a redução do IPI sobre veículos nacionais terminaria no final do mês de agosto e depois o governo prorrogou para outubro, provocando uma antecipação das compras por parte dos consumidores.

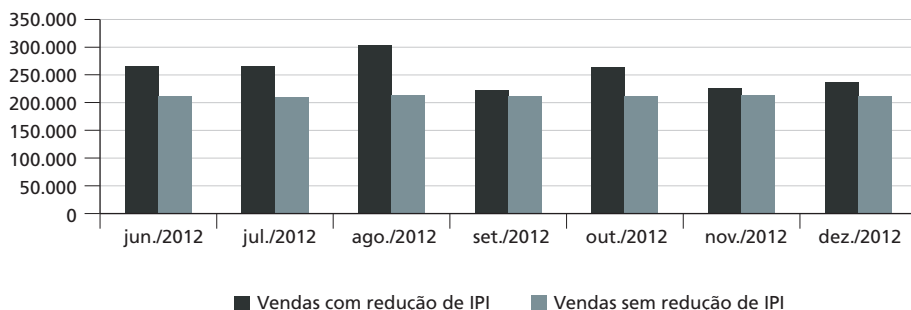
Por causa da redução do IPI, foram vendidos 300 mil veículos, o que representa quase 16,8% das vendas de junho a dezembro de 2012. O gráfico 2 retrata essa situação.

9. A Dimac encontrou um impacto de 13,4% das vendas por conta da redução do IPI entre janeiro e junho de 2009 (Ipea, 2009).

10. Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b) encontraram o valor de 20% de impacto entre janeiro e junho de 2009.

GRÁFICO 2

Vendas de veículos com e sem redução do IPI (jun. 2012- dez. 2012)



Elaboração dos autores.

5.2.2 Impacto do crédito com redução do IPI (2º cenário)

No segundo cenário, aumenta-se 5% na série de crédito dessazonalizada e procura-se descobrir qual é o impacto do crédito havendo a redução do IPI.

Primeiramente, foi realizada simulação entre janeiro de 2009 e março de 2010, conforme mostra o gráfico 3. Para tal período, verificou-se que entre janeiro e julho de 2009 o impacto do crédito foi bastante reduzido. O impacto do crédito se mostrou expressivo sobretudo em agosto de 2009 e de novembro de 2009 até fevereiro de 2010. Isso pode ter acontecido devido ao fato de que a partir de outubro de 2009 as alíquotas do IPI foram majoradas gradualmente, enquanto o crédito ainda se mantinha favorável por causa da redução do IOF sobre o crédito para as pessoas físicas.

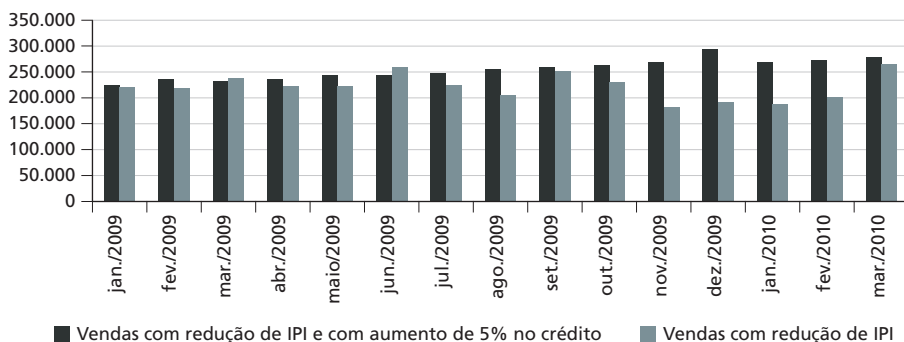
Entre janeiro de 2009 e março de 2010, por causa do crédito, teriam sido vendidos aproximadamente 500 mil veículos a mais. Isto significa, em termos percentuais, que haveria um incremento de aproximadamente 13,2% das vendas. Se fosse incluído apenas o período entre janeiro de 2009 e novembro de 2009, um pouco mais de 116 mil veículos teriam sido vendidos, correspondendo a um aumento de 6,2% das vendas, resultado esse superior ao encontrado por Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b).¹¹

Para o período entre junho e dezembro de 2012, mostrado no gráfico 4, o impacto do crédito seria bastante reduzido entre junho e agosto de 2012. Uma possível justificativa para o impacto quase nulo do crédito em agosto de 2012 é que nesse mês a redução do IPI chegaria ao fim, provocando o aumento expressivo na demanda não por causa das facilidades de se obter um crédito barato (redução do IOF),

11. Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b) concluíram que simulando um aumento de 5% no crédito, ocorreria um incremento de 3,2% na quantidade de veículos vendidos.

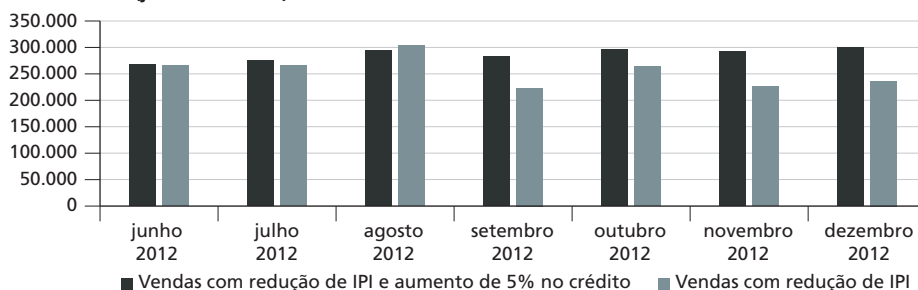
mas para aproveitar a oportunidade de antecipar o consumo diante de um aumento nos preços. Entre setembro e dezembro de 2012, o impacto seria mais significativo. Por causa do aumento do crédito, teriam sido vendidos cerca de 225 mil veículos a mais, o que corresponderia a 11,2% das vendas que teriam ocorrido entre junho e dezembro de 2012.

GRÁFICO 3
Vendas com redução do IPI, aumento de 5% no crédito e vendas apenas com redução do IPI (jan. 2009-mar. 2010)



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 4
Vendas com redução do IPI, aumento de 5% no crédito e vendas apenas com redução do IPI (jun.-dez. 2012)



Elaboração dos autores.

Em ambos os períodos, percebe-se que o impacto do crédito com redução do IPI é menor do que o impacto do IPI reduzido. Assim, pode-se dizer que, para uma parcela dos consumidores, se somente houvesse a redução do IPI, haveria uma maior disposição para adquirir veículos já que as decisões de consumo desses indivíduos estariam baseadas sobretudo na oportunidade de adquirir veículos por um preço menor.

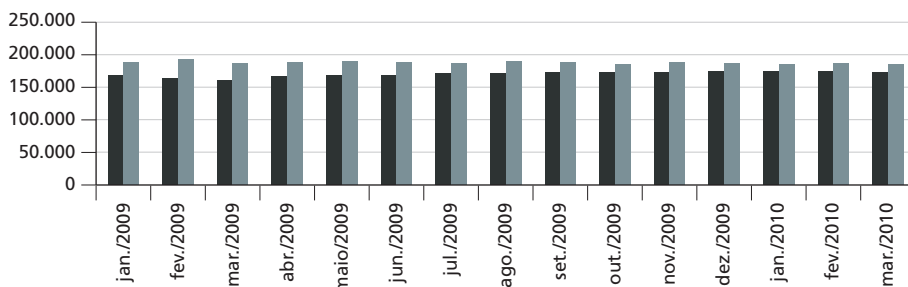
5.2.3 Impacto do crédito sem redução do IPI (3º cenário)

Neste cenário, aumenta-se 5% no volume de crédito dessazonalizado e 5,85% nos preços dessazonalizados e procura-se descobrir qual é o impacto do crédito se não ocorresse a redução do IPI.

Primeiramente, simulado-se para o período entre janeiro de 2009 e março de 2010. Foi constatado que os três primeiros meses apresentariam o maior impacto. De acordo com este cenário, a quantidade de veículos vendidos teria aumentado cerca de 258 mil, e em termos percentuais, o impacto do crédito sem redução do IPI teria sido de 9,2% aproximadamente. Se for considerado apenas o período entre janeiro e novembro de 2009,¹² as vendas teriam aumentado perto de 210 mil unidades, representando cerca de 7,5% das vendas que teriam ocorrido no período, ou seja, o impacto do crédito sem redução do IPI é de 7,5% para o período entre janeiro e novembro de 2010. O gráfico 5 descreve esta situação.

GRÁFICO 5

Vendas sem redução do IPI, com aumento de 5% no crédito e vendas apenas sem redução do IPI (jan. 2009-mar. 2010)



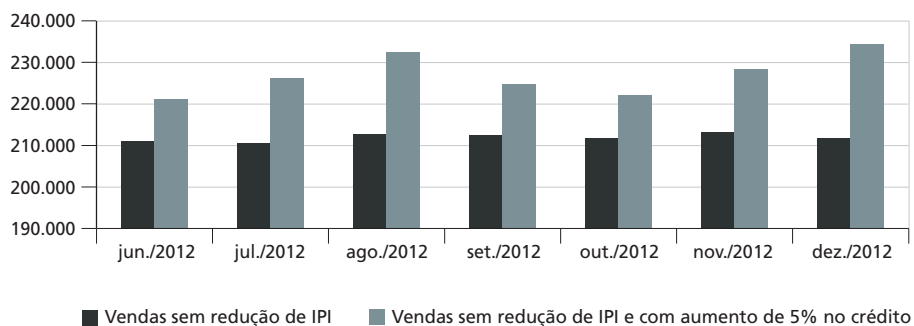
Elaboração dos autores.

Para o período entre junho e dezembro de 2012, percebe-se que, segundo o gráfico 6, o impacto do crédito sem redução do IPI teria sido maior em agosto, novembro e dezembro de 2012. Por meio desta simulação, quase 106 mil veículos teriam sido vendidos a mais, o que representaria cerca de 6,7% das vendas que teriam ocorrido, ou seja, o impacto do crédito sem redução do IPI é de 6,7% para este cenário.

12. Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b) chegaram à conclusão que 3,2% das vendas que ocorreram com redução do IPI são devido ao crédito e que 8,3% das vendas que ocorreriam sem a redução do IPI seriam por causa do crédito.

GRÁFICO 6

Vendas sem redução do IPI, com aumento de 5% no crédito e vendas apenas sem redução do IPI (jun.-dez. 2012)



Elaboração dos autores.

Percebe-se que, assim como para o período entre janeiro de 2009 e março de 2010, para o período entre junho e dezembro de 2012, o impacto do crédito em redução do IPI é menor do que o obtido pela simulação das vendas com redução de IPI e aumento de crédito. Isso é diferente do que foi obtido por Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b), pois nesses artigos o impacto do crédito foi maior sem a redução do IPI. As diferenças podem ser o fato de este trabalho realizar simulações entre janeiro de 2009 e março de 2010, enquanto em Alvarenga *et al.* (2010a; 2010b) as simulações foram feitas entre janeiro de 2009 e novembro de 2009; e por causa do fato da variável de renda utilizada neste trabalho ser a renda média das pessoas ocupadas e não o PIB. A tabela 4 resume os resultados dos três cenários.

TABELA 4

Resultados das simulações do comportamento das vendas para os três cenários (Em %)

	Primeiro período (entre janeiro de 2009 e março de 2010)	Segundo período (entre junho e dezembro de 2012)
Primeiro cenário (impacto das vendas sem redução do IPI)	23,2	16,8
Segundo cenário (impacto do crédito com redução do IPI)	13,2	11,2
Terceiro cenário (impacto do crédito sem redução do IPI)	9,2	6,7

Fonte: a partir das simulações realizadas neste estudo.
Elaboração dos autores.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo analisou os impactos da redução do IPI sobre as vendas de veículos produzidos no Brasil entre janeiro de 2009 e março de 2010, que foi o primeiro período da redução do IPI, momento em que o mundo enfrentava a crise financeira de 2008; e entre junho e dezembro de 2012, que foi o segundo período de redução do IPI. Além disso, procurou-se analisar a importância do crédito para esses dois períodos e descobrir qual das duas políticas anticíclicas foi a mais importante.

Adotou-se um modelo econométrico do tipo vetor de correção de erros (VEC) para as séries de vendas, preços, crédito, renda na forma logarítmica entre junho de 2002 e dezembro de 2012, pois as séries foram integradas de 1ª ordem e apresentavam um vetor de cointegração. Desse modelo, constatou-se que a renda apresenta o maior impacto de longo prazo sobre as vendas, pois o aumento de 1% na renda provoca o aumento de, aproximadamente, 3,66% nas vendas de veículos. As vendas se mostraram inelásticas ao crédito, pois a elasticidade obtida (0,49) foi inferior a uma unidade, e elásticas aos preços, pois a elasticidade obtida (2,09) foi maior que uma unidade.

Por fim, foram feitas simulações do comportamento das vendas para obter os impactos da redução do IPI, do crédito com a redução do IPI e do crédito sem a redução do IPI. A partir dos resultados obtidos com as simulações, pode-se afirmar que a redução do IPI foi importante para a recuperação das vendas de veículos nos dois períodos, pois entre janeiro de 2009 e março de 2010, 23,2% das vendas ocorreram por causa da redução do IPI e entre junho e dezembro de 2012, 16,8% das vendas ocorreram por conta do IPI mais baixo.

Logo, a redução do IPI foi mais importante para o período imediatamente após o auge da crise financeira de 2008. Uma justificativa para os resultados encontrados para a redução do IPI é que em 2012, ao contrário do período da primeira redução do IPI, já havia uma parcela expressiva dos consumidores com veículos novos adquiridos por conta da primeira redução do IPI. Esses consumidores não estariam dispostos a adquirir um novo veículo mesmo com uma nova redução do IPI, pelo fato de ainda estarem pagando as parcelas do financiamento do primeiro veículo, as quais consumiam parte importante da renda mensal.

Em relação ao crédito, encontrou-se também um impacto maior durante o primeiro período de redução do IPI, pois no primeiro período o impacto foi de 13,2% e no segundo período de 11,2%. Com o cenário sem redução do IPI, o impacto do crédito teria sido ainda menor, alcançando 9,2% no primeiro período e 6,7% no segundo período.

Assim, para este trabalho, as políticas anticíclicas adotadas pelo governo federal brasileiro, como a redução das alíquotas do IPI sobre veículos e a redução

do IOF sobre as concessões de crédito para pessoas físicas, foram eficazes na ideia de impulsionar as vendas de veículos produzidos internamente.

Para trabalhos futuros, sugere-se a extensão deste estudo aos veículos importados, para compreender os impactos do aumento das alíquotas do IPI nos anos de 2012 e 2013 sobre a venda de veículos importados e se as políticas adotadas pelo governo federal em relação ao setor automobilístico promoveriam uma restrição à concorrência no mercado automobilístico a fim de proteger os interesses das grandes montadoras nacionais.

REFERÊNCIAS

ALVARENGA, G. V. *et al.* Indústria automobilística e políticas anticíclicas: lições da crise. **Revista Radar: Tecnologia, Produção e Comércio Exterior**, Brasília, n. 7, p. 9-14, abr. 2010a.

_____. **Políticas anticíclicas na indústria automobilística**: uma análise de cointegração dos impactos da redução do IPI sobre as vendas de veículos. Rio de Janeiro: Ipea, out. 2010b. (Texto para Discussão, n. 1512).

ALVES, L. S.; WILBERT, M. D. Redução do imposto sobre produto industrializado e a venda de automóveis. *In*: CONGRESSO DE INICIAÇÃO CIENTÍFICA EM CONTABILIDADE, 7. 2014, São Paulo. **Anais...** São Paulo: USP, 2014.

ANFAVEA – ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES. **Séries temporais**: dados referentes a quantidade de automóveis e comerciais leves licenciados. São Paulo, 2012. Disponível em: <<https://goo.gl/b7VJIe>>. Acesso em: 25 jan. 2015.

_____. **Anuário da indústria automobilística brasileira**. São Paulo, 2014. Disponível em: <<https://goo.gl/uUKj5G>>. Acesso em: 8 mar. 2015.

BARROS, D. C.; PEDRO, L. S. As mudanças estruturais do setor automotivo, os impactos da crise e as perspectivas para o Brasil. **Revista BNDES Setorial**, n. 34, p. 173-202, 2011.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Concessões consolidadas das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros**: aquisição de bens veículos - Pessoa física. Departamento Econômico (Depec). Disponível em: <<http://migre.me/weKug>>. Acesso em: 23 jan. 2015.

BUENO, R. **Econometria de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 2. ed. New York: Wiley, 2004.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Chicago, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

FGV – FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS. **IPA origem**: produtos industriais. Disponível em: <<https://goo.gl/BHd0Et>>. [s.d.a]. Acesso em: 25 jan. 2015.

_____. **IPC geral**: índice. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. [s.d.b]. Acesso em: 25 jan. 2014.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Rendimento médio nominal do trabalho principal**. [s.l.]. fev. 2002. Disponível em: <<https://goo.gl/bPN46c>>. Acesso em: 25 jan. 2015.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Diretoria de Estudos Macroeconômicos (Dimac). **Impactos da redução do imposto sobre produtos industrializados (IPI) de automóveis**. Brasília, ago. 2009. (Nota técnica, n. 15).

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, p. 169-210, 1990.

MARGARIDO, M. A. Teste de co-integração de Johansen utilizando o SAS. **Revista Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 51, n. 1, p. 87-101, jan./jun. 2004.

MARGARIDO, M. A.; MEDEIROS JUNIOR, H. de. Teste para mais de uma raiz unitária: uso do software SAS na elaboração de uma rotina para o teste Dickey-Pantula. **Pesquisa & Debate**, v. 17, n. 1, p. 149-170, 2006.

MARTELLO, A. Governo reduz IPI de carros e tributo sobre operações de crédito. **G1 Economia**, Brasília, 21 maio 2012. Disponível em: <<http://migre.me/weKB9>>. Acesso em: 25 jan. 2015.

VARELA, A. Entre os maiores do mundo. **O Povo online**, Fortaleza, 3 fev. 2015. Disponível em: <<https://goo.gl/E8FBk7>>. Acesso em: 9 mar. 2015.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BRASIL. Medida Provisória nº 451, de 15 de dezembro de 2008. Altera a legislação tributária federal, e dá outras providências. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, 16 dez. 2008. Disponível em: <<https://goo.gl/0wqAEb>>. Acesso em: 22 fev. 2015.

_____. Decreto nº 7726, de 21 de maio de 2012. Altera o Decreto nº 6.306, de 14 de dezembro de 2007, que regulamenta o Imposto sobre Operações de Crédito, Câmbio e Seguro, ou relativas a Títulos ou Valores Mobiliários – IOF.

Diário Oficial da República Federativa do Brasil, Poder Executivo, Brasília, 22 maio 2012. Disponível em: <<https://goo.gl/mvZl7x>>. Acesso em: 22 fev. 2015.

FREITAS, M. C. P. de. Os efeitos da crise global no Brasil: aversão ao risco e preferência pela liquidez no mercado de crédito. **Revista Estudos Avançados-USP**, São Paulo, v. 23, n. 66, p. 125-145, 2009.

MACKINNON, J. G.; HAUG, A. A.; MICHELIS, L. Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration. *Journal of Applied. Econometrics*, n. 14, p. 563-577, 1999.

