



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA, CONTABILIDADE
E SECRETARIADO EXECUTIVO
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

GÉRSO N GUILHERME LIMA LINHARES

IMPACTOS DA REDUÇÃO DO IPI SOBRE A VENDA DE VEÍCULOS
PRODUZIDOS NO BRASIL

FORTALEZA

2015

GÉRON GUILLERME LIMA LINHARES

IMPACTOS DA REDUÇÃO DO IPI SOBRE A VENDA DE VEÍCULOS PRODUZIDOS
NO BRASIL

Monografia apresentada à Faculdade de Economia, Administração, Atuária, Contabilidade e Secretariado Executivo, como requisito parcial para obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador(a): Prof.^a. Dr.^a. Eveline Barbosa Silva Carvalho.

FORTALEZA

2015

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca da Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade

L728i Linhares, Gérson Guilherme Lima.

Impactos da redução do IPI sobre a venda de veículos produzidos no Brasil / Gérson Guilherme Lima Linhares. – 2015.

97 f.: il. color., enc. ; 30 cm.

Monografia (graduação) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Curso de Ciências Econômicas, Fortaleza, 2015.
Orientação: Profa. Dra. Eveline Barbosa Silva Carvalho.

1. Imposto sobre produtos industrializados. 2. Política tributária. 3. Indústria automobilística

I. Título.

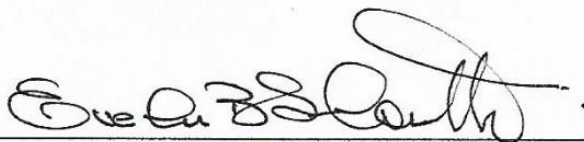
GÉRSON GUILHERME LIMA LINHARES

IMPACTOS DA REDUÇÃO DO IPI SOBRE A VENDA DE VEÍCULOS PRODUZIDOS
NO BRASIL

Monografia apresentada à Faculdade de Economia, Administração, Atuária, Contabilidade e Secretariado Executivo, como requisito parcial para obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Aprovada em: 29/04/2015

BANCA EXAMINADORA



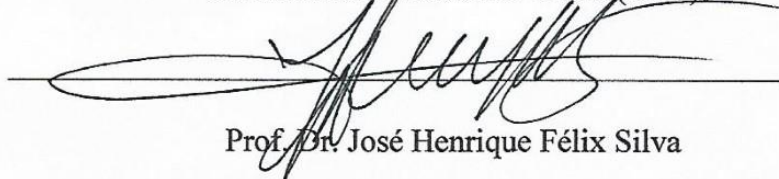
Prof.^a. Dr.^a. Eveline Barbosa Silva Carvalho (Orientadora)

Universidade Federal do Ceará (UFC)



Prof. Dr. Christiano Modesto Penna

Universidade Federal do Ceará (UFC)



Prof. Dr. José Henrique Félix Silva

Universidade Federal do Ceará (UFC)

A Deus.

A minha mãe e aos meus irmãos.

AGRADECIMENTOS

A Deus por ter me dado saúde e força para superar os momentos difíceis ao longo da minha vida.

À Universidade Federal do Ceará pela oportunidade de fazer o curso de Ciências Econômicas e por contribuir na oferta de um ambiente criativo e amigável.

À Professora Dr^a. Eveline Barbosa Silva Carvalho pela orientação, pela paciência, pelo incentivo e pelas boas sugestões que enriqueceram este trabalho.

A minha família pela dedicação, pelo apoio nas horas difíceis, por acreditarem e investirem em mim. Em especial a minha mãe Cacilda, pela educação, pelo carinho e por sempre me incentivar a lutar para concretizar meus sonhos.

Aos meus amigos pelo companheirismo, pelos momentos de descontração e pelo apoio constante.

RESUMO

O objetivo deste trabalho é analisar os impactos da redução do Imposto sobre produtos Industrializados (IPI) sobre as vendas de veículos (automóveis e comerciais leves) produzidos no Brasil em dois períodos: entre janeiro de 2009 e março de 2010, e entre junho de 2012 e dezembro de 2012. Além disso, procurou-se analisar a importância do crédito para esses dois períodos e descobrir qual das duas políticas anticíclicas foi a mais importante. Para alcançar o objetivo, foi estimado um modelo econométrico denominado Vetor de Correção de Erros (VEC) com as variáveis vendas, preços, crédito concedido para a aquisição de veículos e renda para o período entre junho de 2002 e dezembro de 2012. Após a estimação do VEC, foram feitas simulações do comportamento das vendas para poder obter o impacto da redução do IPI e o impacto do crédito com e sem redução do IPI. Os resultados mostraram que 23,2% das vendas entre janeiro de 2009 e março de 2010 e 16,8% das vendas entre junho e dezembro de 2012 ocorreram em virtude da redução das alíquotas do IPI, confirmando a hipótese de que a redução do IPI seria mais significativa no período subsequente à crise financeira de 2008. O crédito também foi significativo para as vendas nos dois períodos, principalmente no cenário com a redução do IPI, porém seu impacto foi menor do que o impacto do IPI reduzido. Assim, pode-se deduzir que, para uma parcela dos consumidores, apenas a redução do IPI foi suficiente para explicar a aquisição de automóveis e veículos comerciais leves, pois suas decisões de consumo estariam menos baseadas na renda e no crédito e mais no aproveitamento da oportunidade de adquirir veículos com redução de tributos.

Palavras – chave: Imposto sobre Produtos Industrializados. Vendas de veículos. Políticas anticíclicas. Modelo Vetor de Correção de Erros. Simulação das vendas de veículos.

ABSTRACT

The purpose of this study is to analyze the impacts of Tax on Industrialized Products (IPI) reduction on sales of vehicles (cars and light commercial) manufactured in Brazil in two periods: between January 2009 and March 2010, and from June 2012 and December 2012. In addition, we tried to analyze the importance of credit for these two periods and find out which of the two counter-cyclical policies was the most important. To achieve the goal, we estimated an econometric model called vector error correction (VEC) including sales, prices, loans for the purchase of vehicles and income as variables, for the period between June 2002 and December 2012. After estimating VEC, we performed sales behavior simulations in order to obtain the impact of IPI reduction and the impact of credit with and without reduction of the IPI. The results showed that 23.2% of sales between January 2009 and March 2010 and 16.8% of sales, between June and December 2012 occurred because of the IPI rates reduction, which confirms the hypothesis that the IPI reduction would be more significant in the period after the financial crisis of 2008. The credit was also significant for sales in both periods, especially in the scenario with IPI reduction; but its impact was lower than the impact of the reduced IPI. Thus, we can deduce that for a share of consumers, only the IPI reduction was sufficient to explain the acquisition of cars and light commercial vehicles because their consumption decisions would be less based on income and credit and more on taking advantage of the opportunity to purchase vehicles with reduced taxes.

Keywords: Tax on Industrialized Products. Vehicle sales. Countercyclical policies. Vector Error Correction Model. Simulation of vehicle sales.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Quantidade de automóveis e comerciais leves nacionais licenciados entre janeiro de 2006 e dezembro de 2012 (Em unidades)	21
Gráfico 2 – Concessões consolidadas das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros (aquisição de bens veículos, pessoa física) entre janeiro de 2006 e dezembro de 2012 (Em R\$ mil)	22
Gráfico 3 – Vendas mensais de veículos atribuídas ao IPI reduzido (Em mil unidades)....	29
Gráfico 4 – Vendas com IPI reduzido e Vendas sem redução do IPI para o período entre janeiro e novembro de 2009 (Em mil unidades)	31
Gráfico 5 – Vendas com redução do IPI e Vendas com redução do IPI, e com aumento de 5% no crédito para o período entre janeiro e novembro de 2009 (Em mil unidades)	32
Gráfico 6 – Vendas sem redução do IPI e vendas sem redução do IPI e com aumento de 5% no crédito para o período entre janeiro e novembro de 2009 (Em mil unidades).....	32
Gráfico 7 – Série de vendas dessazonalizada e em termos de logaritmo natural	50
Gráfico 8 – Série de preços dessazonalizada e em termos de logaritmo natural	52
Gráfico 9 – Série de crédito dessazonalizada e em termos de logaritmo natural	54
Gráfico 10 – Série de renda dessazonalizada e em termos de logaritmo natural	56
Gráfico 11 – Funções resposta ao impulso generalizadas das vendas aos choques nas vendas, preços, crédito e renda	63
Gráfico 12 - Vendas de veículos com e sem redução do IPI para o período entre janeiro de 2009 e março de 2010	65
Gráfico 13 - Vendas de veículos com e sem redução do IPI para o período entre junho de 2012 e dezembro de 2012	66
Gráfico 14 – Vendas com redução do IPI e aumento de 5% no crédito e vendas apenas com redução do IPI no período entre janeiro de 2009 e março de 2010	68
Gráfico 15 – Vendas com redução do IPI e aumento de 5% no crédito e vendas apenas com redução do IPI no período entre junho e dezembro de 2012	69

Gráfico 16 – Vendas sem redução do IPI e com aumento de 5% no crédito e vendas apenas sem redução do IPI no período entre janeiro de 2009 e março de 2010	70
Gráfico 17 – Vendas sem redução do IPI e com aumento de 5% no crédito e vendas apenas sem redução do IPI no período entre junho e dezembro de 2012	71
Gráfico 18 – Teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos de LVENDAS_SA	80
Gráfico 19 – Teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos de D(LVENDAS_SA) ..	82
Gráfico 20 – Teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos de LPRECOS_SA	84
Gráfico 21 – Teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos de D(LVENDAS_SA) ..	86
Gráfico 22 – Teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos de LCREDITO_SA	88
Gráfico 23 – Teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos de D(LCREDITO_SA) ..	90
Gráfico 24 – Teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos de LRENDA_SA	92
Gráfico 25 – Teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos de D(LRENDA_SA)	94

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Alíquotas do IPI sobre carros nacionais	26
Quadro 2 – Alíquotas do IPI sobre carros importados	27
Quadro 3 – Resultados para a regressão linear entre janeiro de 2006 e março de 2010	34
Quadro 4 – Resultados para a regressão linear entre abril de 2010 e agosto de 2013	34
Quadro 5 – Trabalhos empíricos acerca da redução do IPI	35
Quadro 6 – Identificação do processo	40
Quadro 7 – Teste do traço para a cointegração das variáveis LVENDAS_SA, LPRECOS_SA, LCREDITO_SA, LRENDAS_SA, junho de 2002 a dezembro de 2012	59
Quadro 8 – Teste de máximo autovalor para a cointegração das variáveis LVENDAS_SA, LPRECOS_SA, LCREDITO_SA, LRENDAS_SA, junho de 2002 a dezembro de 2012	59

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Teste KPSS para a detecção de raiz unitária da variável LVENDAS_SA	51
Tabela 2 – Teste KPSS para a detecção de raiz unitária da variável D(LVENDAS_SA)	52
Tabela 3 – Teste KPSS para a detecção de raiz unitária da variável LPRECOS_SA	53
Tabela 4 – Teste KPSS para a detecção de raiz unitária da variável LCREDITO_SA	54
Tabela 5 – Teste KPSS para a detecção de raiz unitária da variável LRENDAS_SA	57
Tabela 6 – Teste KPSS para a detecção de raiz unitária da variável D(LRENDAS_SA)	57
Tabela 7 – Critérios para a seleção do número de defasagens do modelo VAR para as variáveis LVENDAS_SA, LPRECOS_SA, LCREDITO_SA, LRENDAS_SA, junho de 2002 a dezembro de 2012	59
Tabela 8 – Vetor de cointegração normalizado para LVENDAS_SA	60
Tabela 9 – Comparação dos coeficientes de ajuste de longo prazo das séries preços (LPRECOS_SA), crédito (LCREDITO_SA) e renda (LRENDAS_SA)	61
Tabela 10 – Coeficientes de ajuste de curto prazo da equação de cointegração	62
Tabela 11– Comparação dos coeficientes de ajuste de curto prazo da equação de cointegração	62
Tabela 12 – Resultados das simulações do comportamento das vendas para os três cenários	71
Tabela 13 – Estimação do modelo ARMA (1,1) com intercepto e tendência linear para a variável LVENDAS_SA	79
Tabela 14 – Teste LM para autocorrelação serial dos resíduos da variável LVENDAS_SA com número de defasagens igual a 12	79
Tabela 15 – Teste ARCH– LM para heterocedasticidade condicional dos resíduos da variável LVENDAS_SA com número de defasagens igual a 12	80
Tabela 16 – Estimação do modelo ARMA (1,1) com intercepto para a variável D(LVENDAS_SA)	81

Tabela 17 – Teste LM para autocorrelação serial dos resíduos da variável D(LVENDAS_SA) com número de defasagens igual a 12	81
Tabela 18 – Teste ARCH– LM para heterocedasticidade condicional dos resíduos da variável D(LVENDAS_SA) com número de defasagens igual a 12	82
Tabela 19 – Estimação do modelo ARMA (2,0) com intercepto para a variável LPRECOS_SA	83
Tabela 20 – Teste LM para autocorrelação serial dos resíduos da variável LPRECOS_SA com número de defasagens igual a 12	83
Tabela 21 – Teste ARCH– LM para heterocedasticidade condicional dos resíduos da variável LPRECOS_SA com número de defasagens igual a 12	84
Tabela 22 – Estimação do modelo ARMA (2,3) sem intercepto e sem tendência linear para a variável D(LPRECOS_SA)	85
Tabela 23 – Teste LM para autocorrelação serial dos resíduos da variável D(LPRECOS_SA) com número de defasagens igual a 12	85
Tabela 24 – Teste ARCH– LM para heterocedasticidade condicional dos resíduos da variável D(LPRECOS_SA) com número de defasagens igual a 12	86
Tabela 25 – Estimação do modelo ARMA (1,1) com intercepto para a variável LCREDITO_SA	87
Tabela 26 – Teste LM para autocorrelação serial dos resíduos da variável LCREDITO_SA com número de defasagens igual a 12	87
Tabela 27 – Teste ARCH– LM para heterocedasticidade condicional dos resíduos da variável LCREDITO_SA com número de defasagens igual a 12	88
Tabela 28 – Estimação do modelo ARMA (1,1) sem intercepto e sem tendência para a variável D(LCREDITO_SA)	89
Tabela 29 – Teste LM para autocorrelação serial dos resíduos da variável D(LCREDITO_SA) com número de defasagens igual a 12	89
Tabela 30 – Teste ARCH– LM para heterocedasticidade condicional dos resíduos da variável D(LCREDITO_SA) com número de defasagens igual a 12	90

Tabela 31 – Estimação do modelo ARMA (2,2) com intercepto e tendência linear para a variável LRENDASA	91
Tabela 32 – Teste LM para autocorrelação serial dos resíduos da variável LRENDASA com número de defasagens igual a 12	91
Tabela 33 – Teste ARCH– LM para heterocedasticidade condicional dos resíduos da variável LRENDASA com número de defasagens igual a 12	92
Tabela 34 – Estimação do modelo ARMA (2,4) com intercepto e tendência linear para a variável D(LRENDASA)	93
Tabela 35 – Teste LM para autocorrelação serial dos resíduos da variável D(LRENDASA) com número de defasagens igual a 12	93
Tabela 36 – Teste ARCH– LM para heterocedasticidade condicional dos resíduos da variável D(LRENDASA) com número de defasagens igual a 12	94
Tabela 37 – Modelo VEC estimado para as séries vendas preços, renda, crédito	95
Tabela 38 – Simulação do comportamento das vendas para o primeiro período (entre janeiro de 2009 e março de 2010)	97
Tabela 39 – Simulação do comportamento das vendas para o segundo período (entre junho e dezembro de 2012)	97

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	15
1.1	Objetivos e justificativas	16
1.2	Estruturação do trabalho	17
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	18
2.1	Breve contextualização da crise financeira de 2008	18
2.2	Trajetória recente do setor automobilístico brasileiro em termos de vendas e crédito	19
2.3	Medidas adotadas pelo governo brasileiro no setor automobilístico no período subsequente à crise de 2008.....	23
2.4	Revisão dos trabalhos empíricos acerca da redução do IPI	27
2.4.1	<i>DIMAC(2009)</i>	28
2.4.2	<i>Alvarenga et al.(2010a , 2010b)</i>	29
2.4.3	<i>Alves e Wilbert(2014)</i>	32
3	METODOLOGIA	37
3.1	Dados e modelo utilizado	37
3.2	Procedimentos metodológicos	39
3.2.1	<i>Identificação da ordem</i>	39
3.2.2	<i>Diagnóstico dos resíduos</i>	41
3.2.3	<i>Estacionariedade e detecção de raiz unitária</i>	42
3.2.4	<i>Cointegração, VAR, VEC e teste de cointegração</i>	46
4	ANÁLISE DAS SÉRIES	50
4.1	Vendas	50
4.2	Preços	52
4.3	Crédito	54

4.4	Renda	55
5	ANÁLISE DO MODELO ESCOLHIDO E SIMULAÇÕES DAS VENDAS ...	58
5.1	Modelo VEC escolhido e Função Resposta ao Impulso	58
5.2	Simulações das vendas de veículos	64
5.2.1	<i>Impacto da redução do IPI (1º cenário)</i>	64
5.2.2	<i>Impacto do crédito com redução do IPI (2º cenário)</i>	67
5.2.3	<i>Impacto do crédito sem redução do IPI (3º cenário)</i>	69
6	CONCLUSÕES	72
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	74
	ANEXOS	79

1 INTRODUÇÃO

O setor automobilístico está presente há mais de 50 anos no Brasil, sendo que na última década sua participação no 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 alcançando a quarta posição mundial nas vendas (VARELA,2015).

Em 2002 havia um pouco mais de 91 mil trabalhadores no setor automobilístico, enquanto que em 2012 existiam mais de 150 mil profissionais empregados nesse setor(ANFAVEA,2014).

Em 2006, segundo dados da Associação Nacional de Fabricantes de Veículos Automotores(ANFAVEA,2012) haviam 1,69 milhões de automóveis e veículos comerciais leves¹ nacionais licenciados². Já em 2012, o número de automóveis e comerciais leves nacionais licenciados chegou a 2,85 milhões, ou seja, um aumento de 68,6% em apenas seis anos.

O Imposto sobre produtos industrializados (IPI) pode ser importante para explicar esse grande aumento das vendas de veículos. O IPI é um imposto seletivo, pois suas alíquotas variam conforme a necessidade do produto, isto é, quanto mais essencial for o produto, menor será a alíquota e quanto menor for a essencialidade maior será a alíquota. As alíquotas variam entre 0 e 330% (cigarros). O IPI além de apresentar uma função fiscal (arrecadação de tributos), proporciona uma extrafiscal, na medida em que serve como um instrumento de regulação por parte do governo federal seja para estimular o consumo ao reduzir as alíquotas, seja ao aumentar as alíquotas para frear o consumo.

Nos últimos anos, principalmente com o agravamento da crise de 2008, governo federal interviu diversas vezes no setor automobilístico, com políticas anticíclicas. As políticas anticíclicas são medidas adotadas pelo governo para procurar minimizar os efeitos negativos, ocorridos em momentos de crise econômica, como por exemplo, a queda na produção e nas vendas motivada pela redução da demanda dos consumidores, segundo Alvarenga *et al.* (2010a,2010b).Uma das formas de intervenção foi com a redução das alíquotas do Imposto sobre produtos industrializados(IPI) para os veículos de fabricação nacional, com o intuito de estimular as vendas internas e evitar a queda no número de trabalhadores empregados. Outra forma foi com aumento das alíquotas do IPI para os veículos produzidos fora do país, como

¹ Os comerciais leves são todos os veículos de transporte de passageiros e/ ou de carga com peso bruto total de até 3,5 toneladas, segundo ANFAVEA(2014).

² O número de automóveis licenciados é muito utilizado pela ANFAVEA como aproximação das vendas de veículos no Brasil.

forma de proteger o mercado diante de um aumento expressivo nas vendas de veículos importados nos últimos anos, conforme Carvalho e Silva(2012).

Além do IPI, o governo também interviu no crédito, através da redução do Imposto sobre operações financeiras(IOF) para estimular as concessões de crédito por parte dos bancos para os indivíduos que desejassem comprar veículos.

1.1 Objetivos e justificativas

O objeto deste trabalho são as vendas de veículos leves (automóveis e veículos comerciais leves) produzidos no país, tendo como objetivo analisar os impactos da redução do IPI sobre as vendas de automóveis e de veículos comerciais leves produzidos no Brasil em dois períodos: entre janeiro de 2009 e março de 2010, que foi o período da 1ª redução do IPI sobre carros novos, e entre junho de 2012 e dezembro de 2012, que foi o período da 2ª redução do IPI.

Em relação aos objetivos específicos, analisa-se em que medida a expansão verificada nas vendas ocorreu em virtude do IPI, o papel do crédito nesse processo e qual das duas políticas anticíclicas foi a mais importante para explicar o grande crescimento das vendas nos dois períodos.

Para alcançar o objetivo e os objetivos específicos será utilizado um modelo de Vetor de Correção de Erros(VEC) para o período entre junho de 2002 e dezembro de 2012, onde as séries temporais vendas, preços, crédito e renda são logaritmizadas, o que facilita o estudo das elasticidades dos preços, crédito e renda em relação às vendas, e também da obtenção da relação de longo prazo entre as variáveis. Depois serão feitas simulações do comportamento das vendas para os dois períodos pretendidos pelo trabalho frente a três cenários:

- (i) Se não tivesse ocorrido a redução do IPI, o qual será útil para obter os impactos da redução do IPI;
- (ii) Se tivesse havido a redução do IPI e aumento de 5% nas concessões de crédito, o qual será útil para obter o impacto do crédito com redução do IPI;
- (iii) Se não tivesse ocorrido a redução do IPI e houvesse um aumento de 5% nas concessões de crédito, o qual será útil para obter o impacto do crédito sem redução do IPI.

Há uma hipótese para auxiliar o trabalho. A hipótese é que a redução do IPI foi mais significativa no período imediatamente após a crise de 2008, ou seja, a redução do IPI foi mais importante para explicar as vendas de veículos entre janeiro de 2009 e março de 2010 do que para o período entre junho e dezembro de 2012.

As justificativas para o presente trabalho são o fato de haver ainda poucos estudos empíricos, como DIMAC(2009), Alvarenga *et al.* (2010a,2010b), e Alves e Wilbert (2014) acerca dos impactos da redução do IPI sobre as vendas de veículos; para aprofundar os conhecimentos acerca da adoção de políticas anticíclicas em um dos mais importantes setores da economia brasileira; pela pretensão de contribuir para uma melhor compreensão acerca dos impactos quantitativos de políticas anticíclicas adotadas pelo governo federal nos últimos anos para impulsionar o consumo interno brasileiro; e pela motivação em utilizar uma metodologia ainda pouco explorada pelos poucos trabalhos existentes na área.

1.2 Estruturação do trabalho

Além desta introdução, o trabalho está dividido em mais cinco seções. Na seção 2, encontra-se a revisão bibliográfica, abordando temas como a crise financeira de 2008, a situação das vendas e do crédito no Brasil antes e com a crise de 2008, a intervenção do governo no setor automobilístico por meio do IPI e do IOF sobre crédito para pessoas físicas e a abordagem dos trabalhos empíricos anteriores acerca da redução do IPI. Na seção 3, há a descrição da metodologia do trabalho, incluindo os dados com suas respectivas fontes, e os procedimentos metodológicos adotados. Na seção 4, há a análise das séries de vendas, preços, crédito e renda quanto à identificação do processo Autorregressivo de Médias Móveis (ARMA) e também quanto a presença ou não de raízes unitárias. Na seção 5, é feita uma análise do modelo Vetor Correção de Erros (VEC) escolhido, das funções resposta ao impulso (FRI) e são feitas simulações do comportamento das vendas de veículos para descobrir o impacto da redução do IPI e também do crédito com e sem redução do IPI. Na seção 6, encontram-se as conclusões do trabalho, as quais são pautadas nos resultados encontrados pelo modelo VEC e pelas simulações. Por fim há as referências bibliográficas e os anexos que serviram de apoio ao trabalho.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Esta seção está dividida em quatro subseções, sendo que na primeira parte será feita uma breve discussão teórica sobre a crise financeira de 2008. Na segunda subseção será discutida a trajetória recente do setor automobilístico em termos de vendas e crédito. Na terceira subseção haverá o destaque para as medidas adotadas pelo governo brasileiro, como redução do IPI sobre carros novos que ocorreu tanto no final de 2008 como em maio de 2012 e o aumento do IPI sobre carros importados que vigorou entre dezembro de 2011 e dezembro de 2012 e a redução do IOF para o crédito às pessoas físicas. Na quarta subseção serão discutidos trabalhos recentes acerca dos impactos da redução do IPI sobre a venda de veículos.

2.1 Breve contextualização da crise financeira de 2008

Na década de 2000, notava-se, segundo Ferreira e Silva (2011), um período relativamente estável nas economias mundiais em termos econômicos. Países emergentes, como o Brasil atraíram capital estrangeiro em virtude da estabilidade na conjuntura externa e por causa das taxas de crescimento elevadas. No segundo semestre do ano de 2007, segundo os mesmos autores, o cenário relativamente estável foi revertido, devido a uma crise iniciada no setor imobiliário dos Estados Unidos, especialmente na parte de hipotecas de alto risco (*subprime*), ou seja, de indivíduos que possuíam um histórico de crédito ruim, ou que não poderiam comprovar a renda mas que ainda assim conseguiam tomar empréstimos para a aquisição de imóveis.

Segundo Ferreira e Silva(2011) haviam nos EUA, empresas voltadas para mercado imobiliário como Federal National Mortgage Association (Fannie Mae) e Federal Home Loan Mortgage Corporation (Freddie Mac), que compravam títulos hipotecários dos bancos comerciais, os quais emprestavam dinheiro para indivíduos que comprassem imóveis. Uma vez de posse desses títulos hipotecários, essas empresas poderiam ou manter os títulos em suas mãos, auferindo receita por meio do pagamento das prestações dos imóveis por parte dos indivíduos ou vender esses títulos para investidores de todo o mundo, o que era chamado de securitização do crédito imobiliário.

Borça Júnior e Torres Filho(2008) destacaram que enquanto as taxas de juros caíam nos EUA e os preços dos imóveis subiam, os indivíduos liquidavam o financiamento hipotecário para adquirir um novo imóvel. Porém com queda na demanda por imóveis, os preços das residências começaram a cair em 2007. Consequentemente, ficou mais difícil renegociar as hipotecas *subprime*, e isso provocou o aumento da inadimplência dos pagamentos

dos empréstimos baseados em crédito hipotecário e, conseqüentemente, a redução da oferta de crédito para esse setor.

Segundo Borça Júnior e Torres Filho (2008) a crise continuou em 2008 e em setembro daquele ano o banco Lehman Brothers, o qual havia apresentado prejuízo bilionário no terceiro trimestre e não contou com o apoio financeiro do governo americano, entrou com um pedido de concordata na Corte de Falências de Nova York. Esse fato foi considerado pelos autores como o ‘ponto nevrálgico do agravamento da crise financeira’, por causa das maiores dificuldades de obtenção de novos recursos e linhas de crédito de curto prazo por parte de bancos e empresas e do crescimento da desconfiança em relação à solvência do sistema bancário norte-americano.

Diante do agravamento da crise, o Tesouro Americano preparou um pacote de US\$ 700 bilhões para a compra de ativos “podres” (ativos imobiliários ilíquidos), com o objetivo, segundo Borça Júnior e Torres Filho(2008), de sanear de vez o sistema financeiro. Depois de muitas resistências no Senado e na Câmara dos Representantes dos EUA, o projeto foi aprovado com algumas mudanças, porém não foi suficiente para afastar o estado de pânico coletivo presente nas bolsas de valores em todo o mundo.

A crise de 2008 afetou duramente o setor automobilístico americano. Segundo Todeschini (2008), as três grandes montadoras americanas, Ford, General Motors e Chrysler registraram queda de 30% nas vendas de veículos nos últimos meses de 2008 e demitiram em torno de 5 mil funcionários. A intervenção governamental foi necessária para atenuar os efeitos da crise nas montadoras sobretudo da General Motors e da Chrysler, pois mesmo recebendo sendo alvo de um programa federal no valor de 23 bilhões de dólares, essas empresas foram à falência em 2009 e o governo americano acabou se tornando o principal acionista dessas duas empresas, segundo Barros e Pedro(2011).

2.2 Trajetória recente do setor automobilístico brasileiro em termos de vendas e crédito

O Brasil apresentou a partir de 2003, um aumento expressivo nas vendas de veículos. Segundo, Barros e Pedro(2011), a elevação das vendas ocorreu devido ao crescimento da renda média dos brasileiros, a ascensão social de parcela da população para a classe C, o que contribuiu para que muitos pudessem comprar o primeiro carro, a redução dos níveis de desemprego, o maior acesso ao crédito, a redução das taxas de juros e os maiores prazos de financiamento.

Segundo Alvarenga *et al.* (2010a,2010b), entre 2004 e 2007 houve um crescimento médio anual de 13% da produção e da venda de veículos, e que em setembro de 2008, foi observado que 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).

Leifert e Lucinda (2012) destacam que a produção de veículos flex, que começou em 2003, estava crescendo a taxas muito maiores do que os veículos a diesel e a produção de veículos movidos à gasolina apresentou redução já em meados de 2004. Em meados do ano de 2006, a produção de automóveis flex superou a produção de automóveis movidos à gasolina.

Já o mercado de crédito passava por um período de expansão desde o início do governo Lula(2003-2010), pois, segundo Freitas(2009), os bancos receberam a confirmação de que Lula não alteraria a política econômica e que houve uma melhoria nas contas externas, diminuindo a volatilidade(vulnerabilidade) macroeconômica. Esse cenário de menor volatilidade e da expectativa de redução das taxas básicas de juros (redução da Selic³) estimulou os bancos a alterarem suas estratégias operacionais, privilegiando a expansão do crédito. A expansão do crédito às pessoas físicas foi identificada pelos bancos como um bom potencial de ganhos, dadas as expectativas de aumento do nível de emprego e dos salários. É importante mencionar que essa expansão foi com base, conforme a mesma autora, nas modalidades de crédito pessoal, aquisição de veículos e cartão de crédito.

No caso da aquisição de veículos tem-se a garantia de alienação fiduciária, ou seja, ocorre a transferência da posse do bem(veículo) do devedor(cliente) ao credor(concessionária) para que haja a garantia do cumprimento da obrigação(JUSBASIL,2012). Assim, o veículo comprado fica sob a posse da concessionária enquanto o cliente não quitar a dívida, apesar de ter o direito de usufruí-lo, contribuindo, segundo Freitas(2009), para a redução do risco de crédito e do prêmio de risco no setor automobilístico.

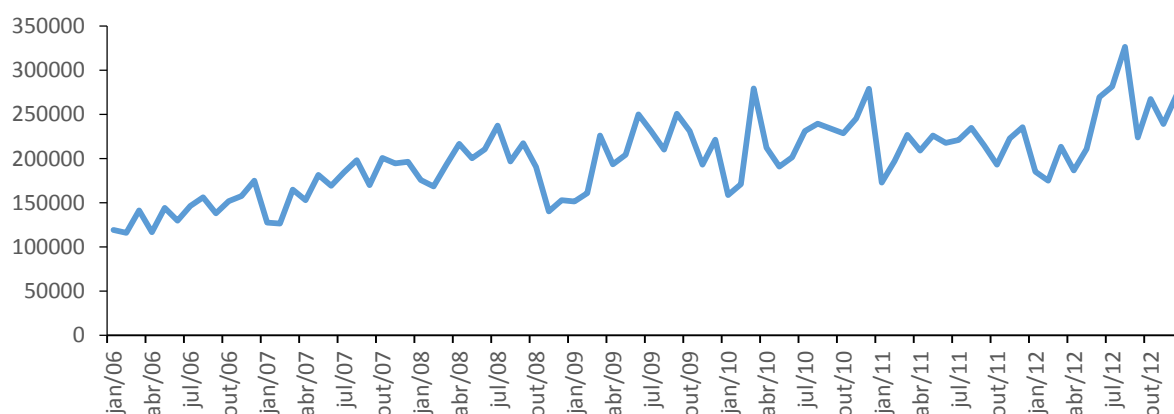
Com a crise de 2008, percebe-se a redução acentuada na produção e nas vendas de veículos, sendo que a produção de veículos em dezembro de 2008 foi 47,1% menor do que em novembro desse ano (POGUETTO, 2009).

³ Selic: Sistema Especial de Liquidação e Custódia.

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

No gráfico 1, que se encontra abaixo, é possível perceber que o número de automóveis e comerciais leves licenciados, que serve como uma Proxy⁴ das vendas de veículos internamente, apresentou uma grande redução do primeiro semestre ao segundo semestre de 2008. Enquanto no mês de julho de 2008 havia cerca de 237 mil veículos licenciados, em dezembro do mesmo ano havia apenas um pouco mais de 153 mil veículos licenciados, ou seja, uma redução de aproximadamente 35,44% em seis meses.

Gráfico 1- Quantidade de automóveis e comerciais leves nacionais licenciados entre janeiro de 2006 e dezembro de 2012 (Em unidades)



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da ANFAVEA.

Já no primeiro semestre do ano de 2009, percebe-se uma recuperação do setor, e o número de automóveis e veículos comerciais leves licenciados só viria a superar os dados de julho de 2008 em junho de 2009 quando quase 250 mil veículos foram licenciados. Apesar da queda nos dois primeiros meses de 2010, em março ano de 2010 as vendas atingiram quase 280 mil unidades. Entre janeiro de 2009 e março de 2010⁵ foram vendidos 208 mil veículos em média por mês, sendo 10% maior que a média mensal no 2º semestre de 2008(entre julho e dezembro), em que foram vendidos em média 189 mil veículos.

Já no ano de 2012, as vendas entre janeiro e maio de 2012 tiveram uma média mensal de um pouco mais de 194 mil unidades. Já ao se considerar o período entre junho e

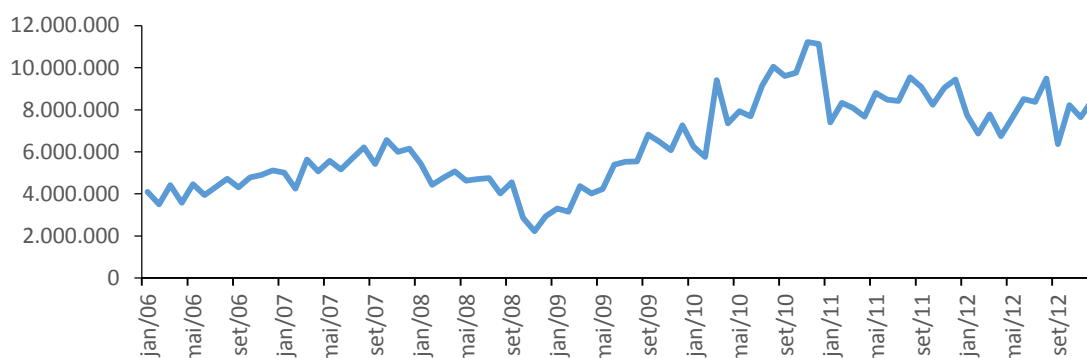
⁴ Proxy: é uma variável que substitui aproximadamente outra variável que pode não estar disponível por falta de dados.

⁵ Período da primeira redução do IPI, que será explicado em detalhes na próxima subseção.

dezembro de 2012⁶, 268 mil veículos foram vendidos em média por mês, o que representa um aumento médio mensal de 38%.

Em relação ao crédito, Freitas (2009) ressalta que, com a crise de 2008, houve o congelamento dos mercados intercambiários e financeiros e a abrupta desvalorização do real frente ao dólar, a qual provocou uma fuga de capitais e provocou uma deterioração das expectativas dos bancos. Consequentemente, houve uma contração do crédito, como é notório, segundo o gráfico 2 abaixo, que mostra a redução do volume de concessões destinadas à aquisição de bens veículos no segundo semestre do ano de 2008.

Gráfico 2 - Concessões consolidadas das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros (aquisição de bens veículos, pessoa física) entre janeiro de 2006 e dezembro de 2012 (Em R\$ mil)



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Departamento Econômico do BACEN.

Enquanto que em julho de 2008 havia aproximadamente R\$ 4,75 bilhões em concessões, em dezembro de 2008 só havia algo em torno de R\$ 2,94 bilhões em concessões, ou seja, uma redução de um pouco mais de 38 % em apenas seis meses. Já 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, ou seja, superando o mês de julho de 2008 em quase 13,3%. As concessões de crédito entre janeiro de 2009 e março de 2010 tiveram uma média mensal de R\$5,574 bilhões, sendo 56% maior que a média mensal do 2º semestre de 2008, a média mensal foi de apenas R\$3,561 bilhões.

O crédito também chegou ao ápice no final do ano de 2010, diminuindo um pouco o ritmo no ano de 2011. Já no ano de 2012 percebe-se que entre janeiro e maio de 2012 as concessões foram em média R\$7,355 bilhões, enquanto que no período entre junho e dezembro

⁶ Período da 2ª redução do IPI, como será mostrado na próxima subseção.

de 2012, as concessões de crédito foram em média de R\$8,152 bilhões, ou seja, houve um aumento de aproximadamente 10,8% do volume de concessões, entre esses dois períodos do ano de 2012.

2.3 Medidas adotadas pelo governo brasileiro no setor automobilístico no período subsequente à crise de 2008

O governo federal, liderado pelo presidente Lula, adotou em 12 de dezembro de 2008 a política de redução da alíquota do IPI (Imposto sobre produtos industrializados) sobre carros novos através da medida provisória(MP) nº 451/08. Essa redução, apesar de ter como limite o mês de março de 2009, segundo o decreto nº 6691/2008, foi prorrogada até junho de 2009 devido ao decreto nº 6809/09, depois prorrogada até o final setembro de 2009 por causa do decreto nº 6890/09 e finalmente prorrogada até o final de março de 2010 (apenas para o caso dos veículos *flex*) devido ao decreto nº 7017/09. A partir de abril de 2010 as alíquotas voltaram aos patamares do ano de 2008. O Imposto sobre operações financeiras (IOF) para o crédito para pessoas físicas também sofreu redução passando de 3% ao ano para 1,5% ao ano, o que acabou aumentando as concessões de crédito para a aquisição de veículos.

Alves e Wilbert(2014) relatam que o objetivo dessa redução foi fomentar o consumo interno em meio à crise financeira global de 2008. Além disso, tinha o objetivo de diminuir 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 nacionais de até mil cilindradas(1.0) tiveram o IPI reduzido de 7% para zero. Os veículos entre mil e duas mil cilindradas e movidos à gasolina viram o IPI se reduzir de 13% para 6,5%, já os veículos *flex* tiveram a alíquota reduzida de 11% para 5,5%. Os utilitários (comerciais leves) tiveram a alíquota reduzida de 4% para 1%. Os veículos importados e os de mais de duas mil cilindradas, não tiveram suas alíquotas alteradas.

Essas alíquotas sobre os veículos nacionais voltaram a ser majoradas de forma gradativa a partir de outubro de 2009, sendo que para os carros 1.0 a gasolina as alíquotas passaram para 1,5% em outubro, 3% para novembro, 5% em dezembro de 2009 e voltaram ao patamar anterior à redução em abril de 2010. Já para os carros entre mil e duas mil cilindradas as alíquotas passaram para 8% em outubro, 9,5% em novembro e 11% em dezembro e depois voltariam ao patamar do ano de 2008. Já para os carros flex 1.0 as alíquotas passaram para 1,5% em outubro, 3% em novembro, e, segundo o decreto nº 7017/09, até o final março de 2010 permaneceu com a alíquota de novembro de 2009. Para os carros flex entre mil e duas mil

cilindradas a alíquota passou para 6,5% em outubro, 7,5% em novembro de 2009, e apenas em abril de 2010 retornaria ao patamar de 2008.

Para carros importados, o governo federal publicou no Diário Oficial da União em 16 de setembro de 2011⁷, no 1º ano de Dilma Rousseff como presidente, aumento do IPI. Esse aumento começou em 16 de dezembro de 2011 e tinha a previsão de durar até 31 de dezembro de 2012. As alíquotas foram aumentadas em 30 pontos percentuais aos veículos que não cumpriam com as seguintes medidas:

- a) pelo menos 65% das autopeças fabricadas nacionalmente (em termos práticos, Brasil, Mercosul e México);
- b) investimentos em inovação, pesquisa e desenvolvimento(P&D) tecnológicos correspondentes a pelo menos 0,5% da receita total bruta de venda de bens e serviços;
- c) a realização, no Brasil, pela empresa beneficiária ou pela fornecedora da mesma de pelo menos 6 das 11 etapas de produção listadas abaixo;
 - montagem, revisão final e ensaios compatíveis;
 - estampagem;
 - soldagem;
 - tratamento anticorrosivo e pintura;
 - injeção de plástico;
 - fabricação de motores;
 - fabricação de transmissões;
 - montagem de sistemas de direção, de suspensão, elétrico e de freio, de eixos, de motor, de caixa de câmbio e de transmissão;
 - montagem de chassis e de carrocerias;
 - montagem final de cabines ou de carrocerias, com instalação de itens, inclusive acústicos e térmicos, de forração e de acabamento; e
 - produção de carrocerias preponderantemente através de peças avulsas estampadas ou formatadas regionalmente. (BRASIL, Decreto nº 7567/2011,).

Segundo Carvalho e Silva (2012), o governo anunciou tal medida para proteger a indústria nacional ante a maciça entrada de veículos importados, principalmente os oriundos da China e da Coreia do Sul, e proteger os empregos gerados pelas grandes montadoras instaladas no Brasil (Volkswagen, General Motors, Fiat e Ford). Apesar dos mesmos autores acreditarem ser pouco provável a instalação de novas montadoras devido à necessidade de um volume mínimo de vendas no Brasil e por conta de questões de escala e de custo, duas das principais montadoras chinesas decidiram construir fábricas no Brasil. A Chery Automobile Co. instalou

⁷ Ver artigo nº 7567/11

sua primeira fábrica no interior do Estado de São Paulo e a JAC Motors irá concluir no final de 2015 sua fábrica no Pólo Industrial de Camaçari, Bahia (FERREIRA e JANKAVSKI, 2014).

As alíquotas sobre os veículos importados 1.0 passaram de 7% para 37%, sobre os veículos até 2.0 as alíquotas passaram de 11% para 41%(veículos flex) e de 13% para 43%(veículos movidos à gasolina). Já sobre os veículos acima de duas mil cilindradas (2.0), a alíquota passou de 25% para 55%(veículos movidos à gasolina) e de 18% para 48%(veículos flex). Para os utilitários (comerciais leves), as alíquotas subiram de 4% para 34%.

Em 22 de maio de 2012, conforme o decreto nº 7726/12, o governo da presidente Dilma Rousseff reduziu tanto as alíquotas do IPI sobre veículos nacionais como sobre veículos importados e reduziu o IOF (imposto sobre operações financeiras) para crédito às pessoas físicas, incluindo o financiamento de automóveis, de 2,5% para 1,5% ao ano, ampliando as concessões de crédito destinadas à aquisição de veículos, contribuindo assim para o aumento da vendas de veículos, conforme demonstrado no subitem anterior. O objetivo seria, segundo o então ministro da Fazenda, Guido Mantega, estimular a atividade econômica frente ao agravamento da crise financeira internacional (MARTELLO, 2012). É importante destacar que de forma semelhante à 1ª redução do IPI, a 2ª redução do IPI também foi prorrogada algumas vezes⁸.

Entre maio e dezembro de 2012 as alíquotas sobre os veículos importados procedentes de regiões fora do MERCOSUL⁹ e México foram reduzidas de 37% para 30%(veículos 1.0), de 41% para 35,5%(veículos bicomcombustíveis de até duas mil cilindradas), de 43% para 36,5%(veículos movidos à gasolina de até duas mil cilindradas) e de 34% para 31% sobre os veículos utilitários (comerciais leves). Já as alíquotas sobre carros fabricados pelas montadoras presentes no país foram reduzidas de 7% para 0%(veículos 1.0 movidos à gasolina e flex), de 11% para 5,5%(veículos bicomcombustíveis de até duas mil cilindradas), de 13% para 6,5%(veículos movidos à gasolina de até duas mil cilindradas), e de 4% para 1% para os utilitários.

Em outubro de 2012, o governo federal anunciou um novo regime automotivo – Inovar Auto, que entrou em vigor só no ano de 2013. Esse regime, segundo Leifert e Lucinda (2012) estabeleceu critérios para que as montadoras pudessem ter acesso a incentivos fiscais,

⁸ No caso da 2ª redução do IPI, foram pesquisados os seguintes decretos nº 7567/11, nº 7726/12, 7796/12, 7819/12, 7879/12 e 7971/13.

⁹ Sigla de Mercado Comum do Sul, o qual é um bloco econômico criado pelo tratado de Assunção(1991) e Brasil, Argentina, Uruguai, Paraguai e Venezuela são os países membros.

como a redução do IPI. Para isso, há duas exigências principais para as montadoras. A primeira delas é que as montadoras deverão cumprir um número de etapas de fabricação dos veículos no Brasil (mínimo de 6 em 2013, 7 em 2014, e 8 em 2015-2016). Já a segunda é o aumento da eficiência energética (aumentar em 12,8% até 2016). Há três exigências opcionais das quais a empresa escolhe duas para cumprir: realizar gastos em P&D de no mínimo 0,13% da receita bruta total de vendas em 2013, mínimo de 0,30% em 2014 e 0,50% entre 2015 e 2017; realizar investimentos em engenharia, tecnologia industrial básica e capacitação de fornecedores de no mínimo 0,5% sobre a receita total bruta de vendas em 2013, de 0,75% em 2014 e de 1% nos anos de 2015, 2016 e 2017; e aderir ao Programa de Etiquetagem Veicular definido pelo Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) e estabelecido pelo Instituto Nacional de Metrologia, Qualidade e tecnologia (INMETRO).

Já em 2013¹⁰, as alíquotas do IPI sobre os veículos nacionais eram, de acordo com Alves e Wilbert (2014), 2% sobre os carros 1.0 cilindradas, 7% sobre os carros entre mil(1.0) e duas mil(2.0) cilindradas movidos a álcool ou bicom bustíveis, 8% sobre os carros entre mil e duas mil cilindradas movidos à gasolina. Para os veículos utilitários (comerciais leves) a alíquota passa para 2%. Já para os automóveis importados, as alíquotas eram 30 pontos percentuais maiores em relação aos veículos nacionais.

Os quadros 1 abaixo retrata, resumidamente, as medidas tomadas pelo governo federal em relação ao IPI sobre carros nacionais.

Quadro 1 – Alíquotas do IPI sobre carros nacionais

Mês/ano	Cilindradas	Antes da redução	Depois da redução
12 de Dezembro 2008 a Setembro de 2009	Até mil(1.0)	7%	0%
	De mil (1.0) a duas mil (2.0) álcool e bicom bustível	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 bicom bustível	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 bicom bustível	11%	7%
	De mil (1.) a duas mil (2.0) gasolina	13%	8%
	Veículos utilitários	4%	2%

Fonte: Alves e Wilbert(2014). Observação: foram incluídas as datas iniciais da primeira e segunda redução do IPI.

¹⁰ O decreto número 7879/12 prorrogou a redução do IPI até o final de março de 2013, já o decreto número 7971/13 prorrogou o IPI sobre carros produzidos no país até o final de 2013.

O quadro 2 abaixo retrata, resumidamente, as medidas tomadas pelo governo federal em relação ao IPI sobre carros importados.

Quadro 2 – Alíquotas do IPI sobre carros importados

Mês/ ano	Cilindradas	Antes da redução/ aumento	Com a redução/ aumento
12 de Dezembro de 2008 a Setembro de 2009	Até mil(1.0)	7%	
	De mil (1.0) a duas mil (2.0) álcool e bicombustível	11%	
	De mil (1.0) a duas mil (2.0) gasolina	13%	
	Veículos utilitários	4%	
16 de Dezembro de 2011 a 21 de Maio de 2012	Até mil(1.0)	7%	37%
	De mil (1.0) a duas mil (2.0) álcool e bicombustível	11%	41%
	De mil (1.0) a duas mil (2.0) gasolina	13%	43%
	Veículos utilitários	4%	34%
22 de Maio de 2012 a Dezembro de 2012	Até mil(1.0)	37%	30%
	De mil (1.0) a duas mil (2.0) álcool e bicombustível	41%	35,5%
	De mil (1.0) a duas mil (2.0) gasolina	43%	36,5%
	Veículos utilitários	34%	31%
2013	Até mil(1.0)	37%	32%
	De mil(1.0) a duas mil(2.0) álcool e bicombustível	41%	37%
	De mil(1.0) a duas mil(2.0) gasolina	43%	38%
	Veículos utilitários	34%	32%

Fonte: Alves e Wilbert(2014). Observação: Foi adicionado, por elaboração própria, o período entre 16 de dezembro de 2011 a 21 de maio de 2012, mais as informações acerca dos veículos utilitários (comerciais leves).

2.4 Revisão dos trabalhos empíricos acerca da redução do IPI

Os trabalhos empíricos quanto aos impactos da redução do IPI sobre a venda de veículos (automóveis e comerciais leves) no Brasil apresentam divergências quanto à estimação das variáveis, seja pelo método Mínimos Quadrados Ordinários(MQO) seja pela estimação do modelo Vetor de Correção de Erros(VECM)¹¹e também quanto a significância desse incentivo anticíclico para o crescimento das vendas nos últimos anos. Serão discutidos três trabalhos: DIMAC(2009), Alvarenga *et al.*(2010a,2010b) e Alves e Wilbert(2014).

¹¹VECM: em inglês-Vector Error Correction Model Na próxima seção serão feitas considerações acerca desse modelo.

2.4.1 DIMAC(2009)

A DIMAC¹² do IPEA¹³ (2009) estimou um modelo de regressão linear simples pelo MQO, onde a quantidade de carros vendida é função de seus preços, renda e do crédito concedido.

As seguintes séries foram analisadas:

a) vendas: vendas no atacado no mercado interno de automóveis e comerciais leves.

Fonte dos dados: ANFAVEA;

b) preços: razão entre o Índice de preços por Atacado(IPA)- origem produtos industriais – veículos automotores, reboques, carrocerias e autopeças e deflacionado pelo Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI). Fonte dos dados: FGV (Fundação Getúlio Vargas);

c) renda: PIB (Produto Interno Bruto) mensal e deflacionado pelo IGP-DI. Fonte dos dados: Departamento Econômico (DEPEC) do Banco Central do Brasil(BCB);

d) crédito: concessões de crédito para a aquisição de veículos e deflacionadas pelo IGP-DI. Fonte dos dados: Departamento Econômico (DEPEC) do BCB (Banco Central do Brasil).

Os dados analisados pela DIMAC(2009) são mensais, englobam o período de junho de 2003 a junho de 2009. Os dados foram dessazonalizados pelo método *Census X-12* e tomou-se o logaritmo neperiano (natural) das séries.

Foi utilizado para o cálculo da contribuição do IPI reduzido sobre as vendas, a diferença entre a quantidade de veículos vendidos com os preços vigentes e a quantidade prevista com preços hipotéticos que vigorariam caso não ocorresse a redução do IPI. Para este cenário a hipótese foi de que a variação de preços seria aquela observada na série dessazonalizada em novembro de 2008, ou seja, um mês antes do governo anunciar a redução das alíquotas do IPI e já ocorrendo os efeitos da crise do *subprime*.

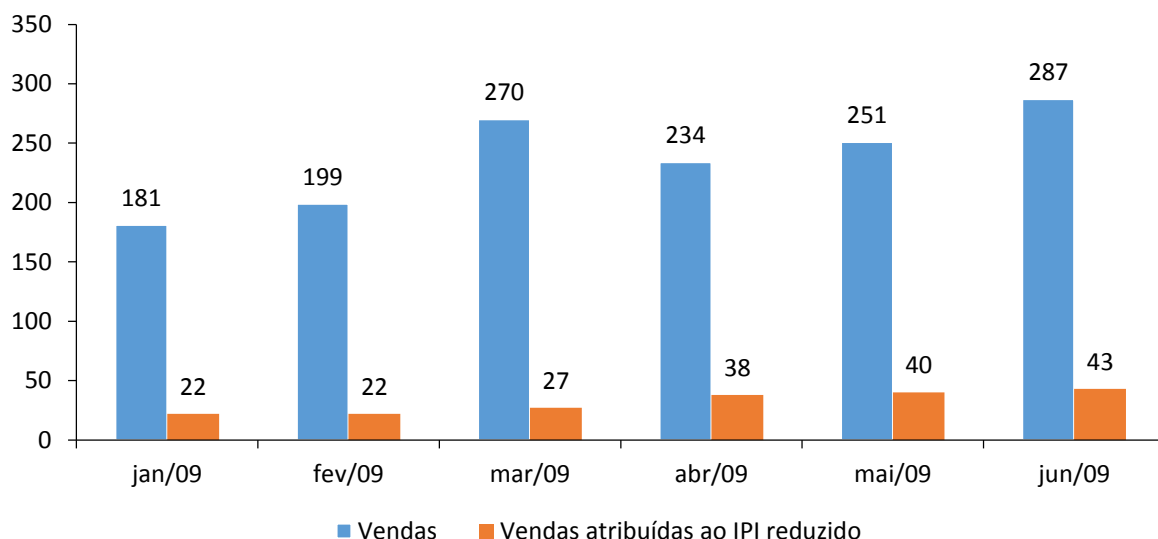
Esse estudo concluiu que entre janeiro e junho de 2009, dos 1,422 milhões de veículos vendidos, 191 mil foram vendidos por causa da redução do IPI, ou seja, 13,4% das

¹²DIMAC: Diretoria de Estudos Macroeconômicos.

¹³IPEA: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

vendas ocorreram devido ao IPI reduzido. O gráfico 3, o qual se encontra abaixo, retrata esta situação.

Gráfico 3 – Vendas mensais de veículos atribuídas ao IPI reduzido (Em mil unidades)



Fonte: DIMAC/IPEA(2009).

2.4.2 Alvarenga *et al.* (2010a, 2010b)

Alvarenga *et al.* (2010a, 2010b) analisou os impactos da política anticíclica de redução do IPI sobre a venda de veículos que foi anunciada pelo governo em dezembro de 2008 e utilizou um modelo econométrico de séries temporais para analisar a cointegração¹⁴ das seguintes séries:

- a) vendas: vendas no atacado no mercado interno de automóveis e comerciais leves, em unidades. Fonte dos dados: ANFAVEA.
- b) preços: índice de preços por atacado(IPA) para produtos industriais. Fonte dos dados: FGV (Fundação Getúlio Vargas).
- c) renda: PIB em valores correntes; Fonte dos dados: Departamento Econômico do BCB (Banco Central do Brasil).
- d) crédito: concessões consolidadas das operações de crédito com recursos livres referenciais para a aquisição de veículos. Fonte dos dados: Departamento Econômico do BCB (Banco Central do Brasil).

¹⁴ O conceito de séries cointegradas será explicado na próxima seção.

As séries de preços, renda e crédito são mensais, envolvem o período de junho de 2002 a novembro de 2009 e foram deflacionadas pelo IPC¹⁵. As séries foram utilizadas em termos de logaritmo natural e foi constatado que eram integradas¹⁶ 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.

Referidos autores consideraram três cenários hipotéticos¹⁷ para simular as vendas de veículos entre janeiro e novembro de 2009:

- 1) se não tivesse havido redução do IPI;
- 2) se tivesse havido redução do IPI e aumento de 5% nas concessões de crédito;
- 3) se não tivesse havido redução do IPI e houvesse um incremento de 5% no crédito.

No primeiro cenário, Alvarenga *et al.* (2010a,2010b) citou que cálculos da ANFAVEA mostraram que 1 ponto percentual do IPI causa uma variação de 0,8% a 0,9% nos preços. Os autores arbitraram uma redução média de 6,5 pontos percentuais 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 100 sem redução do IPI implica que com a redução o preço seria de 94,475. Já um preço de 100 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%¹⁸ nos preços a partir de janeiro de 2009.

Foi encontrado que sem a redução do IPI, teriam sido vendidos 607 mil veículos a menos, concluindo que a redução do IPI foi responsável por 20,7% das vendas de automóveis e comerciais leves entre janeiro e novembro de 2009¹⁹. O gráfico para este cenário (gráfico 4) está folha seguinte.

¹⁵IPC: índice de preços ao consumidor.

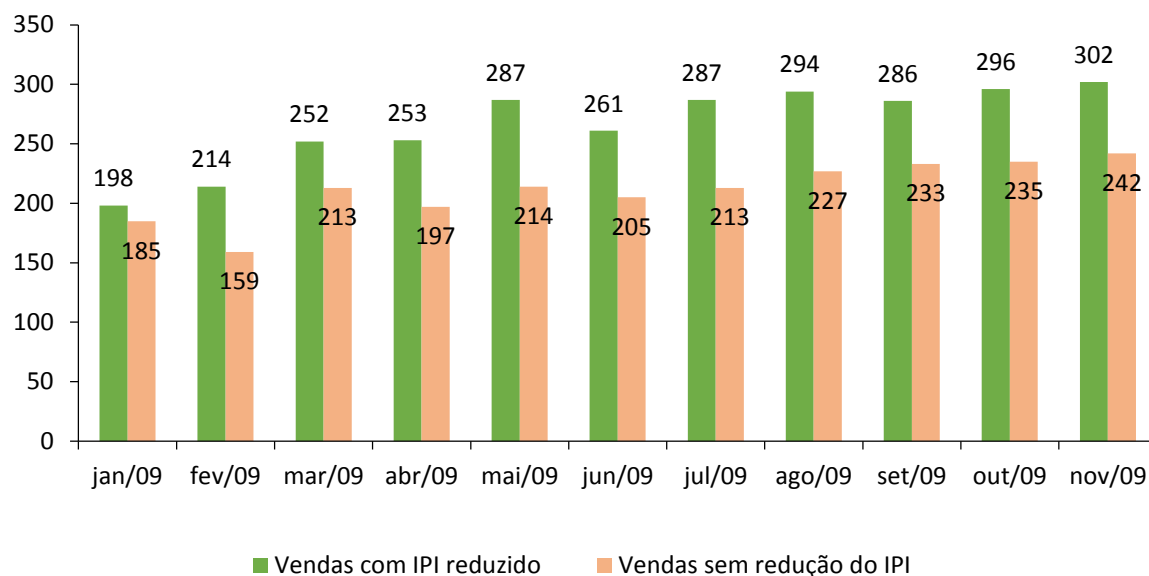
¹⁶ O conceito de integração será explicado na seção seguinte.

¹⁷ Esses mesmos cenários serão utilizados neste trabalho. Ver seção 5.2.

¹⁸ No item 5.2.1 as vendas serão simuladas com esse aumento dos preços.

¹⁹ Ao se considerar apenas o período entre janeiro e junho de 2009, os dados obtidos por Alvarenga *et al.*(2010a,2010b) indicam que 20% das vendas ocorreram por causa do IPI reduzido.

Gráfico 4 – Vendas com IPI reduzido e Vendas sem redução do IPI para o período entre janeiro e novembro de 2009 (Em mil unidades)



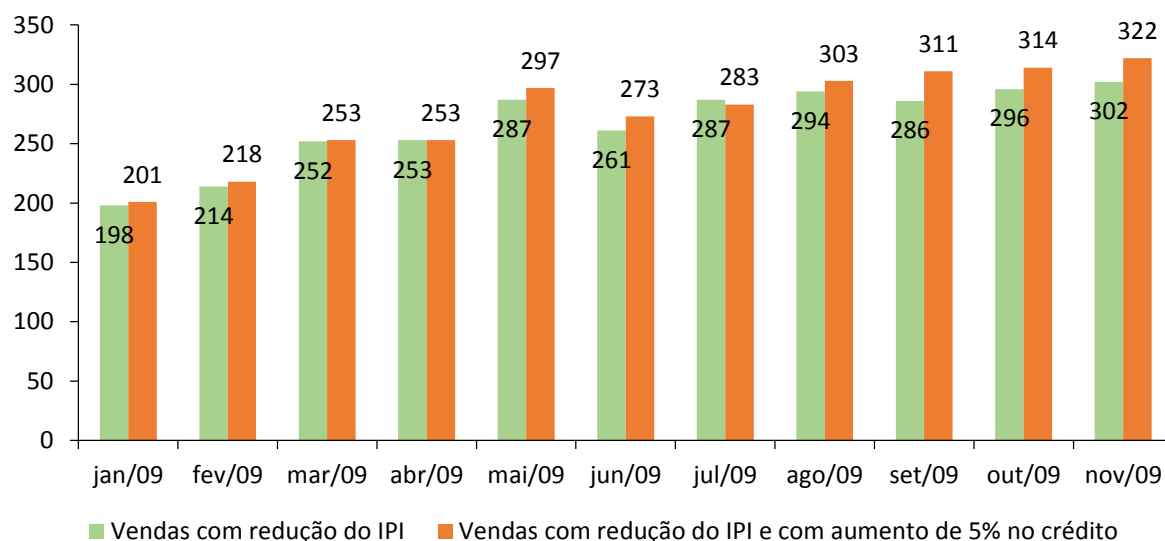
Fonte: Elaboração própria a partir de Alvarenga *et al.*(2010a).

No segundo cenário, constatou-se que com a redução do IPI e com aumento do crédito 98 mil veículos teriam sido vendidos a mais, significando que o impacto do crédito com redução do IPI é o de aproximadamente 3,2%. Logo, para Alvarenga *et al.*(2010a,2010b) apenas a redução do IPI seria suficiente para explicar a aquisição de automóveis e comerciais leves por uma parcela de consumidores, cujas decisões de consumo estariam menos baseadas na renda e no crédito e mais no aproveitamento de oportunidades(adquirir automóveis e comerciais leves com redução de tributos). O gráfico para o segundo cenário (gráfico 5) está na folha seguinte.

No terceiro cenário, constatou-se que sem a redução do IPI, mas com aumento do crédito para aquisição de veículos, as vendas teriam um aumento de 211 mil unidades correspondendo a 8,3% das vendas que teriam ocorrido, isto é, o impacto do crédito sem redução do IPI é aproximadamente 8,3%. O gráfico (gráfico 6) para este cenário se encontra na folha seguinte.

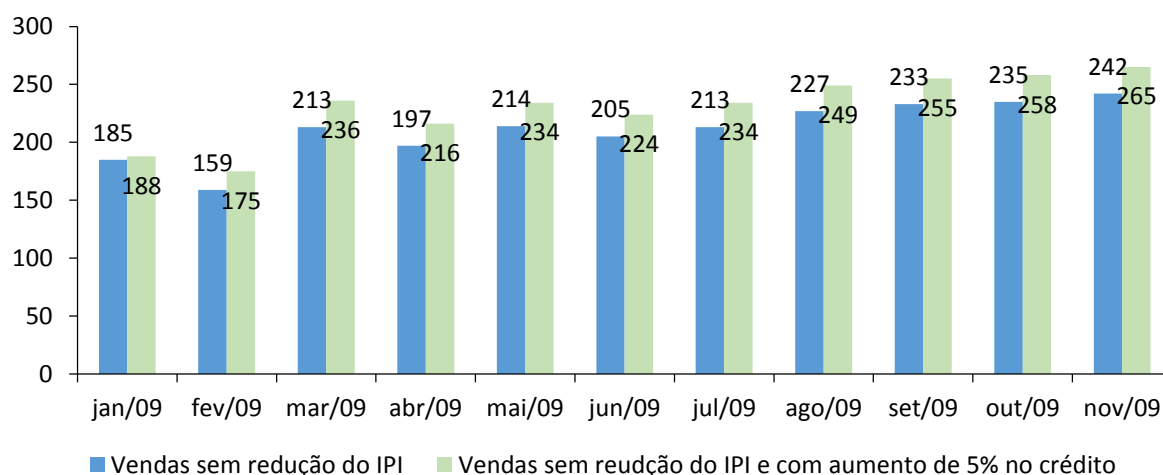
Assim, para Alvarenga *et al.* (2010a, 2010b) a redução do IPI foi eficaz para a recuperação das vendas em 2009 e que o efeito do crédito é não desprezível, especialmente se outras medidas anticíclicas não tivessem sido tomadas.

Gráfico 5 – Vendas com redução do IPI e Vendas com redução do IPI, e com aumento de 5% no crédito para o período entre janeiro e novembro de 2009 (Em mil unidades)



Fonte: Elaboração própria a partir de Alvarenga *et al.*(2010a).

Gráfico 6 – Vendas sem redução do IPI e vendas sem redução do IPI e com aumento de 5% no crédito para o período entre janeiro e novembro de 2009 (Em mil unidades)



Fonte: Elaboração própria a partir de Alvarenga *et al.*(2010a).

2.4.3 Alves e Wilbert(2014)

Alves e Wilbert(2014) estimaram um modelo de regressão linear simples pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários englobando as seguintes variáveis:

- a) venda: vendas de veículos no varejo. Fonte dos dados: FENABRAVE²⁰;

²⁰FENABRAVE: Federação Nacional de Distribuição de Veículos Automotores.

- b) renda: renda média das pessoas ocupadas. Fonte dos dados: IBGE;
- c) crédito: saldo das operações de crédito do Sistema Financeiro Nacional(SFN) para pessoas físicas. Fonte dos dados: BCB;
- d) tendência temporal;
- e) variável *dummy*²¹ chamada IPI.
- f) termo de interação entre a *dummy* e a tendência temporal (IPI vezes tendência temporal).

A variável renda média serviria para controlar o efeito da renda sobre o consumo de automóveis e a variável crédito para pessoa física seria útil para controlar o efeito do crédito no modelo.

Os autores dividiram a regressão em dois períodos: o primeiro usa dados de janeiro de 2006 até março de 2010 (incluindo o período da primeira redução do IPI) e o segundo usa dados de abril de 2010 até agosto de 2013 (incluindo o período da segunda redução do IPI).

Para o primeiro período, os autores descobrem que a renda média do trabalhador, o crédito disponível para as pessoas físicas e a tendência foram estatisticamente significantes²² no primeiro período, porém os valores dos coeficientes das variáveis renda e crédito são negativos, contrariando ao indicado pela teoria econômica. A redução do IPI não apresentou uma relação estatisticamente significativa com a venda de automóveis. Na folha seguinte encontra-se a regressão estimada para o primeiro período (quadro 3) por Alves e Wilbert(2014).

Já para o segundo período, Alves e Wilbert(2014) encontraram relação significativa entre crédito e vendas, que desta vez aparece com sinal positivo, e entre tendência temporal e vendas, porém não encontram relação significativa para redução do IPI, renda e termo de interação da *dummy* IPI e tendência temporal. Alves e Wilbert(2014) concluem que o efeito do IPI seria apenas evitar que as vendas de veículos caíssem.

Na folha seguinte encontra-se a regressão estimada para o segundo período (quadro 4) por Alves e Wilbert(2014).

²¹*Dummy* é uma variável binária assumindo somente valores 0 ou 1.No caso do artigo de Alves e Wilbert(2014), foi adotado o valor 0 para os meses sem redução do IPI e valor 1 para os meses com redução.

²²Neste contexto, estatisticamente insignificante é quando não se rejeita a hipótese nula de que o valor original do coeficiente ligado à variável é zero.

Logo, o trabalho de Alves e Wilbert (2014) mostra 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(2009).

Quadro 3 – Resultados para a regressão linear entre janeiro de 2006 e março de 2010

Variável dependente: Venda de automóveis	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística-t	P-valor
Variáveis independentes				
Constante	1337463	399953,6	3,344046 ^a	0,0017
Redução do IPI	33637,14	63333,86	0,531108 ^d	0,5980
Tendência	14007,14	3510,461	3,990115 ^b	0,0002
Redução do IPI*Tendência	-1790,976	1566,698	-1,143153 ^c	0,2590
Renda	-381,8470	153,3504	-2,490030 ^b	0,0165
Crédito	-1,337468	0,388921	-3,438923 ^a	0,0013
Número de observações:51, R^2 ajustado=0,6373 e Estatística F=18,58(prob. = 0) Observações: a:Variáveis com relação estatística forte; b:Variável com relação estatística razoável; c:Variáveis com baixa relação estatística significativa; d:Variáveis com muito baixa relação estatística significativa.				

Fonte: Alves e Wilbert(2014).

Quadro 4 – Resultados para a regressão linear entre abril de 2010 e agosto de 2013

Variável dependente: Venda de automóveis	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística-t	P-valor
Variáveis independentes				
Constante	-1078844	554856,9	-1,944364 ^c	0,0599
Redução do IPI	-17616,62	68921,72	-0,255603 ^d	0,7988
Tendência	-17604,45	8601,653	-2,046635 ^b	0,0483
Redução do IPI*Tendência	2268,056	2427,052	0,934490 ^d	0,3565
Renda	56,90947	165,6507	0,343551 ^d	0,7332
Crédito	1,619833	0,763588	2,121343 ^b	0,0410
Número de observações:41, R^2 ajustado=0,282048 e Estatística F=2,749949 (prob. = 0,033805) Observações: a:Variáveis com relação estatística forte; b:Variável com relação estatística razoável; c:Variáveis com baixa relação estatística significativa; d:Variáveis com muito baixa relação estatística significativa.				

Fonte: Alves e Wilbert(2014).

Nas duas folhas seguintes há um quadro que resume os autores, objetivos, metodologia e resultados de trabalhos empíricos anteriores acerca da redução do IPI.

Quadro 5 – Trabalhos empíricos acerca da redução do IPI

Autor	Período analisado	Objetivo	Metodologia	Principais conclusões
DIMAC (2009)	junho/2003 a junho/2009 (dados mensais). Simulação: janeiro 2009/ a junho/2009 (dados mensais)	Estimar a parcela do aumento das vendas atribuída ao IPI mais baixo.	Estimaram por MQO uma função das vendas em relação aos preços, renda e crédito, que foram dessazonalizadas e colocadas em termos de logaritmo natural. Depois, simulou as vendas em um cenário sem a redução do IPI, no qual os preços foram aumentados de acordo com a variação mensal de preços ocorrida em novembro de 2008.	Os resultados mostram que a redução do IPI foi responsável por cerca de 13,4% das vendas de veículos.
Alvarenga <i>et al.</i> (2010a, 2010b)	junho/2002 a novembro/ 2009 (dados mensais). Simulação: janeiro/2009 a novembro/ 2009(dados mensais).	Analisar os impactos da redução do IPI sobre as vendas de vendas. Além disso, verificar o papel do crédito na retomada das vendas de veículos.	Estimou por VEC um modelo contendo vendas, preços, renda e crédito, que foram dessazonalizadas e colocadas em termos de logaritmo natural. Depois, as vendas foram simuladas para três cenários: 1) se não tivesse havido redução do IPI (aumento de 5,85% nos preços);2) se tivesse havido redução do IPI e aumento de 5% nas concessões de crédito;3) se não tivesse havido redução do IPI (aumento de 5,85% nos preços); e houvesse um incremento de 5% no crédito.	Foi encontrado que 20,7% das vendas ocorreram por causa da redução do IPI. O impacto do crédito com redução do IPI foi de 3,2%. Já o impacto do crédito sem redução do IPI foi de 8,3%. Logo, a redução do IPI impactou fortemente na retomada das vendas e o crédito teve impacto não desprezível.

Quadro 5 – Trabalhos empíricos acerca da redução do IPI (conclusão)

Autor	Período analisado	Objetivo	Metodologia	Principais conclusões
Alves e Wilbert (2014)	janeiro/2006 a agosto/2013 (dados mensais) Não houve simulação das vendas.	Verificar se a redução do IPI causou alterações nas vendas de automóveis.	Estimou por MQO uma função das vendas em relação à renda, crédito, tendência temporal; uma variável <i>dummy</i> chamada IPI, a qual assume valor 0 para os meses sem redução do IPI e valor 1 para os meses com redução; e um termo de interação entre a <i>dummy</i> e a tendência temporal. Duas regressões foram estimadas: a primeira entre janeiro de 2006 e março de 2010, e a segunda entre abril de 2010 e agosto de 2013.	Para as duas regressões não houve relação de significância entre a redução do IPI e a venda de automóveis. Apenas a variável renda, crédito e tendência foram estatisticamente significativas na primeira regressão. Na segunda regressão, apenas crédito e tendência são estatisticamente significativos. Os autores ressaltam que o efeito do IPI seria apenas evitar que as vendas de veículos caíssem.

Fonte: Elaboração própria a partir de DIMAC(2009), Alvarenga *et al.* (2010a, 2010b) e Alves e Wilbert(2014).

3 METODOLOGIA

O presente trabalho faz estudo quantitativo acerca da redução do IPI sobre automóveis e comerciais leves produzidos no Brasil. Esta seção está dividida em duas subseções. Na primeira subseção será mostrado o modelo a ser empregado pelo presente trabalho, definindo as variáveis a serem utilizadas e suas respectivas fontes. Já na segunda subseção serão mostrados os procedimentos metodológicos adotados neste trabalho para a definição do modelo adequado para as variáveis de interesse e para ser usado na simulação que será feita na seção 5.

Optou-se por seguir de perto os passos adotados por Alvarenga *et al.* (2010a,2010b). Entretanto há algumas diferenças quanto aos dados e à metodologia. A primeira é que os dados utilizados englobam um período maior (entre junho de 2002 e dezembro de 2012) do que o artigo 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 enquanto Alvarenga *et al.* (2010a,2010b) utilizou o teste ADF²³ adaptado para realizar o teste de raiz unitária proposto por Franses e Haldrup(1994),neste trabalho optou-se por utilizar o teste KPSS²⁴ para a verificação da presença ou ausência de raiz unitária²⁵. A quarta diferença é que a análise das séries será feita em outra seção diferentemente do trabalho anterior, o qual engloba os procedimentos metodológicos e análise das séries em uma única seção.

3.1 Dados e modelo utilizado

O presente trabalho irá adotar um modelo de séries temporais em que a quantidade de veículos é uma função do preço, da renda e das concessões de crédito, ou seja,

$$v=f(p, r, c),$$

onde:

- a) v = Vendas: Quantidade de automóveis e comerciais leves nacionais licenciados²⁶ novos (em unidades). Essa variável funciona como *proxy* para as

²³ Ver item 3.2.3 onde há a descrição do teste ADF

²⁴ Ver item 3.2.3 onde há descrição do teste KPSS.

²⁵ Ver item 3.2.3 para mais detalhes.

²⁶ Optou-se por utilizar as quantidades de automóveis e comerciais leves licenciados novos, pois os dados referentes às vendas no atacado no mercado interno de automóveis e comerciais leves foram divulgados pela ANFAVEA até o mês de dezembro de 2010, sendo que a partir de janeiro de 2011, a ANFAVEA passou a divulgar os dados de veículos licenciados como proxy das vendas no atacado no mercado interno.

vendas no atacado no mercado interno. Fonte: Associação Nacional de Fabricantes de Veículos Automotores (ANFAVEA,2012);

b) p = Preço: Índice de Preços por Atacado (IPA) origem – produtos industriais (veículos automotores, reboques, carrocerias e autopeças) – mensal). Fonte: Fundação Getúlio Vargas (FGV);

c) r = Renda²⁷: Rendimento médio nominal²⁸ 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. Fonte: IBGE.

d) c = Crédito: concessões consolidadas das operações de crédito com recursos livres referenciais para aquisição de bens veículos (R\$ milhões mensal). Fonte: Departamento Econômico do BCB (Banco Central do Brasil);

e) IPC - geral: índice de preços ao consumidor, o qual será utilizado para deflacionar as séries de preço, renda e crédito. Fonte: Fundação Getúlio Vargas (FGV).

Os dados são mensais e o período se estende de junho de 2002 até dezembro de 2012²⁹. A opção para deflacionar as séries de preço, renda e crédito pelo IPC tem como justificativa a evolução nos preços que é entendida pelo consumidor.

Os dados do IPA assim como o IPC tinham como o mês base agosto de 1994, que é um mês fora da amostra. Assim, serão calculados os novos valores de IPA e IPC considerando janeiro de 2006 como o mês base, pois neste ano as condições econômicas e empresariais eram normais.

Assim, podem-se fazer as seguintes constatações:

$$a) \text{ IPA ano base jan. 2006, mês } i^{30} \text{ ano } j^{31} = \frac{\text{IPA mês } i \text{ ano } j}{\text{IPA ano base jan.2006}} \times 100$$

$$b) \text{ IPC ano base jan. 2006, mês } i \text{ ano } j = \frac{\text{IPC mês } i \text{ ano } j}{\text{IPC ano base jan.2006}} \times 100$$

²⁷Poderia ser utilizado o PIB sendo uma Proxy da renda, mas os melhores resultados vieram com o rendimento médio nominal.

²⁸ É uma média dos rendimentos recebidos pelas pessoas ocupadas nas regiões metropolitanas de São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Salvador, Recife e Porto Alegre.

²⁹ O período poderia ser expandido até o final de 2013, porém por falta de dados disponíveis para as concessões consolidadas das operações de crédito com recursos livres referenciais para aquisição de bens veículos no ano de 2013, optou-se por utilizar dados das variáveis até dezembro de 2012.

³⁰i: indica o mês, sendo janeiro igual a 1 até dezembro igual a 12.

³¹j:Indica o ano, sendo 2002 igual a 1 até 2012 igual a 11.

Para definir as séries deflacionadas de PREÇO (IPA), RENDA (Rendimento médio nominal) e CREDITO (concessões para a aquisição de veículos) será realizado o seguinte procedimento:

$$a) \text{ IPA mês } i \text{ ano } j \text{ deflacionado} = \frac{\text{IPA ano base jan.2006, mês } i \text{ ano } j}{\text{IPC ano base jan.2006, mês } i \text{ ano } j} \times 100$$

$$b) \text{ RENDA mês } i \text{ ano } j \text{ deflacionada} = \frac{\text{RENDA mês } i \text{ ano } j}{\text{IPC ano base jan.2006, mês } i \text{ ano } j} \times 100$$

$$c) \text{ CREDITO mês } i \text{ ano } j \text{ deflacionado} = \frac{\text{CREDITO mês } i \text{ ano } j}{\text{IPC ano base jan.2006, mês } i \text{ ano } j} \times 100$$

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

Haverá a utilização do software estatístico EViews na versão 5.0. As séries serão 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 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.

3.2 Procedimentos metodológicos

Quanto ao modelo a ser utilizado devem-se seguir alguns passos que serão detalhados abaixo.

3.2.1 Identificação da ordem

Em primeiro lugar, ocorrerá a identificação dos processos e isso pode ser feito através da análise do correlograma de cada uma das séries.

Na análise do correlograma, deve-se destacar que há tanto a Função de Autocorrelação (FAC) quanta à Função de Autocorrelação Parcial (FACP).

Segundo Bueno (2011) a FAC define a defasagem de um processo de Médias Móveis (MA (q))³² e a FACP define defasagem de um processo de Autocorrelação (AR (p))³³. Enquanto que no processo AR, a FAC decai com o aumento do número de defasagens, no processo MA, a FAC é truncada na ordem q. Já na FACP, o processo AR(p) é truncado na ordem p e o processo MA apresenta um decaimento exponencial. No processo ARMA (p, q)³⁴, a FAC apresentará decaimento para uma ordem j maior que q, enquanto que na FACP apresentará um decaimento se j for maior que p. O quadro 6 abaixo resume as condições previamente citadas.

Quadro 6 – Identificação do processo

Modelo	FAC	FACP
AR(p)	Decai	Truncada na defasagem p
MA(q)	Truncada na defasagem q	Decai
ARMA (p, q)	Decai se $j > q$	Decai se $j > p$

Fonte: Bueno (2011, p. 47)

É possível que, apenas através de FAC e FACP, seja possível achar a ordem de um processo MA, AR ou ARMA. No entanto, para a maior parte das séries, incluindo as de objeto de estudo deste trabalho, não se pode utilizar apenas o correlograma para a identificação.

Uma forma de identificar o número ideal de parâmetros é por meio do critério de informação. Segundo Bueno(2011), o critério de informação busca encontrar o número ideal de parâmetros do modelo, procurando minimizar uma função baseada nos resíduos, penalizada pelo número de repressores. Este trabalho priorizará a identificação do modelo pelo critério de informação de Schwarz denotada por *Bayesian Information Criterion* (BIC) ou *Schwarz Bayesian Criterion* (SBC) pelo fato dela ser consistente assintoticamente e tender a escolher um modelo mais parcimonioso, isto é, com menor número de parâmetros, do que o *Akaike Information Criterion* (AIC).

A estatística de Schwarz (BIC) é denotada da seguinte forma, segundo Bueno (2011):

³² Número de defasagens de um processo MA. A forma geral de um processo MA, incluindo constante e tendência determinística linear é MA(q): $y_t = \mu + bt + \sum_{j=0}^q \theta_j \varepsilon_{t-j}$, em que $\theta_0 = 1$.

³³ Número de defasagens de um processo AR. A forma geral de um processo AR incluindo constante e tendência determinística linear é AR(p): $y_t = c + bt + \sum_{j=1}^p \omega_j y_{t-j} + \varepsilon_t$.

³⁴ Processo Autorregressivo de Médias Móveis. A forma geral de um processo ARMA incluindo constante e tendência determinística linear é ARMA(p,q): $y_t = \mu + bt + \sum_{j=1}^p \omega_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^q \theta_j \varepsilon_{t-j}$, em que $\theta_0 = 1$.

$$BIC(p, q) = \ln \widehat{\sigma^2} + n \frac{\ln T}{T}$$

em que n é o número de parâmetros, T é o número de observações e $\widehat{\sigma^2}$ é a variância estimada dos resíduos.

3.2.2 Diagnóstico dos resíduos

Após a estimação do processo (AR, MA ou ARMA) por MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) ou MV (Máxima Verossimilhança), deve-se observar se os resíduos estimados serão ou não um processo Ruído Branco (RB). Segundo Bueno (2011), um processo ruído branco é aquele que é estacionário, temporalmente homogêneo e sem correlação serial.

Para efeitos práticos, pode-se utilizar a FAC, FACP e o teste de Ljung-Box para verificar se os resíduos são ou não autocorrelacionados. Pode-se também utilizar o teste do Multiplicador de Lagrange (LM), o qual também é chamado de teste de Breusch-Godfrey. A hipótese nula (H_0) para todos esses testes é que não há autocorrelação e a hipótese alternativa (H_a) é que há a autocorrelação. Já a regra de decisão pode-se dar pelo p-valor da seguinte forma:

- a) se $p\text{-valor} > \alpha^{35}$ não se rejeita H_0 e não haveria correlação serial nos resíduos;
- b) se $p\text{-valor}^{36} < \alpha$ rejeita H_0 e haveria correlação serial nos resíduos.

Em relação à presença ou não de heterocedasticidade pode-se utilizar o teste de heterocedasticidade condicional ARCH³⁷-LM, onde a hipótese nula é de que há homocedasticidade e a hipótese alternativa é a de que existe heterocedasticidade. Já a regra de decisão pode-se dar pelo p-valor da seguinte forma:

- a) $p\text{-valor} > \alpha$ não se rejeita H_0 e haveria a homocedasticidade nos resíduos;
- b) $p\text{-valor} < \alpha$ rejeita H_0 e haveria a heterocedasticidade nos resíduos.

Pode-se, ainda, utilizar o teste de Jarque-Bera para identificar a presença de normalidade. Segundo Bueno (2011), a hipótese nula é que o terceiro e quarto momentos da distribuição empírica são coincidentes ao de uma distribuição normal, ou seja, os coeficientes de assimetria e curtose seriam respectivamente 0 e 3. Já a hipótese alternativa é que não há

³⁵ α : é nível de significância ou a probabilidade de se cometer um erro do tipo I, ou seja, quando decidimos rejeitar H_0 quando H_0 é verdadeira.

³⁶ P-valor é a probabilidade exata de se cometer o erro do tipo I.

³⁷ ARCH significa heterocedasticidade condicional autorregressiva.

normalidade, ou seja, os coeficientes de assimetria e curtose seriam diferentes, respectivamente, de 0 e 3. A regra de decisão também pode ser dada pelo p-valor da seguinte forma:

- a) se $p\text{-valor} > \alpha$ ³⁸ não se rejeita H_0 e o terceiro e quarto momentos da distribuição são coincidentes ao de uma distribuição normal;
- b) se $p\text{-valor} < \alpha$ rejeita H_0 e haveria a não normalidade da distribuição.

Cabe ressaltar que mesmo que os resíduos não sejam normalmente distribuídos, isso não impede dos mesmos serem ruído branco.

Neste trabalho o modelo escolhido para cada série será o que apresentar os resíduos não autocorrelacionados e não heterocedásticos e que proporcionar o menor valor para a estatística BIC.

3.2.3 Estacionariedade e detecção de raiz unitária

Segundo Bueno (2011) e Enders (2004), uma série temporal é chamada de fracamente estacionária ³⁹ ou estacionária se:

- a) $E|y_t|^2 < \infty, \forall t \in Z$, ou seja, o segundo momento não centrado deve ser finito;
- b) $E(y_t) = \mu, \forall t \in Z$, ou seja, a média deve ser constante ao longo do tempo;
- c) $E(y_t - \mu)(y_{t-j} - \mu) = \gamma_j$, isto é, a variância ⁴⁰ deve ser igual em todos os períodos de tempo e a autocovariância ⁴¹ 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 ou ADF na sigla em inglês.

³⁸ O valor do nível de significância será considerado como 5%.

³⁹ Já uma série temporal $(y_t, t \in Z)$ estritamente ou fortemente estacionária é aquela em que a função de distribuição conjunta $\{y_{ti}\}_{i=1}^k$ for igual à função de distribuição conjunta de $\{y_{ti+h}\}_{i=1}^k, h \in Z$. (BUENO, 2011). Ou seja:

$F(y_{t_1}, y_{t_2}, \dots, y_{t_k}) = F(y_{t_1+h}, y_{t_2+h}, \dots, y_{t_k+h})$

⁴⁰ A função de variância é representada por $y_{0t} = E[(y_t - \mu_t)(y_t - \mu_t)] = E(\varepsilon_t) = \sigma^2$.

⁴¹ A função de autocovariância é representada por $y_{jt} = E[(y_t - \mu_{t-j})(y_t - \mu_{t-j})]$.

A equação do teste ADF pode não incluir intercepto nem tendência determinística⁴²(1), incluir só intercepto (2) ou incluir intercepto e tendência determinística(3). As equações (1), (2) e (3) podem ser escritas da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t^{43}, \quad (3)$$

onde Δ é o operador de primeiras diferenças, μ é o intercepto, β_t é a tendência determinística e y_t é a série a ser testada.

As hipóteses para esse teste são:

- a) $H_0: \alpha = 0$, ou seja, há raiz unitária e o processo é não estacionário;
- b) $H_a: \alpha < 0$, isto é, não há raiz unitária, isto é, o processo é estacionário.

A estatística do teste será:

$$\hat{\tau} = \frac{\hat{\alpha}}{s(\hat{\alpha})}, \text{ onde } s(\hat{\alpha}) \text{ é o desvio padrão do coeficiente } \hat{\alpha}.$$

A regra de decisão para o teste ADF será:

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

A partir do teste ADF consegue-se determinar a ordem de integração do modelo. A hipótese nula (H_0) pode ser não rejeitada devido à presença de tendência estocástica. As séries cuja tendência seja estocástica são chamadas de integradas. Pode-se apresentar o seguinte modelo dado por Bueno(2011) para esclarecer melhor a ideia de uma série integrada:

⁴²Um modelo pode ser do tipo tendência estacionária, pelo fato de flutuar em torno de uma tendência determinística, como o que ocorre no modelo abaixo:

$$y_t = y_0 + \delta_t + \varphi(L)\varepsilon_t,$$

em que onde δ_t é a tendência determinística.

⁴³ Bueno(2011) mostra em detalhes como se chegar a equação geral do teste ADF.

$$\Delta y_t = \sigma + \varepsilon_t \rightarrow y_t = y_{t-1} + \sigma + \varepsilon_t \quad (4)$$

Com a substituição recursiva, chega-se a:

$$y_t = y_0 + \sigma t + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (5)$$

Em (5), a série é chamada de tendência estocástica, pois y_t é dado pela composição de todos os choques havidos, $\sum_{i=1}^t \varepsilon_i$. Logo, em (5) tem-se uma série não estacionária. Quando se realiza a 1ª diferença em (5) volta-se a uma série (4) que é estacionária.

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, obter-se uma série estacionária.

O procedimento a ser feito quando a hipótese nula do teste ADF não for rejeitada é realizar diferenciações até chegar a uma série em que a hipótese nula (presença de raiz unitária) seja rejeitada.

Para fazer o contraponto ao teste ADF(1981), há o teste KPSS(1992) 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(1992) pode ser 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:

- a) $H_0: \sigma_v^2 = 0$, isto é, não há raiz unitária e o processo é estacionário;
- b) $H_a: \sigma_v^2 > 0$, 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:

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

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

Já a regra de decisão é a que se segue:

a) se $KPSS^* < KPSSc(\alpha)$ ⁴⁴ não se rejeita H_0 . Logo, não haveria raiz unitária e o processo seria estacionário;

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

O critério adotado para a determinação do número de defasagens na janela espectral de Barlett foi a sugestão de Newey-West, construído pelo software, EViews 5.0, utilizado neste trabalho.

Neste trabalho não se procurou determinar a ordem de integração com base no teste ADF pelo motivo de que com a presença de quebras estruturais nas séries, devido à crise de 2008, observa-se que os testes de Dickey e Fuller (DF), Dickey e Fuller (1981) Aumentado (ADF) e Phillips e Perron (PP)⁴⁶ 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).

As quebras estruturais podem ocorrer no intercepto, na inclinação ou na inclinação e no intercepto e podem ser de dois tipos: AO (*Additive Outlier*), quando há uma mudança súbita e IO (*Innovational Outlier*), quando há uma mudança gradual. Segundo Bueno (2011), podem-se utilizar testes propostos por Perron (1989), quando há uma quebra estrutural conhecida (exógena) e o teste Zivot e Andrews (1992), quando há uma quebra estrutural desconhecida e que determina o ‘timing’ da quebra estrutural endogenamente. Já o teste de Franses e Haldrup (1994) é adequado para a verificação de mais de uma quebra estrutural do tipo Additive Outlier (AO) na série, e a série temporal pode ser corrigida com uma variável de intervenção do tipo *pulse*.

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 trabalho, entretanto, optará por seguir apenas o teste KPSS para a existência ou não de raiz unitária. Nas variáveis em que em nível só apresentam constante, caso não sejam

⁴⁴KPSS* indica a estatística do teste KPSS.

⁴⁵KPSSc(α) indica o valor crítico do teste KPSS ao nível de significância α .

⁴⁶ Outro teste de raiz unitária que é, segundo Bueno (2011), uma correção não paramétrica do teste de Dickey-Fuller, permitindo que o teste seja consistente mesmo que haja variáveis dependentes defasadas e correlação serial nos erros.

estacionárias, já serão consideradas como $I(1)$ ⁴⁷. Nas variáveis em que em nível há constante e tendência, caso elas sejam não estacionárias, será realizado o teste KPSS em 1ª diferença com apenas constante.

Por fim, cabe destacar que Bueno (2011) e Enders (2004) destacam 4 casos comuns em uma regressão do tipo: $y_t = \alpha + \beta z_t + e_t$.

O primeiro caso é quando as variáveis y e z são estacionárias, ou seja, $I_y(0) = I_z(0)$ ⁴⁸. Neste caso pode-se estimá-las pelo modelo clássico de regressão.

O segundo caso é quando as variáveis são integradas de ordens diferentes, ou seja, $I_y(d) \neq I_z(c); d \neq c$. Ao regressar uma variável em outra, encontra-se uma relação espúria, a qual não há um significado econômico.

O terceiro caso é quando as variáveis são integradas de mesma ordem $\{I_y(d) = I_z(d)\}$ e o resíduo contém tendência estocástica. A regressão é espúria e recomenda-se realizar a estimação em primeiras diferenças. Assim, caso y e z sejam integrados individualmente de ordem 1 e caso a tendência seja a mesma (estocástica, determinística ou nenhuma), as propriedades assintóticas permanecerão válidas.

O quarto caso é quando as variáveis são integradas de mesma ordem $\{I_y(d) = I_z(d)\}$ e os resíduos são estacionários. Nesse caso haveria cointegração, que será abordada adiante.

3.2.4 Cointegração, VAR, VEC e teste de cointegração

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:

- todos os elementos de X_t são $I(d)$, isto é, integrados de ordem d ; e
- há um vetor β de cointegração não nulo tal que:

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

Segundo Bueno(2011), pode-se 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. Já no curto prazo haveria desvios dessa tendência comum, ou seja, choques de curto prazo e que são

⁴⁷ O teste KPSS contido no EViews 5.0 inclui apenas os cenários de constante ou constante mais tendência determinística seja em nível, seja em primeiras diferenças.

⁴⁸ $I_y(0)$: indica que a série y é integrada de ordem 0.

representados por μ_t . Quando duas séries se cointegram, os resíduos da regressão envolvendo as variáveis é estacionário, ou seja, de ordem 0 e há uma relação de longo prazo entre as séries.

Assim, se duas variáveis, y_t e z_t , integradas de ordem 1, ou seja, $I_y(1), I_z(1)$, que compõem o vetor X_t , forem cointegradas de ordem (1,1), então, estas podem ser representadas em um modelo de correção de erros, isto é, o modelo VEC.

Segundo Bueno (2011), um modelo Vetor Autorregressivo de ordem p (número de defasagens), ou seja, $VAR(p)$, pode ser representado na forma estrutural:

$$AX_t = B_0 + B_1X_{t-1} + \dots + B_pX_{t-p} + B\varepsilon_t \quad (6),$$

em que $A_{n \times n}$ (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 (6) pode-se pré-multiplicar pela inversa de A , ou seja por A^{-1} , com a finalidade de obter a chamada forma reduzida:

$$X_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t, \quad (7),$$

em que $\Phi_i \equiv A^{-1}B_i$, $i=0, 1 \dots p$ e $B\varepsilon_t \equiv Ae_t$.

O modelo VAR é útil para buscar a trajetória das variáveis endógenas dado um determinado choque estrutural e isso pode ser encontrado pela chamada Função Resposta ao Impulso (FRI). Neste trabalho será utilizada a FRI com impulsos generalizados para descobrir a resposta das vendas dado um choque nos preços, no crédito e na renda em detrimento da decomposição de Cholesky⁴⁹, pelo fato da teoria econômica não fazer um ordenamento claro entre as variáveis vendas, preços, crédito e renda.

Por outro lado, 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 $VEC(p)$ pode ser escrito da seguinte forma⁵⁰:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (8),$$

⁴⁹ A decomposição de Cholesky é maneira triangular de decompor os resíduos e impõe restrições sobre a porção superior da matriz de restrições contemporâneas (matriz A), de modo que essa porção superior assuma valores iguais a zero. Além disso, a decomposição de Cholesky é bastante sensível ao ordenamento das variáveis.

⁵⁰ Para uma abordagem mais formal recomenda-se a leitura de Bueno (2011) e Enders (2004).

em que $\Lambda_i = -\sum_{j=1+i}^{p-1} \Phi_j$, $i=1,2,\dots,p-1$ e $\Phi = \alpha\beta'$, caso o posto de Φ 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 que 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 ΔX_t é explicado por um componente de curto prazo, $\sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i}$, e um componente de longo prazo, ΦX_{t-1} , que, caso haja cointegração mostraria a relação de longo prazo entre as variáveis.

Um dos procedimentos mais utilizados para detectar a presença ou não de cointegração, ou seja, da presença ou não de relacionamento de longo prazo entre as variáveis é o de Johansen e Juselius(1990). Esse procedimento permite descobrir também o número de vetores de cointegração.

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

- a) $H_0: r=r^*$ ⁵¹;
- b) $H_a: r>r^*$.

A lógica do teste do traço é que ao ordenar os autovalores λ_i da matriz Φ de forma decrescente, testa-se se há 0 vetores de cointegração contra a alternativa de existirem mais que 0 vetores. Se H_0 não for rejeitada, então não há vetor de cointegração entre as variáveis do vetor X_t e, se H_0 for rejeitada, 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:

- a) $H_0: r=r^*$;e
- b) $H_A: r=r^*+1$

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 1 vetor. Se H_0 não for

⁵¹ Indica o número de vetores de cointegração.

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 $\lambda_{traço}(r) > \lambda_{criticotraço}(r)$ ⁵², então rejeita a hipótese nula e no teste de máximo autovalor se $\lambda_{max}(r, r+1) > \lambda_{criticomax}(r, r+1)$, 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 :

- a) N ⁵³. Dessa forma, todas variáveis seriam estacionárias e o modelo adequado seria um VAR.
- b) 0. Assim, todas as variáveis seriam não estacionárias e não haveria cointegração sendo necessário aplicar o VAR em primeiras diferenças nas variáveis não estacionárias.
- c) $0 < r < N$. Logo, as variáveis seriam não estacionárias e haveria r vetores de cointegração e o modelo adequado seria o VEC com as variáveis em nível.

Antes de se realizar o procedimento de Johansen e Juselius, é preciso determinar o número de defasagens (ρ) do modelo VAR, que pode ser obtido mediante os critérios de informação de Akaike(AIC), Hannan Quinn(HQ) ou de Schwarz (SBC ou BIC). Este trabalho procurará utilizar o critério de Schwarz, pois, segundo Bueno(2011), o AIC tende a superestimar assintoticamente a ordem do VAR.

⁵² 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, já trazem essas tabelas embutidas.

⁵³ Número de variáveis do modelo.

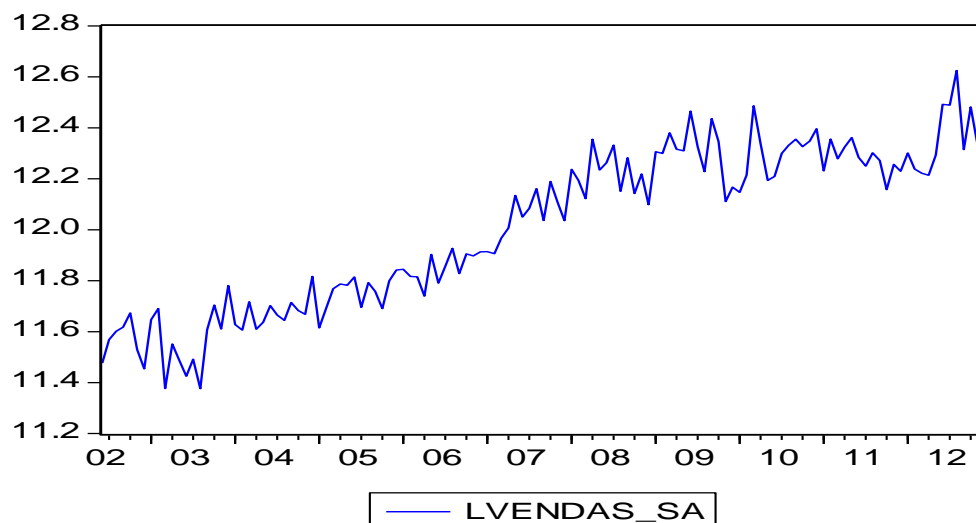
4 ANÁLISE DAS SÉRIES

Nesta seção será feita a análise das séries (vendas, preços, crédito e renda) dessazonalizadas e colocadas em termos de logaritmo natural (LVENDAS_SA, LPRECOS_SA, LCREDITO_SA, LRENDAS_SA) quanto ao processo ARMA (p, q), a presença ou não de autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos e quanto a presença ou não de raiz unitária.

4.1 Vendas

A série de vendas(LVENDAS_SA) aparenta, em nível, ter constante e apresenta claramente uma tendência linear crescente, mesmo com a crise econômica presente nos anos de 2008 e 2009, conforme o gráfico 7 abaixo.

Gráfico 7 – Série de vendas dessazonalizada e em termos de logaritmo natural



Fonte: Elaboração própria a partir do pacote econométrico EViews 5.0.

O modelo ARMA mais adequado para a variável LVENDAS_SA foi um ARMA(1⁵⁴,1⁵⁵) com constante e tendência linear, pois esse modelo apresenta o menor critério de informação de Schwarz (BIC ou SBC) aliado ao fato dos resíduos não apresentarem autocorrelação pelo teste LM, porque $p\text{-valor}=28,0237\% > \alpha =5\%$ e não serem heterocedásticos pelo teste ARCH-LM, pois $p\text{-valor}=30,7179\% > \alpha =5\%$. O teste Jarque-Bera apontou para a normalidade dos resíduos, pois $p\text{-valor}= 83,0831\% > \alpha =5\%$. As tabelas 13 ,14 e 15 e o gráfico

⁵⁴ Número de defasagens do processo autorregressivo (AR).

⁵⁵ Número de defasagens do processo de médias móveis (MA).

18 do Anexo A contêm, respectivamente, o modelo ARMA estimado e os resultados dos testes LM, ARCH-LM e Jarque-Bera.

O teste KPSS para a série de vendas em nível com constante e tendência linear identificou a presença de raiz unitária, pois a estatística do teste(0,231067) supera os valores críticos aos níveis de significância(α) de 1%,5% e 10% conforme a tabela 1 abaixo.

Tabela 1 – Teste KPSS para a detecção de raiz unitária da variável LVENDAS_SA

Hipótese Nula: LVENDAS_SA é estacionária		
Variáveis Exógenas: Constante e tendência linear		
Largura de banda(Bandwidth): 8 (Newey-West usando Bartlett kernel ⁵⁶)		
		LM-Stat.
Estatística do Teste KPSS		0,231067
Valores críticos assintóticos*	1% nível	0,216000
	5% nível	0,146000
	10% nível	0,119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, tabela 1)

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos com o programa EViews 5.0.

Assim, foi feito o teste KPSS com a série de vendas em primeiras diferenças, onde haveria apenas a constante como variável exógena. O resultado para esse teste é que ao fazer a primeira diferença, a variável torna-se estacionária, pois a estatística do teste(0,195714) é inferior aos valores críticos aos níveis de significância(α) de 1%,5% e 10%. Logo, a variável LVENDAS_SA é I(1). A tabela 2 da folha seguinte retrata o teste KPSS para a LVENDAS_SA em nível.

Para a variável LVENDAS_SA em primeiras diferenças o modelo mais adequado segundo o menor BIC e com ausência de autocorrelação serial pelo teste LM e ausência de heterocedasticidade condicional pelo teste ARCH-LM foi ARMA (2,4),segundo as tabelas 16,17 e 18 do Anexo B. O teste de Jarque-Bera apontou para a presença de normalidade, segundo o gráfico 19 do Anexo B.

⁵⁶ Método não paramétrico desenvolvido por Kernel onde a função kernel é, geralmente, uma função de densidade de probabilidade simétrica ao redor de zero. Ver mais em Bueno(2011).

Tabela 2 – Teste KPSS para a detecção de raiz unitária da variável $D(LVENDAS_SA)^{57}$

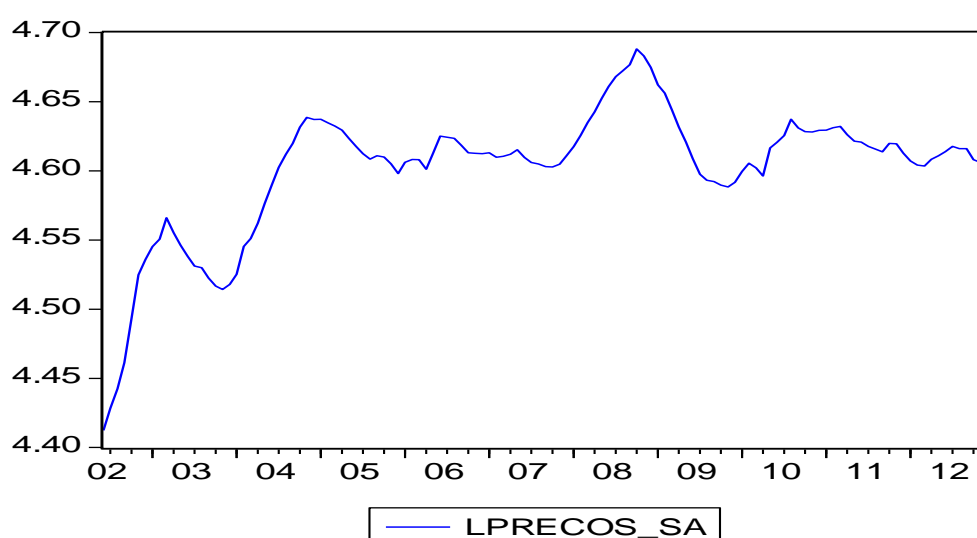
Hipótese Nula: LVENDAS_SA é estacionária		
Variável Exógena: Constante		
Largura de banda(Bandwidth): 8 (Newey-West usando Bartlett kernel)		
		LM-Stat.
Estatística do Teste KPSS		0,195714
Valores críticos assintóticos*	1% nível	0,739000
	5% nível	0,463000
	10% nível	0,347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, tabela 1)		

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos com o programa EViews 5.0.

4.2 Preços

A série de preços (LPRECOS_SA) aparenta ter constante, mas é difícil de identificar a presença tendência linear, sobretudo a partir do ano de 2005 até o último ano da série. Por isso, há a necessidade de se identificar qual o modelo ARMA mais adequado. O gráfico 8 abaixo retrata a série de preços.

Gráfico 8 – Série de preços dessazonalizada e em termos de logaritmo natural



Fonte: Elaboração própria a partir do pacote econométrico EViews 5.0.

⁵⁷ $D(LVENDAS_SA)$ representa a primeira diferença na variável LVENDAS_SA.

O modelo ARMA mais adequado para a variável LPRECOS_SA é um ARMA(2,0) com intercepto e sem tendência linear, pois satisfaz conjuntamente ao menor critério de informação de Schwarz (BIC ou SBC), a não correlação serial dos resíduos pelo teste LM, pois $p\text{-valor} = 7,33\% > \alpha = 5\%$, a homocedasticidade dos resíduos pelo teste ARCH-LM, pois $p\text{-valor} = 80,022\% > \alpha = 5\%$. O teste de Jarque-Bera apontou para a ausência de normalidade dos resíduos, pois $p\text{-valor} \cong 0 < \alpha = 5\%$. As tabelas 19, 20 e 21 e o gráfico 20 do Anexo C contêm, respectivamente, o modelo ARMA estimado, os resultados dos testes LM, ARCH-LM e Jarque-Bera.

O teste KPSS para a série de preços em nível com constante identificou a presença de raiz unitária, pois a estatística do teste (0,683622) supera os valores críticos aos níveis de significância (α) de 5% e 10% conforme a tabela 3 abaixo.

Tabela 3 – Teste KPSS para a detecção de raiz unitária da variável LPRECOS_SA

Hipótese Nula: LPRECOS_SA é estacionária		
Variável Exógena: Constante		
Largura de banda(Bandwidth): 9 (Newey-West usando Bartlett kernel)		
		LM-Stat.
Estatística do Teste KPSS		0,683622
Valores críticos assintóticos*	1% nível	0,739000
	5% nível	0,463000
	10% nível	0,347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, tabela 1)		

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos com o programa EViews 5.0.

Como a série de preços só apresenta constante em nível, pelo fato de rejeitar a hipótese nula(estacionariedade), o teste com a variável em primeiras diferenças, ou seja, com $D(LPRECOS_SA)$ deveria não conter intercepto nem tendência linear. Como o software EViews 5.0 inclui apenas os cenários de constante ou constante mais tendência determinística em nível e em primeiras diferenças, a série de preços já será considerada como $I(1)$.

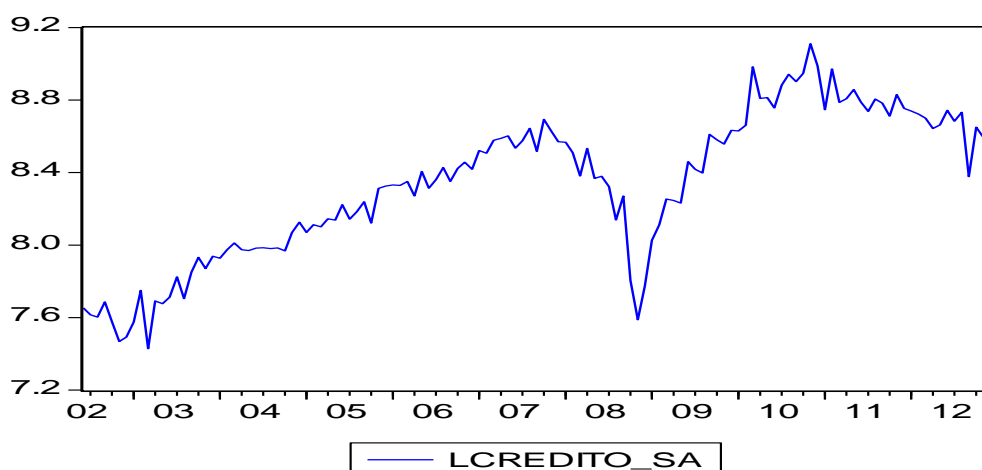
A variável LPRECOS_SA em primeiras diferenças segue um modelo ARMA (2,3), pois apresentou o menor valor para BIC e não apresentou autocorrelação serial nos resíduos pelo teste LM, nem apresentou heterocedasticidade condicional pelo teste ARCH-LM. O teste de Jarque-Bera apontou para a ausência de normalidade. A estimação dessa variável em

primeiras diferenças e os valores das estatísticas dos testes LM, ARCH-LM e Jarque-Bera podem ser encontrados, respectivamente, nas tabelas 22, 23 e 24 e no gráfico 21 do Anexo D.

4.3 Crédito

A série de crédito (LCREDITO_SA) pode apresentar constante. Em relação à tendência, não é possível afirmar que há tendência na série inteira, pois apesar do período entre junho de 2002 e dezembro de 2007 apresentar um aumento contínuo no crédito, a partir do ano de 2008, com a crise, que se intensificaria no final deste ano, o crédito teve uma redução significativa, recuperando-se já em meados de 2009, porém na maior parte dos meses após o ano de 2009, o crédito ficou em patamares próximos ao do final do ano de 2007. Há, assim, a necessidade de se identificar qual é o modelo mais apropriado esta série. O gráfico 9 abaixo retrata a série de crédito.

Gráfico 9 – Série de crédito dessazonalizada e em termos de logaritmo natural



Fonte: Elaboração própria a partir do pacote econométrico EViews 5.0.

O modelo ARMA mais apropriado para a variável LCREDITO_SA foi um ARMA(1,1) com apenas constante, pois esse modelo apresenta conjuntamente o menor critério de informação de Schwarz (BIC ou SBC), resíduos não correlacionados serialmente pelo teste LM, pois $p\text{-valor}=23,9009\% > \alpha = 5\%$ e não serem heterocedásticos pelo teste ARCH-LM, pois $p\text{-valor}=22,4613\% > \alpha = 5\%$. O teste Jarque-Bera apontou para a não normalidade dos resíduos, pois $p\text{-valor} \cong 0 < \alpha = 5\%$. As tabelas 25, 26 e 27 e o gráfico 22 contendo, respectivamente, o modelo ARMA estimado e os resultados dos testes LM, ARCH-LM e Jarque-Bera estão no Anexo E.

O teste KPSS para a série de crédito em nível com constante identificou a presença de raiz unitária aos níveis de significância de 1%, 5% e 10%, pois a estatística do teste (1,036557) supera os valores críticos a esses níveis. A tabela 4 abaixo retrata esse teste.

Tabela 4 – Teste KPSS para a detecção de raiz unitária da variável LCREDITO_SA

Hipótese Nula: LCREDITO_SA é estacionária		
Variável Exógena: Constante		
Largura de banda(Bandwidth): 9 (Newey-West usando Bartlett kernel)		
		LM-Stat.
Estatística do Teste KPSS		1,036557
Valores críticos assintóticos*	1% nível	0,739000
	5% nível	0,463000
	10% nível	0,347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, tabela 1)		

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos com o programa EViews 5.0.

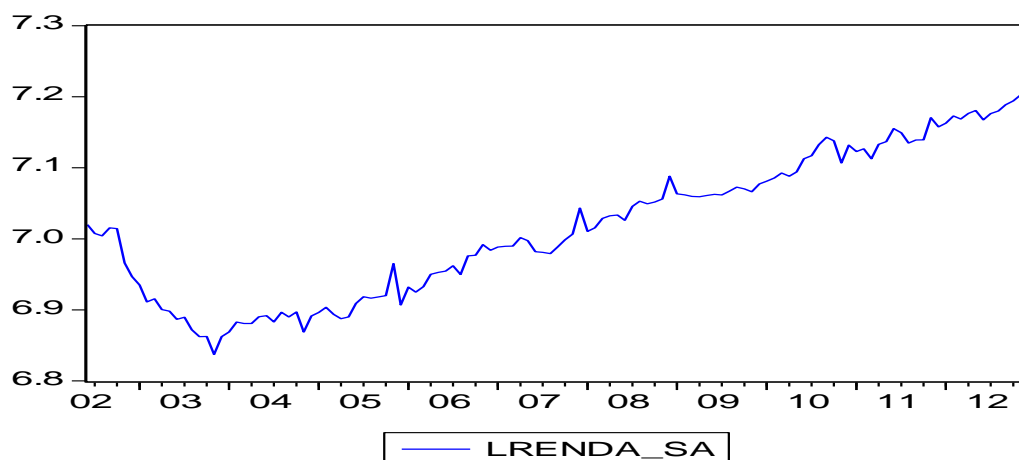
A série de crédito em primeiras diferenças não apresentaria nem constante nem intercepto. Pelas mesmas razões já explicadas para a série de preços, a série de renda será considerada como $I(1)$.

Em primeiras diferenças $[(DL_CREDITO_SA)]$, o modelo mais adequado é um ARMA (2,1), pois apresentou o menor valor para BIC e não apresentou autocorrelação serial nos resíduos pelo teste LM, nem apresentou heterocedasticidade condicional pelo teste ARCH-LM. O teste de Jarque-Bera apontou para a ausência de normalidade, assim como ocorreu com a série em nível. A estimação em primeiras diferenças e os valores das estatísticas dos testes LM, ARCH-LM e Jarque-Bera podem ser encontrados, respectivamente, nas tabelas 28, 29 e 30 e no gráfico 23 do Anexo F.

4.4 Renda

A série de renda (LRENDA_SA), segundo o gráfico 10 na folha seguinte, pode apresentar constante. É possível haver tendência linear, principalmente pelo fato de que a partir do 2º semestre de 2003 até o último ano da série há claramente um processo de crescimento na renda, mesmo no ano de 2009, onde o país enfrentou uma recessão econômica. Assim, é importante descobrir qual é o modelo ARMA mais adequado para esta série.

Gráfico 10 – Série de renda dessazonalizada e em termos de logaritmo natural



Fonte: Elaboração própria a partir do pacote econométrico EVIEWS 5.0.

O modelo ARMA mais apropriado para a variável LRENDAS_SA foi um ARMA(2,2) com constante e tendência linear pois esse modelo apresenta o menor critério de informação de Schwarz (BIC ou SBC) aliado ao fato dos resíduos não apresentarem autocorrelação pelo teste LM, pois $p\text{-valor}=87,9080\% > \alpha = 5\%$ e não serem heterocedásticos pelo teste ARCH-LM, pois $p\text{-valor}=30,3237\% > \alpha = 5\%$. O teste Jarque-Bera apontou para a não normalidade dos resíduos, pois $p\text{-valor}= 83,0831\% > \alpha = 5\%$. As tabelas 31,32 e 33 e o gráfico 24 contendo, respectivamente, o modelo ARMA estimado e os resultados dos testes LM, ARCH-LM e Jarque-Bera estão no Anexo F.

Ao realizar o KPSS para a série de vendas em nível com constante e tendência linear como variáveis exógenas, identifica-se a presença de raiz unitária aos níveis de significância de 5% e 10%, pois a estatística do teste(0,188599) supera os valores críticos a esses níveis. A tabela 5 que se encontra na folha seguinte retrata KPSS para LRENDAS_SA.

Deve-se realizar o teste KPSS em primeiras diferenças, onde haverá apenas constante como variável exógena. O resultado para esse teste é que ao fazer a primeiras diferenças, a variável torna-se estacionária, pois a estatística do teste (0,350076) é inferior aos valores críticos aos níveis de significância(α) de 1%,5%. Assim, a variável L é I(1). A tabela 6 da folha seguinte retrata o teste KPSS para a série de rendas em primeiras diferenças.

Em primeiras diferenças [(DLRENDAS_SA)], o modelo ARMA (2,4) se mostrou como o mais adequado, porque apresentou conjuntamente o menor valor para BIC, ausência de autocorrelação serial nos resíduos pelo teste LM, e ausência de heterocedasticidade condicional pelo teste ARCH-LM. O teste de Jarque-Bera apontou para a ausência de normalidade, assim

como ocorreu com a série em nível. A estimação em primeiras diferenças e os valores das estatísticas dos testes LM, ARCH-LM e Jarque-Bera podem ser encontrados, respectivamente, nas tabelas 34, 35 e 36 e no gráfico 25 do Anexo G.

Tabela 5 – Teste KPSS para a detecção de raiz unitária da variável LRENDAS_SA

Hipótese Nula: LVENDAS_SA é estacionária		
Variáveis Exógenas: Constante e tendência linear		
Largura de banda(Bandwidth): 9 (Newey-West usando Bartlett kernel)		
		LM-Stat.
Estatística do Teste KPSS		0,188599
Valores críticos assintóticos*	1% nível	0,216000
	5% nível	0,146000
	10% nível	0,119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, tabela 1)		

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos com o programa EViews 5.0.

Tabela 6 – Teste KPSS para a detecção de raiz unitária da variável D(LRENDAS_SA)

Hipótese Nula: LVENDAS_SA é estacionária		
Variáveis Exógenas: Constante e tendência linear		
Largura de banda(Bandwidth): 3 (Newey-West usando Bartlett kernel)		
		LM-Stat.
Estatística do Teste KPSS		0,350076
Valores críticos assintóticos*	1% nível	0,739000
	5% nível	0,463000
	10% nível	0,347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, tabela 1)		

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos com o programa EViews 5.0.

O fato de todas as variáveis serem $I(1)$ está em acordo com o que foi obtido por Alvarenga *et al.* (2010a, 2010b).

5 ANÁLISE DO MODELO ESCOLHIDO E SIMULAÇÕES DAS VENDAS

Esta seção está dividida em duas subseções. Na primeira subseção será discutido o modelo VEC escolhido para as quatro variáveis, destacando comparações entre os coeficientes de longo prazo com trabalhos anteriores, bem como a Função de Resposta ao Impulso que contém as respostas da variável vendas aos choques nas variáveis vendas, preços, renda e crédito. Já 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 (automóveis e comerciais leves).

5.1 Modelo VEC escolhido e Função Resposta ao Impulso

Como as variáveis foram não estacionárias, é preciso saber se elas são ou não cointegradas, ou seja, se apresentam ou não um relacionamento de longo prazo que torne os resíduos estacionários. Para isso utilizou-se o procedimento de Johansen e Juselius(1990), descrito no item 3.2.4.

Antes de realizar o teste, deve-se descobrir o número de defasagens a serem utilizadas. Foi elaborado um modelo VAR com as quatro variáveis (LVENDAS_SA, LPRECOS_SA, LCREDITO, LRENDAS_SA). 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 7, que se encontra na folha seguinte, mostra o número de defasagens que minimiza os critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz(SC), Hannan-Quinn(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).

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, que encontra no quadro 7 da folha seguinte, quanto o teste de máximo autovalor, que se encontra no quadro 8 também na folha seguinte, rejeita-se a hipótese nula de que não há equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. 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.

Tabela 7 – Critérios para a seleção do número de defasagens do modelo VAR para as variáveis LVENDAS_SA, LPRECOS_SA, LCREDITO_SA, LRENDAS_SA, junho de 2002 a dezembro de 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: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos com o *software EViews 5.0*. Nota: * mostra o número ideal de defasagens segundo cada um dos critérios.

Quadro 7 – Teste do traço para a cointegração das variáveis LVENDAS_SA, LPRECOS_SA, LCREDITO_SA, LRENDAS_SA, junho de 2002 a dezembro de 2012

Hipótese nula	Autovalor	Estatística do traço	Valor crítico ao α de 5%	Prob.
$r = 0^*$	0,212676	45,66090	40,17493	0,0127
$r \leq 1$	0,070854	16,01053	24,27596	0,3788
$r \leq 2$	0,038800	6,897842	12,32090	0,3354
$r \leq 3$	0,015927	1,990823	4,129906	0,1864

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

Nota: * denota rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5%.

Quadro 8 – Teste de máximo autovalor para a cointegração das variáveis LVENDAS_SA, LPRECOS_SA, LCREDITO_SA, LRENDAS_SA, junho de 2002 a dezembro de 2012

Hipótese nula	Autovalor	Estatística de máximo autovalor	Valor crítico ao α um 5%	Prob.
$r = 0^*$	0,212676	29,65036	24,15921	0,0081
$r = 1$	0,070854	9,112689	17,79730	0,5818
$r = 2$	0,038800	4,907019	11,22480	0,4905
$r = 3$	0,015927	1,990823	4,129906	0,1864

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

Nota: * denota rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5%.

Assim, pode-se escrever o seguinte vetor de cointegração normalizado (tabela 8) para a série de vendas, a qual representa a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis⁵⁸.

Tabela 8 – Vetor de cointegração normalizado para LVENDAS_SA

LVENDAS_SA	LPRECOS_SA	LCREDITO_SA	LRENDAS_SA
1	2,088728	-0,493761	-3,662485
..	(0,78131)	(0,17208)	(0,59686)
..	[2,67336]	[-2,86936]	[-6,13625]

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

Nota: As estatísticas entre parênteses referem-se aos desvios dos parâmetros estimados e as estatísticas entre colchetes representam os valores p. Todas as variáveis foram significativas ao nível de 5%.

Conforme destacado por Margarido (2004), como no VEC todas as variáveis se encontram no mesmo lado do sistema, ou seja, não haveria variáveis dependentes e independentes, 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.

Logo, ao reparametrizar a equação, encontra-se:

$$LVENDAS_SA = - 2,088728 * LPRECOS_SA + 0,493761 * LCREDITO_SA + 3,662485 * LRENDAS_SA$$

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, podem-se 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.
- O aumento de 1% na renda leva ao aumento de, aproximadamente, 3,66% nas vendas de veículos.

⁵⁸ Na tabela 37 do Anexo I pode-se encontrar a estimação completa tanto do vetor de cointegração como também dos desvios temporários (curto prazo) entre as variáveis que compõem o vetor de cointegração.

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 a dezembro de 2012. A renda é a variável que mais impactou as vendas durante todo o período e isso deve-se provavelmente à política de valorização do salário mínimo.

Os resultados encontrados parecem confirmar os resultados obtidos pelo DIMAC(2009) em relação a baixa elasticidade das vendas em relação ao crédito, apesar do tamanho da amostra do trabalho realizado pelo DIMAC(2009) ser menor (entre junho de 2003 a junho de 2009). Uma diferença do presente trabalho em relação ao trabalho feito pelo DIMAC(2009) é que o último utilizou a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários, enquanto que o primeiro utilizou a estimação do modelo Vetor de Correção de erros.

Em relação ao trabalho de Alvarenga *et al.*(2010a,2010b), encontra-se uma similaridade do papel das vendas no longo prazo, pois naquele trabalho e no presente trabalho, a renda apresenta maior impacto no longo prazo. Entretanto há algumas diferenças entre o presente trabalho e o realizado por aqueles autores. A primeira é que os dados utilizados englobam um período maior (entre junho de 2002 e dezembro de 2012) do que o artigo de Alvarenga *et al.*(2010a, 2010b). A segunda é em relação à variável renda, pois neste trabalho foi utilizado o rendimento nominal médio das pessoas ocupadas e não o PIB como proxy da renda. A terceira é que as vendas são inelásticas ao crédito e naquele trabalho as vendas são elásticas ao crédito. A tabela 9 abaixo compara os resultados obtidos por DIMAC(2009), Alvarenga *et al.* (2010a, 2010b) e as novas estimativas calculadas por este estudo empírico.

Tabela 9 - Comparação dos coeficientes de ajuste de longo prazo das séries preços(LPRECOS_SA), crédito(LCREDITO_SA) e renda(LRENDAS_SA)

	DIMAC(2009)	Alvarenga <i>et al.</i> (2010a,2010b)	Novas estimativas
LPRECOS_SA	- 2,841	- 2,529	- 2,089
LCREDITO_SA	0,384	1,176	0,494
LRENDAS_SA	2,553	4,417	3,662

Fonte: Elaboração própria a partir das estimativas obtidas neste trabalho e as que foram obtidas por Alvarenga *et al.*(2010a,2010b) e DIMAC(2009).

A tabela 10 na folha seguinte mostra os coeficientes de ajuste de curto prazo. Em relação aos coeficientes de ajuste de curto prazo da equação de cointegração podem-se fazer as seguintes observações:

- a) Caso ocorra um desequilíbrio no crédito, a velocidade de ajustamento em direção ao equilíbrio de longo prazo é de 7%.
- b) A velocidade de ajustamento da renda em direção ao equilíbrio de longo prazo é de 2%
- c) As velocidades de ajustamento das vendas e dos preços em direção ao equilíbrio de longo prazo são estatisticamente insignificantes.

Tabela 10 – Coeficientes de ajuste de curto prazo da equação de cointegração

D(LVENDAS_SA	D(LPRECOS_SA	D(LCREDITO_SA)	D(LRENDAS_SA)
-0,026052	-0,002934	0,070410	0,020507
(0,03300)	(0,00203)	(0,03587)	(0,00454)
[-0,78956]	[-1,44640]	[1,96318]***	[4,51544]*

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

Nota:* significa significativo a 1%, ** significativo a 5% e *** significativo a 10%. As estatísticas entre parênteses referem-se aos desvios dos parâmetros estimados e as estatísticas entre colchetes representam as estatísticas-t.

Os coeficientes de ajustamento de curto prazo achados neste do trabalho são, com exceção da variável crédito, próximos aos encontrados por Alvarenga *et al.*(2010a,2010b), conforme a tabela 11.

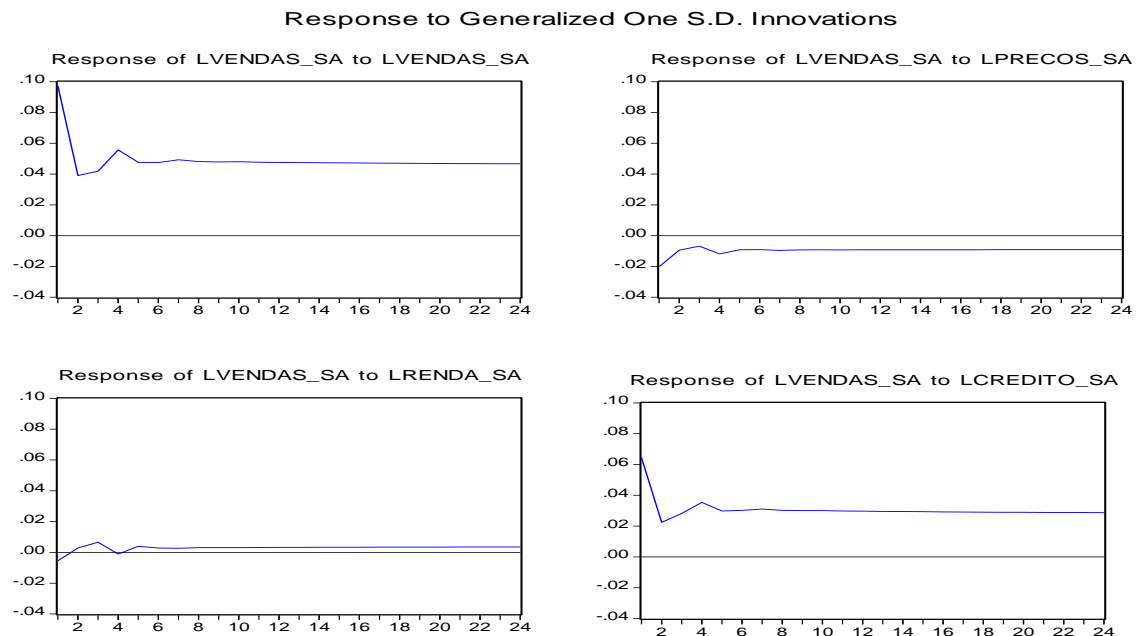
Tabela 11 – Comparação dos coeficientes de ajuste de curto prazo da equação de cointegração

	Alvarenga <i>et al.</i> (2010a, 2010b)	Novas estimativas
LVENDAS_SA	- 0,01444	- 0,02605
LPRECOES_SA	- 0,00385	- 0,00293
LCREDITO_SA	0,43943	0,07041
LRENDAS_SA	0,01258	0,02051

Fonte: Elaboração própria a partir das estimativas obtidas neste trabalho e as que foram obtidas por Alvarenga *et al.*(2010a,2010b).

Após a estimação do modelo VEC, pode-se encontrar as funções resposta ao impulso(FRI) generalizadas das vendas aos choques nas variáveis preços, renda e crédito. No gráfico 11, que se encontra na folha seguinte, são mostradas as funções resposta ao impulso generalizadas para um período de 24 meses (2 anos).

Gráfico 11 – Funções resposta ao impulso generalizadas das vendas aos choques nas vendas, preços, crédito e renda



Fonte: Elaborado a partir do software EViews 5.0.

Assim, pode-se fazer a seguinte análise:

- (i) As vendas respondem positivamente ao choque nessa própria variável. Do 1º a o 3º mês após o choque, o impacto é positivo mas decrescente. No 4º mês o impacto aumenta e a partir do quinto mês as vendas se estabilizam em um patamar positivo, porém inferior ao impacto inicial. Assim, um choque positivo nas vendas aumenta o valor da própria variável;
- (ii) As vendas respondem negativamente ao choque nos preços principalmente para os quatro primeiros meses e a partir do quinto mês se estabiliza em um patamar próximo a zero. Logo, um choque positivo nos preços diminui as vendas de veículos;
- (iii) As vendas respondem positivamente ao choque no crédito. Do 1º ao 2º mês após o choque, o impacto é positivo mas decrescente. Do 2º ao 4º mês após o choque o impacto é positivo mas crescente e a partir do quinto mês o impacto volta a cair e a partir do sétimo mês as vendas se estabilizam em um patamar positivo, porém inferior ao impacto inicial. Logo, um choque positivo no crédito aumenta as vendas.

(iv) As vendas respondem, predominantemente, de forma positiva ao choque na renda, apesar o impacto ser pequeno. A partir do oitavo mês, o impacto se estabiliza ficando bem próximo a zero. Assim, um choque positivo na renda aumenta as vendas a uma taxa baixa;

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. Já o segundo período inclui a época em que houve a segunda redução do IPI sobre veículos produzidos internamente, ou seja, entre junho de 2012 e dezembro de 2012.

O comportamento das vendas foi simulado para os mesmos três cenários⁵⁹ hipotéticos discutidos no artigo de Alvarenga *et al.* (2010a, 2010b) e explicados na seção 3, ou seja, os seguintes cenários foram analisados:

- (i) Se não tivesse ocorrido a redução do IPI;
- (ii) Se tivesse havido a redução do IPI e aumento de 5% nas concessões de crédito;
- (iii) Se não tivesse ocorrido a redução do IPI e houvesse um aumento de 5% nas concessões de crédito.

Abaixo serão discutidos 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%⁶⁰ nos preços dessazonalizados e procura-se saber o impacto da redução do IPI, que foi calculado da seguinte forma:

- $\text{Impacto da redução do IPI} = (\text{Vendas com redução do IPI} - \text{Vendas sem redução do IPI}) / (\text{Vendas com redução do IPI})$.

O impacto foi calculado primeiramente para o período entre janeiro de 2009 e março de 2010. Apesar de que em meses, como novembro de 2009, dezembro de 2009, janeiro

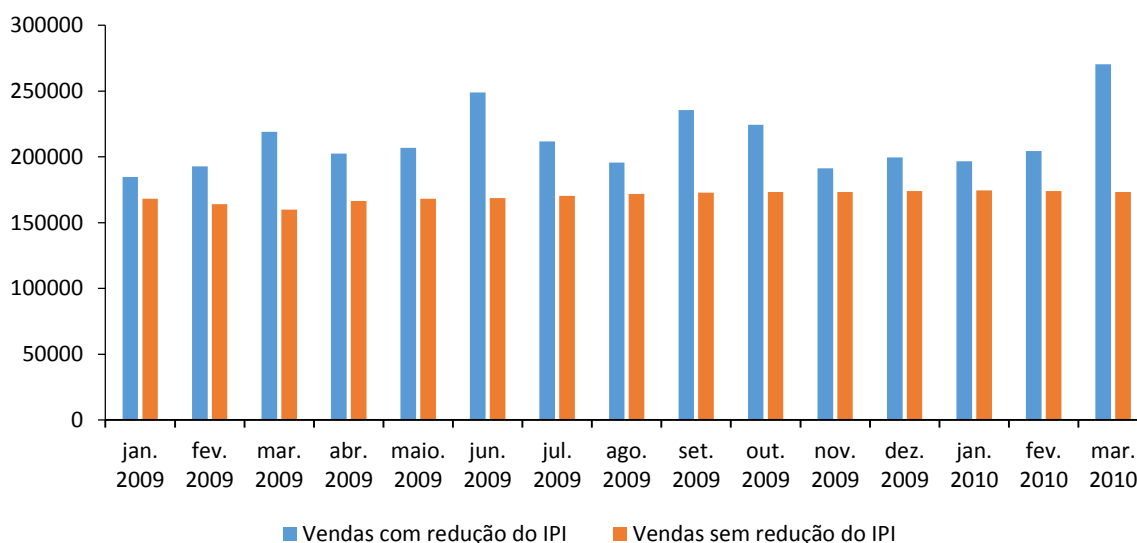
⁵⁹ As simulações foram feitas com a ajuda do software econométrico EViews 5.0.

⁶⁰ A explicação para este percentual se encontra na seção 2.4.2. Este percentual foi o mesmo utilizado no trabalho de Alvarenga *et al.* (2010a, 2010b).

de 2010 e fevereiro de 2010, onde as vendas sem redução do IPI se aproximaram 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, por causa do fato de que nesses meses os consumidores anteciparam seu consumo diante de um possível aumento das alíquotas⁶¹.

Nesse período 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 1 em cada 4 veículos vendidos foi demandado pelos consumidores especialmente por conta da redução do IPI. Isso mostra claramente como a redução do IPI foi bastante importante para a retomada das vendas no período subsequente a crise de 2008. O gráfico 12 abaixo 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.

Gráfico 12 - Vendas de veículos com e sem redução do IPI para o período entre janeiro de 2009 e março de 2010.



Fonte: Elaboração própria.

Se for considerado 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). Já 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

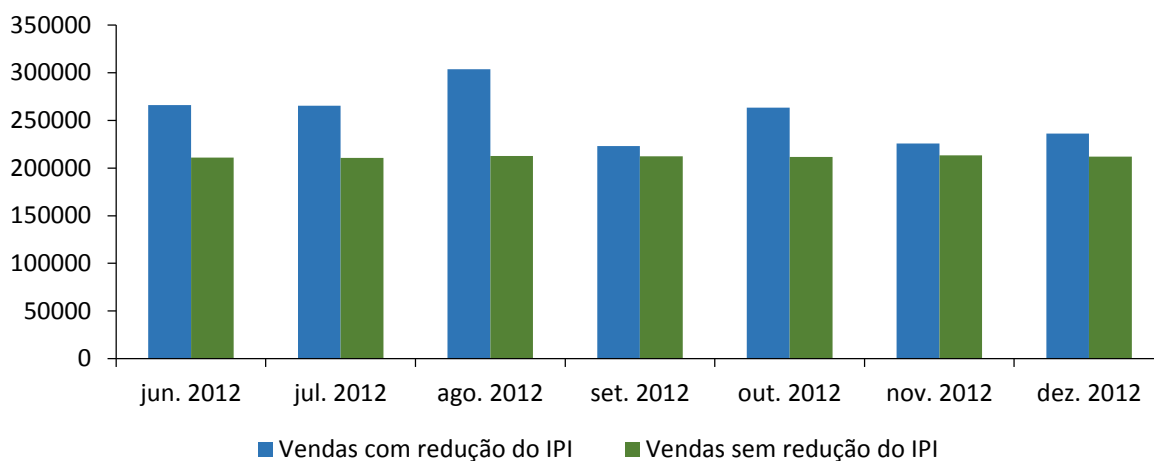
⁶¹ Ver os decretos nº 6691/08, nº 6809/09, nº 6890/09 e nº 7017/09 que tratam da redução do IPI sobre carros produzidos internamente.

leves, representando aproximadamente 11,7% das vendas de veículos durante esse período, próximo ao obtido por DIMAC⁶²(2009).

Logo, para o presente trabalho, o impacto da redução do IPI foi menor porém próximo do que foi encontrado por outros autores sobretudo no período entre janeiro e novembro de 2009.

Já no período entre junho e dezembro de 2012, percebe-se pelo gráfico 13 abaixo, 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 2012⁶³ e de outubro de 2012⁶⁴, 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 o final de outubro, provocando uma antecipação das compras por parte dos consumidores. Abaixo se encontra o gráfico 13 que trata do comparativo entre as vendas com e sem redução do IPI para o período entre junho de 2012 e dezembro de 2012.

Gráfico 13 - Vendas de veículos com e sem redução do IPI para o período entre junho de 2012 e dezembro de 2012



Fonte: Elaboração própria.

Por causa da redução do IPI foram vendidos 300 mil veículos, o que representa quase 16,8% das vendas desse período, ou seja, o impacto da redução do IPI é de 16,8% para este período.

⁶² DIMAC(2009) encontrou um impacto de 13,4% das vendas por conta da redução do IPI entre janeiro e junho de 2009. Já Alvarenga *et al.* (2010a, 2010b) encontrou o valor de 20% de impacto para esse mesmo período.

⁶³ Ver o decreto nº 7796/12.

⁶⁴ Ver o decreto nº 7819/12.

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, que foi calculado da seguinte forma:

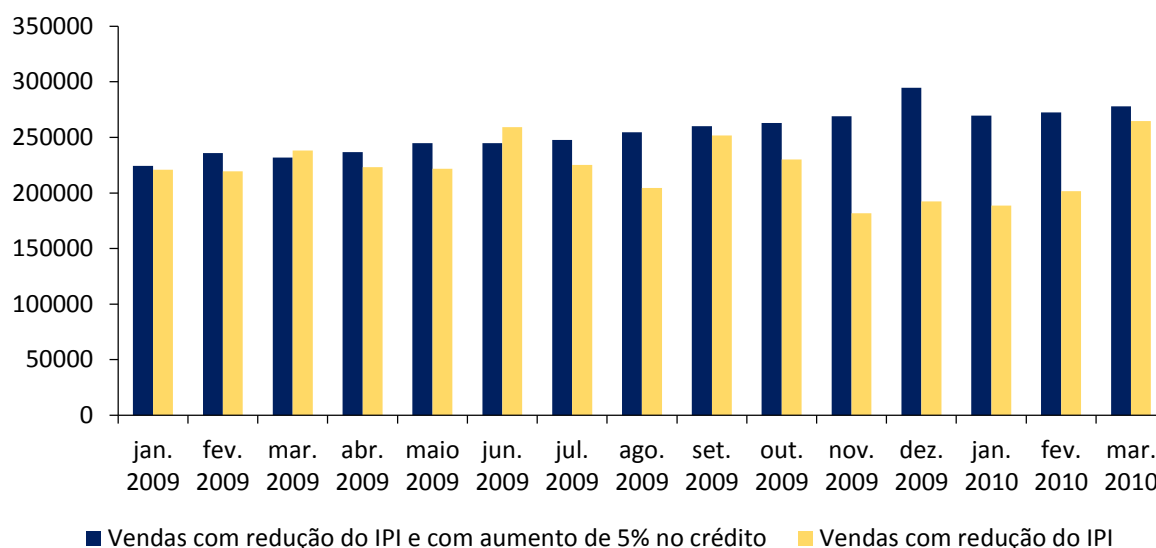
- Impacto do crédito com IPI reduzido = (Vendas com aumento do crédito e IPI reduzido – Vendas apenas com redução do IPI) / (Vendas com aumento do crédito e com redução do IPI).

Primeiramente, foi simulado entre janeiro de 2009 e março de 2010. Conforme o gráfico 14, que se encontra na folha seguinte, percebe-se que entre janeiro e julho de 2009 o impacto do crédito é bastante reduzido. O impacto do crédito é expressivo, sobretudo em agosto de 2009 e entre novembro de 2009 até fevereiro de 2010. Isso pode ser devido ao fato de que a partir de outubro de 2009 as alíquotas do IPI foram majoradas gradualmente enquanto que 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 quase 504 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 236 mil veículos teriam sido vendidos a mais, correspondendo a um aumento de 6,2% das vendas, sendo um resultado maior do que o encontrado por Alvarenga *et al.*⁶⁵(2010,2010b). O gráfico 14 para este cenário se encontra na folha seguinte.

⁶⁵ Alvarenga *et al.*(2010a,2010b) concluiu que simulando um aumento de 5% no crédito, ocorreria um incremento de 3,2% na quantidade de veículos vendidos.

Gráfico 14 – Vendas com redução do IPI e aumento de 5% no crédito e vendas apenas com redução do IPI no período entre janeiro de 2009 e março de 2010

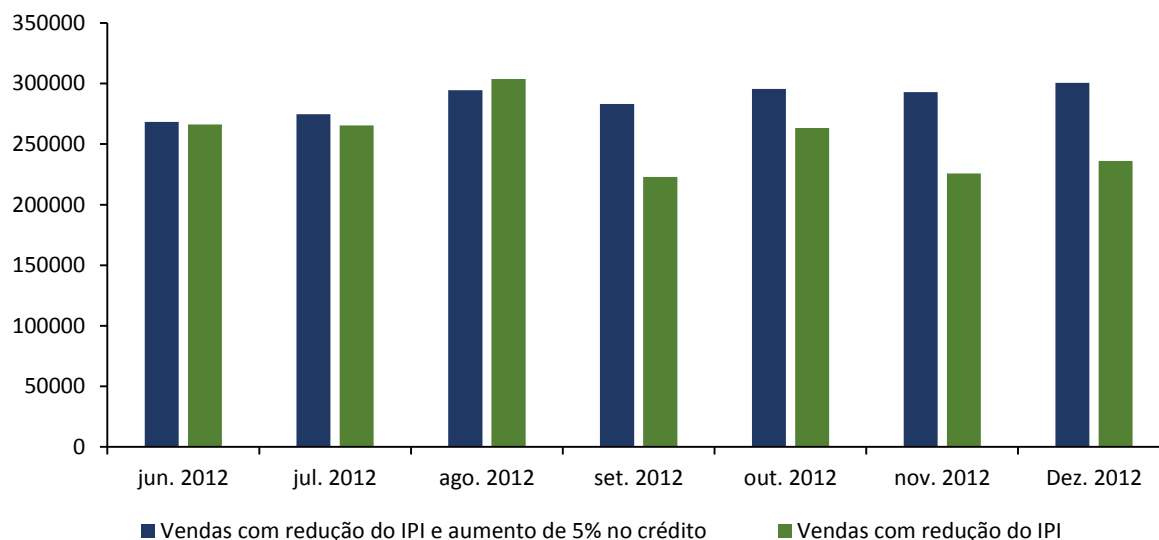


Fonte: Elaboração própria.

Já para o período entre junho e dezembro de 2012 percebe-se que de acordo com o gráfico 15, que se encontra na folha seguinte, o impacto do crédito seria bastante reduzido entre junho e agosto de 2012. Uma possível justificativa para o impacto do crédito com redução do IPI ser quase insignificante 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), mas para aproveitar a oportunidade de antecipar o consumo diante de um aumento nos preços. Já 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.

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 pois suas decisões de consumo estariam baseadas sobretudo na oportunidade de adquirir veículos por um preço menor.

Gráfico 15 – Vendas com redução do IPI e aumento de 5% no crédito e vendas apenas com redução do IPI no período entre junho e dezembro de 2012



Fonte: Elaboração própria.

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

No 3º 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, que foi calculado da seguinte forma:

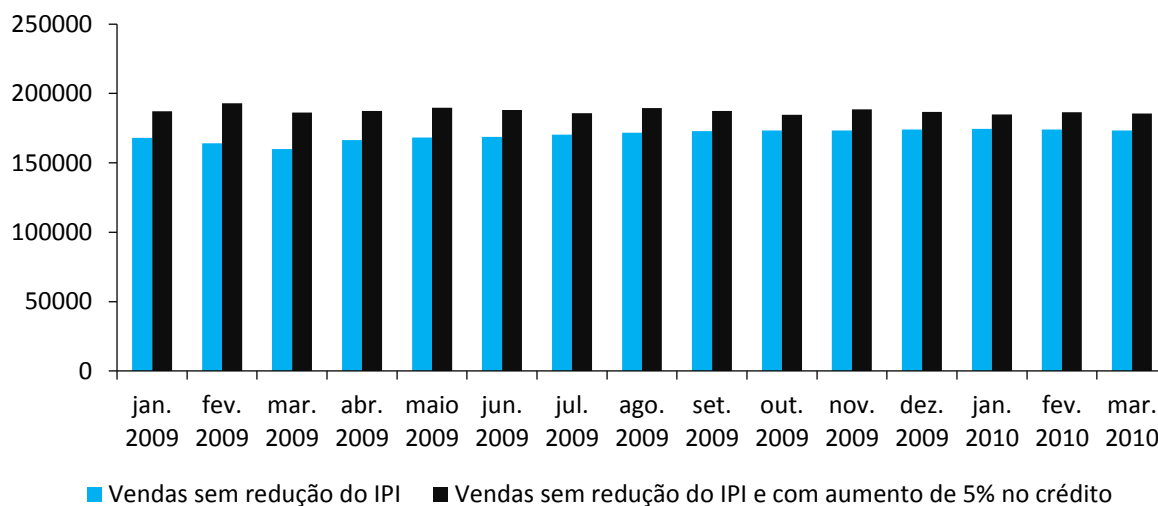
- Impacto do crédito sem IPI reduzido = (Vendas com aumento do crédito e sem IPI reduzido – Vendas sem IPI reduzido) / (Vendas com aumento do crédito e sem IPI reduzido).

Primeiramente, foi simulado para o período entre janeiro de 2009 e março de 2010. Segundo o gráfico 16, o qual se encontra na folha seguinte, percebe-se que os três primeiros meses são aqueles que 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.

Já se for considerado apenas o período entre janeiro e novembro de 2009, as vendas teriam aumentado perto de 210 mil unidades, que representa 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 2009. Assim, esse resultado é próximo⁶⁶ ao encontrado pelo artigo de Alvarenga *et al.*: (2010a,2010b).

Gráfico 16 – Vendas sem redução do IPI e com aumento de 5% no crédito e vendas apenas sem redução do IPI no período entre janeiro de 2009 e março de 2010



Fonte: Elaboração própria.

Já para o período entre junho e dezembro de 2012, percebe-se que, segundo o gráfico 17, o qual se encontra na folha seguinte, o impacto do crédito sem redução do IPI teria sido maior em agosto, novembro e dezembro de 2012. Com esta simulação obteve-se que 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.

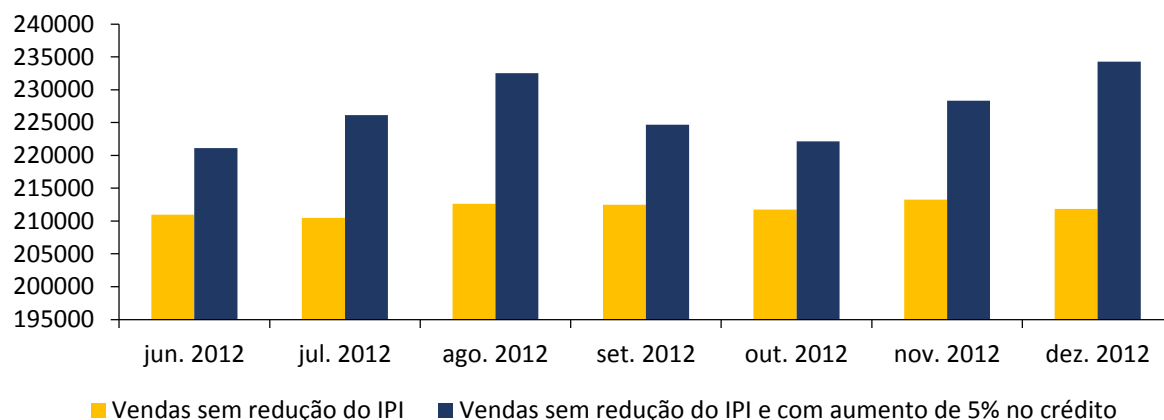
Percebe-se que, assim como para o período entre janeiro de 2009 e março de 2010, para o período entre junho e dezembro de 2012, o impacto do crédito sem redução do IPI é menor do que o obtido pela simulação das vendas com redução de IPI e aumento de crédito. Isso é diferente do que foi obtido por Alvarenga *et al.*(2010a,2010b), pois nesse artigo o impacto⁶⁷ 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 que no artigo de Alvarenga *et al.*(2010a,2010b) as simulações foram feitas entre janeiro de 2009 e novembro de

⁶⁶ O artigo de Alvarenga et al.(2010a,2010b) chegou à conclusão de que 8,3% das vendas que ocorreriam entre janeiro e novembro de 2009 sem a redução do IPI seriam por causa do crédito.

⁶⁷ O artigo de Alvarenga et al.(2010a,2010b) chegou 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

2009; e por causa do fato da variável renda utilizada no presente trabalho ser a renda média das pessoas ocupadas e não o PIB.

Gráfico 17 – Vendas sem redução do IPI e com aumento de 5% no crédito e vendas apenas sem redução do IPI no período entre junho e dezembro de 2012



Fonte: Elaboração própria.

Abaixo há uma tabela que resume os resultados dos três cenários para o primeiro período simulado (entre janeiro de 2009 e março de 2010) e para o segundo período simulado (entre junho e dezembro de 2012).

Tabela 12 – Resultados das simulações do comportamento das vendas para os três cenários

	Porcentagens para o 1º período (entre janeiro de 2009 e março de 2010)	Porcentagens para o 2º período (entre junho e dezembro de 2012)
1º cenário (Impacto das vendas sem redução do IPI)	23,2%	16,8%
2º cenário (Impacto do crédito com redução do IPI)	13,2%	11,2%
3º cenário (Impacto do crédito sem redução do IPI)	9,2%	6,7%

Fonte: Elaboração própria a partir das simulações realizadas.

No anexo J há as tabelas 38, referente ao período entre janeiro de 2009 e março de 2010 e 39, referente ao período entre junho e dezembro de 2012, que apresentam vendas com redução do IPI e as vendas simuladas em cada um dos cenários, ou seja, vendas com redução do IPI e aumento de 5% no crédito, vendas sem redução do IPI e com aumento de 5% no crédito e vendas sem redução do IPI.

6 CONCLUSÕES

Neste trabalho procurou-se analisar 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, onde o mundo enfrentava a crise financeira de 2008, e entre junho e dezembro de 2012, o qual 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 ao 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 poder obter o impacto da redução do IPI, o impacto do crédito com redução do IPI e o impacto do crédito sem 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 de 2008 e isso confirma a hipótese (a redução do IPI foi mais importante para explicar as vendas entre janeiro de 2009 e março de 2010) deste trabalho.

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 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 que ainda estavam 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 o impacto foi de 11,2%. Já 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.

Percebe-se também que, nos dois períodos, a redução do IPI teve um impacto maior do que o crédito. Assim, pode-se deduzir que para uma parcela dos consumidores a decisão de adquirir ou não um veículo estaria mais pautada no aproveitamento da oportunidade gerada pela redução temporária do IPI, do que pela renda e pelo crédito destinado à compra de veículos.

Assim, para o presente 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.

Os resultados tanto para os impactos da redução do IPI quanto os do aumento do crédito corroboram os estudos anteriores feitos por Alvarenga *et al.* (2010a, 2010b) sobre o fato da redução do IPI ser mais importante do que o crédito para a retomada das vendas. A diferença foi que o impacto do crédito, para o presente trabalho, é mais expressivo com a redução do IPI do que sem a redução do IPI.

Para estudos futuros, sugere-se a extensão do presente 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 e se a redução das alíquotas do IPI foi efetiva quanto à geração de empregos e à expansão do Produto Interno Bruto (PIB).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVARENGA, Gustavo Varela *et al.* Indústria automobilística e políticas anticíclicas: lições da crise. DISET/**Revista Radar**: Tecnologia, Produção e Comércio Exterior, Brasília, n.7, p. 9-14, abr. 2010a. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/100428_radar07.pdf>. Acesso em: 9 jan. 2015.

_____. **Políticas anticíclicas na indústria automobilística**: uma análise de cointegração dos impactos da redução do IPI sobre as vendas de veículos. Texto para discussão IPEA n° 1512, Rio de Janeiro, out. 2010b. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/1372/1/TD_1512.pdf>. Acesso em: 9 jan. 2015.

ALVES, Laís Sienna; WILBERT, Marcelo Driemeyer. 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. Disponível em <<http://www.congressosp.fipecafi.org>>. Acesso em 23 jan. 2015.

ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES - ANFAVEA. [Séries temporais: dados referentes a quantidade de automóveis e comerciais leves licenciados], São Paulo, 2012. Disponível em: <<http://www.anfavea.com.br/tabelas.html>> Acesso em: 25 jan. 2015.

_____. **Anuário da Indústria Automobilística Brasileira**, São Paulo, 2014. Disponível em: <<http://www.anfavea.com.br/anuario.html>>. Acesso em: 08 mar. 2015.

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: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/consultarvalores/consultarValoresSeries.do?method=consultarValores>>. Acesso em: 23 jan. 2015.

BARROS, Daniel Chiari e PEDRO, Luciana Silvestre. As mudanças estruturais do setor automotivo, os impactos da crise e as perspectivas para o Brasil. **Revista BNDES Setorial**, [S.l.], n. 34, p. 173-202, [S. l.], 2011. Disponível em: <https://web.bndes.gov.br/bib/jspui/bitstream/1408/1483/1/A%20BS%2034%20As%20mudan%C3%A7as%20estruturais%20do%20setor%20automotivo,%20os%20impactos%20da%20crise%20e%20as%20perspectivas%20para%20o%20Brasil_P.pdf>. Acesso em: 08 mar. 2015.

BORÇA JÚNIOR, Gilberto Rodrigues; TORRES FILHO, Ernani Teixeira. Analisando a Crise do *Subprime*. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, v. 15, n. 30, p. 129-159, dez. 2008. Disponível em: <<http://sistemas.mre.gov.br/kitweb/datafiles/IRBr/pt-br/file/CAD/LXIII%20CAD/Economia/Ernani%20Torres/Torres%20e%20Bor%C3%A7a%20Entendendo%20a%20Crise%20do%20Subprime.pdf>>. Acesso em: 23 jan. 2015.

BRASIL. Decreto n° 6691, de 11 de dezembro de 2008. Dá nova redação ao art. 7o do 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, DF, 12 dez. 2008. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2007-2010/2008/Decreto/D6691.htm>. Acesso em: 22 fev. 2015.

_____. Decreto n° 6809, de 30 de março de 2009. Altera a Tabela de Incidência do Imposto sobre Produtos Industrializados - TIPI, aprovada pelo Decreto no 6.006, de 28 de dezembro

de 2006. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 31 mar. 2009. Disponível em: < http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2007-2010/2009/Decreto/D6809impresao.htm >. Acesso em: 22 fev. 2015.

_____. Decreto nº 6890, de 29 de junho de 2009. Altera a Tabela de Incidência do Imposto sobre Produtos Industrializados - TIPI, aprovada pelo Decreto nº 6.006, de 28 de dezembro de 2006. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 30 jun. 2009. Disponível em: < http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2007-2010/2009/Decreto/D6890impresao.htm >. Acesso em: 22 fev. 2015.

_____. Decreto nº 7.017, de 26 de novembro de 2009. Altera os Anexos V e VII do Decreto nº 6.890, de 29 de junho de 2009. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 27 nov. 2009. Disponível em: < http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2007-2010/2009/Decreto/D7017impresao.htm >. Acesso em: 22 fev. 2015.

_____. Decreto nº 7567, de 15 de setembro de 2011. Regulamenta os arts. 5º e 6º da Medida Provisória nº 540, de 2 de agosto de 2011, os quais dispõem sobre a redução do Imposto sobre Produtos Industrializados - IPI em favor da indústria automotiva, e altera a Tabela de Incidência do IPI - TIPI, aprovada pelo Decreto nº 6.006, de 28 de dezembro de 2006. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 16 set. 2011. Disponível em: < http://www.planalto.gov.br/CCIVIL_03/_Ato2011-2014/2011/Decreto/D7567.htm >. 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, DF, 22 maio 2012. Disponível em: < http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2011-2014/2012/Decreto/D7726.htm >. Acesso em 22 fev. 2015.

_____. Decreto nº 7796, de 30 de agosto de 2012. Altera a redação de Notas Complementares aos Capítulos da Tabela de Incidência do Imposto sobre Produtos Industrializados - TIPI que menciona, aprovada pelo Decreto nº 7.660, de 23 de dezembro de 2011. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 31 ago. 2012. Disponível em: < http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2012/Decreto/D7796.htm >. Acesso em: 22 fev. 2015.

_____. Decreto nº 7819, de 03 de outubro de 2012. Regulamenta os arts. 40 a 44 da Lei nº 12.715, de 17 de setembro de 2012, que dispõe sobre o Programa de Incentivo à Inovação Tecnológica e Adensamento da Cadeia Produtiva de Veículos Automotores - INOVAR-AUTO, e os arts. 5º e 6º da Lei nº 12.546, de 14 de dezembro de 2011, que dispõe sobre redução do Imposto sobre Produtos Industrializados, na hipótese que especifica. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 03 out. 2012. Disponível em: < http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2012/Decreto/D7819.htm > . Acesso em: 22 fev. 2015.

_____. Decreto nº 7879, de 27 de dezembro de 2012. Altera a Tabela de Incidência do Imposto sobre Produtos Industrializados - Tipi, aprovada pelo Decreto nº 7.660, de 28 de dezembro de 2011. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 28 dez. 2012. Disponível em: < http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2012/Decreto/D7879.htm >. Acesso em: 22 fev. 2015.

_____. Decreto nº 7971, de 28 de março de 2013. Altera a Tabela de Incidência do Imposto sobre Produtos Industrializados - TIPI, aprovada pelo Decreto nº 7.660, de 23 de dezembro de 2011. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 1º abr. 2013. Disponível em: < http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2013/Decreto/D7971.htm >. Acesso em: 22 fev. 2015.

_____. 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, DF, 16 dez. 2008. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2008/mpv/451.htm>. Acesso em: 22 fev. 2015.

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

CARVALHO, Eveline Barbosa Silva; SILVA, Paulo Avelino Barbosa. **Internacionalização do Brasil: Dinâmica do Comércio e da Política Internacional**. Rio de Janeiro: Editora Ciência Moderna, 2012.

DICKEY, David A. & FULLER, Wayne A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, vol. 49, n. 4, 1981, pp: 1057-1072.

DIRETORIA DE ESTUDOS MACROECONÔMICOS-DIMAC. **Impactos da Redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) de Automóveis**. Nota técnica nº15, ago. 2009. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=624&Itemid=3>. Acesso em: 23 jan. 2015.

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.

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

FERREIRA, Lucas Machado; SILVA, Guilherme Jonas Costa da. Impactos da crise do *subprime* nos setores automobilístico e da construção civil do Brasil: uma análise empírica a partir de vetores autorregressivos (2003-2009). **Revista Economia Ensaios**, Uberlândia, MG; v.26; n.1, 2011. Disponível em: <<http://www.seer.ufu.br/index.php/revistaeconomiaensaios/issue/view/980>>. Acesso em: 25 jan. 2015.

FERREIRA, Rosenildo Gomes; JANKAVSKI, André. O Brasil é o negócio da China para Chery. **Isto É Dinheiro**, [S. l.], 18 jul. 2014. Disponível em: <<http://www.istoedinheiro.com.br/noticias/negocios/20140718/brasil-negocio-china-chery/172924.shtml>>. Acesso em: 05 mar. 2015.

FRANSES, P. H.; HALDRUP, N. The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration. **Journal of Business and Economic Statistics**, Alexandria, v. 12, n. 4, p. 471-478, oct. 1994.

FREITAS, Maria Cristina Penido 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. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-40142009000200011&lng=pt&nrm=iso&tlng=pt>. Acesso em: 25 jan. 2015.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS-FGV. **IPA origem - produtos industriais**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 25 jan. 2015.

_____. **IPC - geral – índice**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 25 jan. 2014.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA-IBGE. **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 metropolitanas, segundo os meses de referência** - fev.2002-nov.2014. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/trabalhoerendimento/pme_nova/default_tab_hist.shtm>. Acesso em: 25 jan. 2015.

JOHANSEN, Soren ; JUSELIUS, Katarina. Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 52, 169–210. 1990.

KWIATOWSKI, D.; PHLLIPS, Peter C. B.; SCHIMIDT, Peter; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, North-Holland vol. 54, 1992, pp: 159-178.

LEIFERT, Rodrigo Mantaut; LUCINDA, Cláudio Ribeiro de. Economia de baixo carbono: avaliação de impactos de restrições e perspectivas tecnológicas - Setor Automobilístico. **Núcleo de Estudos de economias de baixo carbono**, USP Ribeirão Preto,dez. 2012. Disponível em:< http://www.desenvolvimento.gov.br/arquivos/dwnl_1378400682.pdf>. Acesso em: 08 mar. 2015.

MACKINNON, James G.; HAUG, Alfred A.; MICHELIS, Leo. Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, 14, 563-577, 1999.

MARGARIDO, Marco Antônio. 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. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/publicacoes/pdf/asp-1-04-6.pdf>>. Acesso em: 20 mar. 2015.

MARGARIDO,Marco Antônio; MEDEIROS JUNIOR,Helcio de.Teste para mais de uma raiz unitária: Uso do software SAS na elaboração de uma rotina para o teste Dickey-Pantula. **PESQUISA & DEBATE**, SP, volume 17, número 1 (29) p. 149-170, 2006.Disponível em: < <http://revistas.pucsp.br/index.php/rpe/article/viewFile/11847/8568>>.Acesso em: 08 mar. 2015.

MARTELLO, Alexandro. Governo reduz IPI de carros e tributo sobre operações de crédito. **G1 Economia**, Brasília, 21 maio 2012. Disponível em:<<http://g1.globo.com/economia/noticia/2012/05/governo-reduz-ipi-de-carros-e-tributo-sobre-operacoes-de-credito.html>>. Acesso em: 25 jan. 2015.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, Nov. 1989.

POGUETTO, Patrícia Dal.Produção de veículos despensa 47,1% em dezembro. **G1 CARROS**, São Paulo, 8 jan. 2009. Disponível em:<<http://g1.globo.com/Noticias/Carros>>

/0,,MUL947714-9658,00-PRODUCAO +DE+VEICULOS+DESPENCA+ EM+ DEZEMBRO.html>. Acesso em: 25 jan. 2015.

PORTAL JUSTIÇA BRASIL-JUSBRAZIL. **Alienação fiduciária: o que o STJ tem decidido sobre o tema.**[S.I.]2012. Disponível em:<<http://jurisway.jusbrasil.com.br/noticias/3181517/alienacao-fiduciaria-o-que-o-stj-tem-decidido-sobre-o-tema>>. Acesso em: 15 fev. 2015.

TODESCHINI, Marcos. Velocidade reduzida: A crise financeira atinge todos os elos da cadeia produtiva do setor de automóveis, um dos mais pujantes da economia brasileira. **Veja** [S. l.], 10 dez. 2008. Disponível em: <http://veja.abril.com.br/101208/p_158.shtml>. Acesso em: 08 fev. 2015.

VARELA, Átila. Entre os maiores do mundo. **O Povo online**, Fortaleza, 03 fev. 2015. Disponível em: <http://www.opovo.com.br/app/opovo/veiculos/2015/02/03/noticias_jornalveiculos,3387088/entre-os-maiores-do-mundo.shtml>. Acesso em: 09 mar. 2015.

ZIVOT, Eric; ANDREWS, Donald, W. K. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. **Journal of Business & Economic Statistics**, Vol. 10, No 3. ,jul. 1992, pp. 251-270.

ANEXOS

ANEXO A – ESTIMAÇÃO DE LVENDAS_SA E TESTES LM, ARCH-LME E JARQUE-BERA PARA OS RESÍDUOS DA VARIÁVEL LVENDAS_SA

Tabela 13 – Estimação do modelo ARMA (1,1) com intercepto e tendência linear para a variável LVENDAS_SA

Dependent Variable: LVENDAS_SA
 Method: Least Squares
 Date: 02/20/15 Time: 19:25
 Sample (adjusted): 2002M07 2012M12
 Included observations: 126 after adjustments
 Convergence achieved after 8 iterations
 Backcast: 2002M05

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.52474	0.107518	107.1891	0.0000
@TREND	0.007552	0.001285	5.878697	0.0000
AR(1)	0.930474	0.047913	19.42007	0.0000
MA(1)	-0.629835	0.098198	-6.413909	0.0000
R-squared	0.912874	Mean dependent var	12.01416	
Adjusted R-squared	0.910732	S.D. dependent var	0.308702	
S.E. of regression	0.092234	Akaike info criterion	-1.897755	
Sum squared resid	1.037857	Schwarz criterion	-1.807714	
Log likelihood	123.5585	F-statistic	426.0900	
Durbin-Watson stat	1.974303	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	.93			
Inverted MA Roots	.63			

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

Tabela 14 – Teste LM para autocorrelação serial dos resíduos da variável LVENDAS_SA com número de defasagens igual a 12

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.176868	Probability	0.308540
Obs*R-squared	14.32830	Probability	0.280237

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

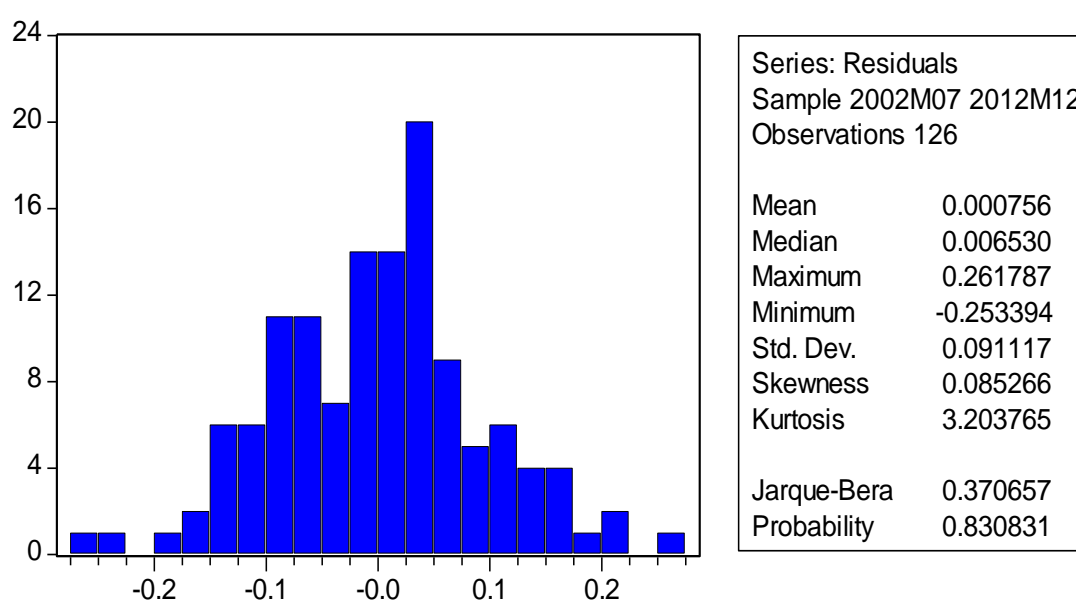
Tabela 15 – Teste ARCH-LM para heterocedasticidade condicional dos resíduos da variável LVENDAS_SA com número de defasagens igual a 12

ARCH Test:

F-statistic	1.168690	Probability	0.315755
Obs*R-squared	13.89939	Probability	0.307179

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

Gráfico 18 – Teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos de LVENDAS_SA



Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

ANEXO B – ESTIMAÇÃO DE D(LVENDAS_SA) E TESTES LM , ARCH-LM E JARQUE-BERA PARA OS RESÍDUOS DA VARIÁVEL D(LVENDAS_SA)

Tabela 16 – Estimação do modelo ARMA (1,1) com intercepto para a variável D(LVENDAS_SA)

Dependent Variable: D(LVENDAS_SA)

Method: Least Squares

Date: 03/05/15 Time: 15:23

Sample (adjusted): 2002M09 2012M12

Included observations: 124 after adjustments

Convergence achieved after 28 iterations

Backcast: 2002M02 2002M05

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007088	0.002251	3.148866	0.0021
AR(1)	-0.491892	0.061113	-8.048916	0.0000
AR(2)	-0.692622	0.064023	-10.81838	0.0000
MA(2)	0.454982	0.080249	5.669595	0.0000
MA(3)	-0.437334	0.036752	-11.89965	0.0000
MA(4)	-0.406165	0.079282	-5.123057	0.0000
R-squared	0.418754	Mean dependent var		0.006216
Adjusted R-squared	0.394125	S.D. dependent var		0.111510
S.E. of regression	0.086797	Akaike info criterion		-2.003302
Sum squared resid	0.888988	Schwarz criterion		-1.866836
Log likelihood	130.2047	F-statistic		17.00246
Durbin-Watson stat	2.286893	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	-.25+.80i	-.25-.80i		
Inverted MA Roots	.82	-.16-.97i	-.16+.97i	-.51

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

Tabela 17 – Teste LM para autocorrelação serial dos resíduos da variável D(LVENDAS_SA) com número de defasagens igual a 12

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.759285	Probability	0.690408
Obs*R-squared	9.804888	Probability	0.633073

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

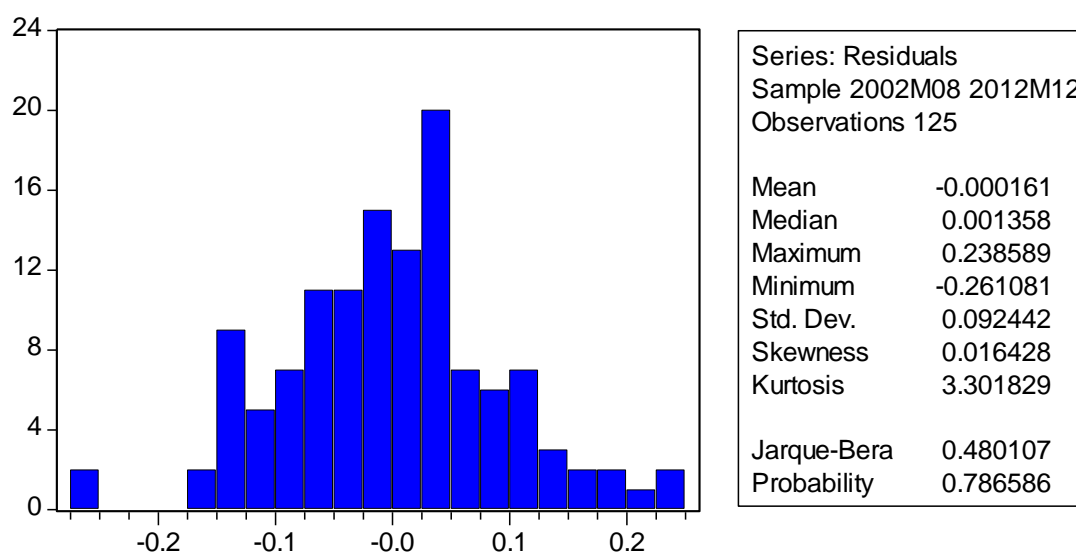
Tabela 18 – Teste ARCH-LM para heterocedasticidade condicional dos resíduos da variável D(LVENDAS_SA) com número de defasagens igual a 12

ARCH Test:

F-statistic	0.469945	Probability	0.927824
Obs*R-squared	6.036029	Probability	0.914255

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

Gráfico 19 – Teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos de D(LVENDAS_SA)



Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

ANEXO C – ESTIMAÇÃO DE LPRECOS_SA E TESTES LM , ARCH-LME E JARQUE-BERA PARA OS RESÍDUOS DA VARIÁVEL LPRECOS_SA

Tabela 19 – Estimação do modelo ARMA (2,0) com intercepto para a variável LPRECOS_SA

Dependent Variable: LPRECOS_SA

Method: Least Squares

Date: 02/20/15 Time: 19:37

Sample (adjusted): 2002M08 2012M12

Included observations: 125 after adjustments

Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.614996	0.011522	400.5219	0.0000
AR(1)	1.529393	0.071349	21.43543	0.0000
AR(2)	-0.576707	0.066600	-8.659226	0.0000
R-squared	0.980442	Mean dependent var	4.604368	
Adjusted R-squared	0.980121	S.D. dependent var	0.041464	
S.E. of regression	0.005846	Akaike info criterion	-7.422389	
Sum squared resid	0.004170	Schwarz criterion	-7.354509	
Log likelihood	466.8993	F-statistic	3057.902	
Durbin-Watson stat	2.110424	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	.85	.67		

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

Tabela 20 – Teste LM para autocorrelação serial dos resíduos da variável LPRECOS_SA com número de defasagens igual a 12

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.713312	Probability	0.073297
Obs*R-squared	19.68423	Probability	0.073300

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

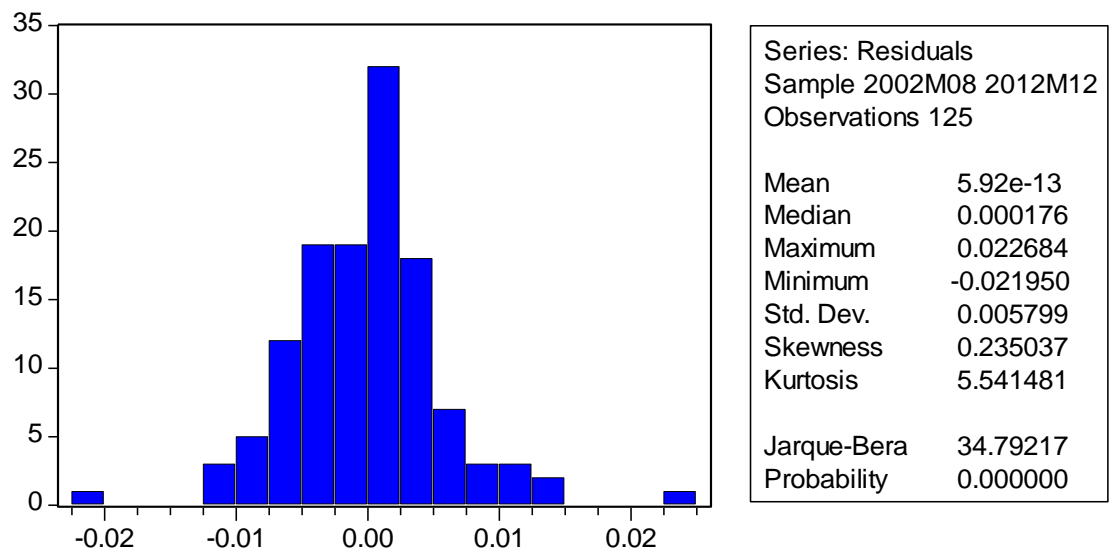
Tabela 21 – Teste ARCH-LM para heterocedasticidade condicional dos resíduos da variável LPRECOS_SA com número de defasagens igual a 12

ARCH Test:

F-statistic	0.618248	Probability	0.822273
Obs*R-squared	7.804436	Probability	0.800220

Fonte:Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

Gráfico 20 – Teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos de LPRECOS_SA



Fonte:Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

ANEXO D – ESTIMAÇÃO DE D(LPRECOS_SA) E TESTES LM, ARCH-LM E JARQUE-BERA PARA OS RESÍDUOS DA VARIÁVEL D(LPRECOS_SA)

Tabela 22 – Estimação do modelo ARMA (2,3) sem intercepto e sem tendência linear para a variável D(LPRECOS_SA)

Dependent Variable: D(LPRECOS_SA)

Method: Least Squares

Date: 03/05/15 Time: 15:57

Sample (adjusted): 2002M09 2012M12

Included observations: 124 after adjustments

Convergence achieved after 19 iterations

Backcast: 2002M03 2002M05

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.726558	0.045012	38.35787	0.0000
AR(2)	-0.827966	0.044299	-18.69023	0.0000
MA(1)	-1.403276	0.094037	-14.92254	0.0000
MA(2)	0.394874	0.151433	2.607578	0.0103
MA(3)	0.273466	0.083085	3.291412	0.0013
R-squared	0.581262	Mean dependent var		0.001364
Adjusted R-squared	0.567186	S.D. dependent var		0.008128
S.E. of regression	0.005347	Akaike info criterion		-7.585038
Sum squared resid	0.003402	Schwarz criterion		-7.471317
Log likelihood	475.2723	Durbin-Watson stat		2.024814
Inverted AR Roots	.86-.29i	.86+.29i		
Inverted MA Roots	.85-.43i	.85+.43i	-.30	

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

Tabela 23 – Teste LM para autocorrelação serial dos resíduos da variável D(LPRECOS_SA) com número de defasagens igual a 12

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.868917	Probability	0.580337
Obs*R-squared	9.745470	Probability	0.638279

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

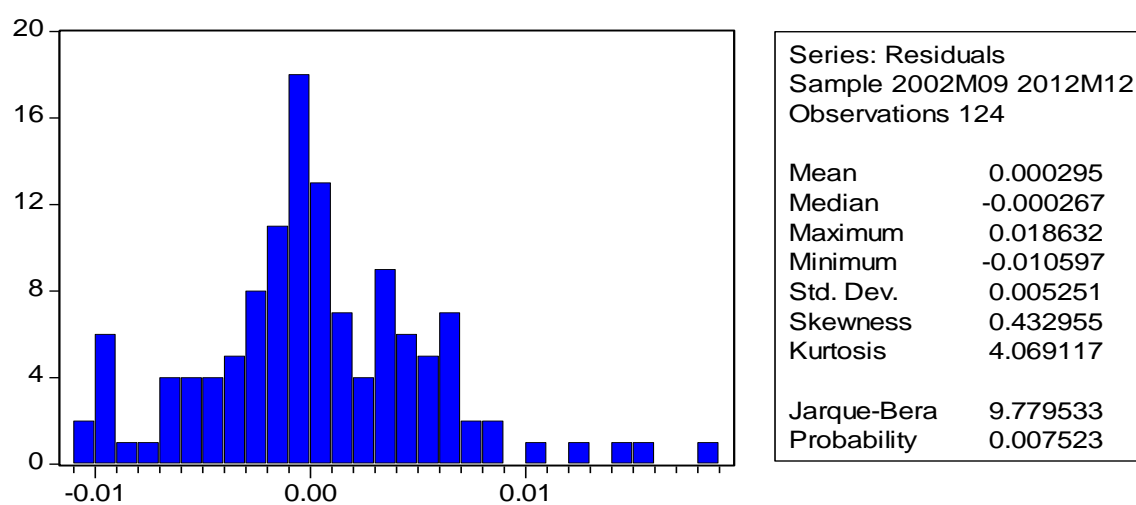
Tabela 24 – Teste ARCH-LM para heterocedasticidade condicional dos resíduos da variável D(LPPECOS_SA) com número de defasagens igual a 12

ARCH Test:

F-statistic	1.065224	Probability	0.397522
Obs*R-squared	12.80754	Probability	0.383184

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

Gráfico 21 – Teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos de D(LVENDAS_SA)



Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

ANEXO E – ESTIMAÇÃO DE LCREDITO_SA E TESTES LM, ARCH-LM E JARQUE-BERA PARA OS RESÍDUOS DA VARIÁVEL LCREDITO_SA

Tabela 25 – Estimação do modelo ARMA (1,1) com intercepto para a variável LCREDITO_SA

Dependent Variable: LCREDITO_SA

Method: Least Squares

Date: 03/05/15 Time: 16:08

Sample (adjusted): 2002M07 2012M12

Included observations: 126 after adjustments

Convergence achieved after 8 iterations

Backcast: 2002M05

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.590209	0.275590	31.17025	0.0000
AR(1)	0.970274	0.017855	54.34273	0.0000
MA(1)	-0.318773	0.088422	-3.605129	0.0005
R-squared	0.922835	Mean dependent var	8.340190	
Adjusted R-squared	0.921581	S.D. dependent var	0.398739	
S.E. of regression	0.111661	Akaike info criterion	-1.523183	
Sum squared resid	1.533576	Schwarz criterion	-1.455653	
Log likelihood	98.96056	F-statistic	735.4986	
Durbin-Watson stat	2.041447	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	.97			
Inverted MA Roots	.32			

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

Tabela 26 – Teste LM para autocorrelação serial dos resíduos da variável LCREDITO_SA com número de defasagens igual a 12

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.254278	Probability	0.256117
Obs*R-squared	15.04456	Probability	0.239009

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

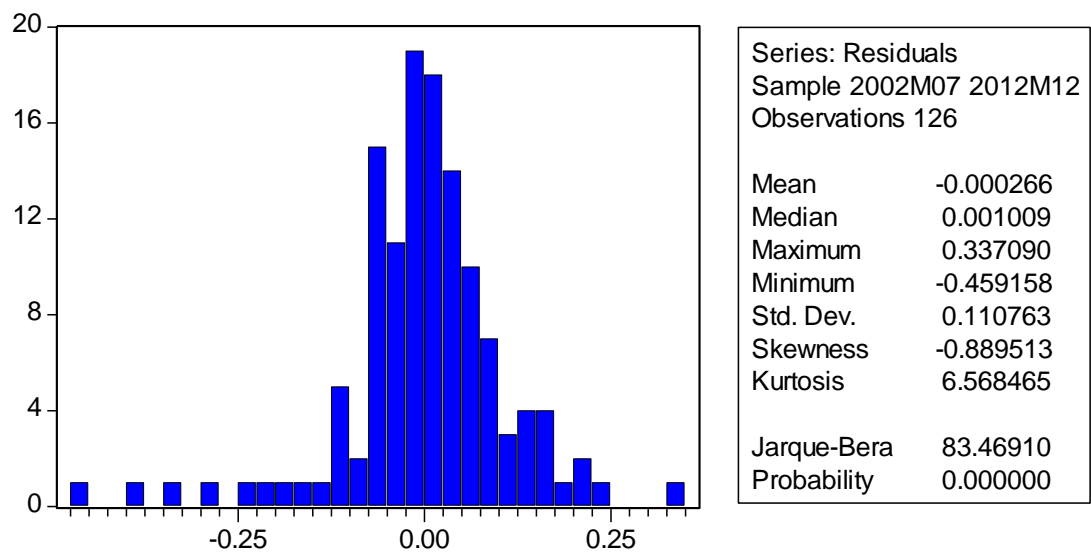
Tabela 27 – Teste ARCH-LM para heterocedasticidade condicional dos resíduos da variável LCREDITO_SA com número de defasagens igual a 12

ARCH Test:

F-statistic	1.306279	Probability	0.226662
Obs*R-squared	15.31592	Probability	0.224613

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

Gráfico 22 – Teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos de LCREDITO_SA



Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

ANEXO F – ESTIMAÇÃO DE D(LCREDITO_SA) E TESTES LM, ARCH-LM E JARQUE-BERA PARA OS RESÍDUOS DA VARIÁVEL D(LCREDITO_SA)

Tabela 28 – Estimação do modelo ARMA (1,1) sem intercepto e sem tendência para a variável D(LCREDITO_SA)

Dependent Variable: D(LCREDITO_SA)
 Method: Least Squares
 Date: 03/05/15 Time: 20:17
 Sample (adjusted): 2002M09 2012M12
 Included observations: 124 after adjustments
 Convergence achieved after 16 iterations
 Backcast: 2002M05

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	-1.271285	0.081359	-15.62560	0.0000
AR(2)	-0.363029	0.087218	-4.162298	0.0001
MA(1)	0.997335	0.020684	48.21846	0.0000
R-squared	0.152994	Mean dependent var		0.007903
Adjusted R-squared	0.138993	S.D. dependent var		0.119472
S.E. of regression	0.110859	Akaike info criterion		-1.537219
Sum squared resid	1.487056	Schwarz criterion		-1.468987
Log likelihood	98.30760	Durbin-Watson stat		2.019887
Inverted AR Roots	-.43	-.84		
Inverted MA Roots	-1.00			

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

Tabela 29 – Teste LM para autocorrelação serial dos resíduos da variável D(LCREDITO_SA) com número de defasagens igual a 12

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.868917	Probability	0.580337
Obs*R-squared	9.745470	Probability	0.638279

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

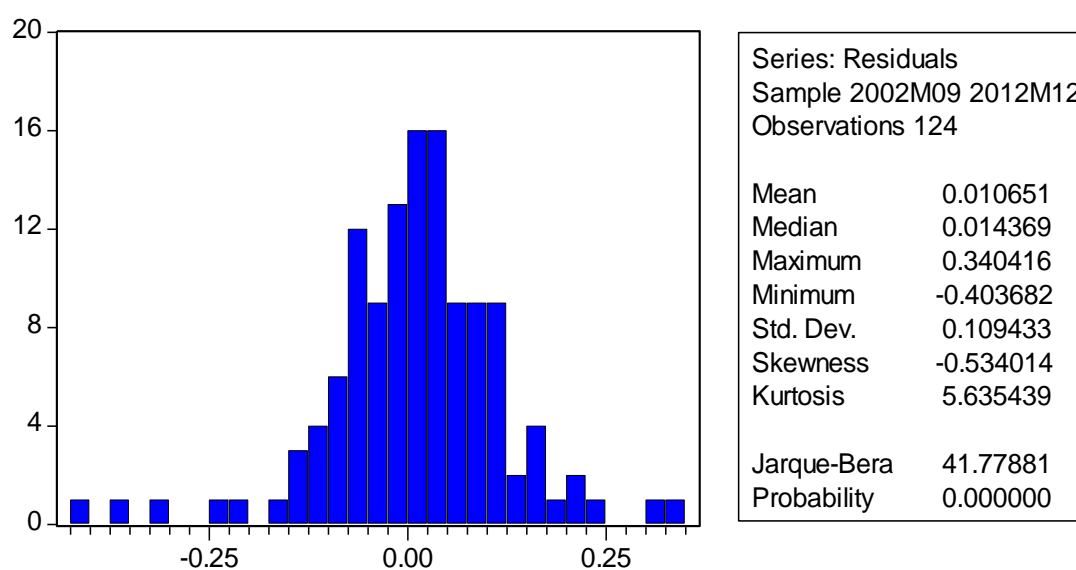
Tabela 30 – Teste ARCH-LM para heterocedasticidade condicional dos resíduos da variável D(LCREDITO_SA) com número de defasagens igual a 12

ARCH Test:

F-statistic	1.342981	Probability	0.206960
Obs*R-squared	15.67957	Probability	0.206357

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

Gráfico 23 – Teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos de D(LCREDITO_SA)



Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

ANEXO G – ESTIMAÇÃO DE LRENDAS_SA E TESTES LM, ARCH-LM E JARQUE-BERA PARA OS RESÍDUOS DA VARIÁVEL LRENDAS_SA

Tabela 31 – Estimação do modelo ARMA (2,2) com intercepto e tendência linear para a variável LRENDAS_SA

Dependent Variable: LRENDAS_SA
 Method: Least Squares
 Date: 03/05/15 Time: 19:50
 Sample (adjusted): 2002M08 2012M12
 Included observations: 125 after adjustments
 Convergence achieved after 14 iterations
 Backcast: 2002M04 2002M05

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.802329	0.004033	1686.800	0.0000
@TREND	0.003161	5.04E-05	62.74952	0.0000
AR(1)	1.517698	0.087337	17.37745	0.0000
AR(2)	-0.578055	0.075406	-7.665872	0.0000
MA(1)	-1.126128	0.086765	-12.97903	0.0000
MA(2)	0.187728	0.082295	2.281164	0.0243
R-squared	0.987478	Mean dependent var	7.016146	
Adjusted R-squared	0.986951	S.D. dependent var	0.101976	
S.E. of regression	0.011649	Akaike info criterion	-6.020425	
Sum squared resid	0.016148	Schwarz criterion	-5.884666	
Log likelihood	382.2766	F-statistic	1876.784	
Durbin-Watson stat	2.180140	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	.76-.05i	.76+.05i		
Inverted MA Roots	.92	.20		

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

Tabela 32 – Teste LM para autocorrelação serial dos resíduos da variável LRENDAS_SA com número de defasagens igual a 12

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.513660	Probability	0.901934
Obs*R-squared	6.662627	Probability	0.879080

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

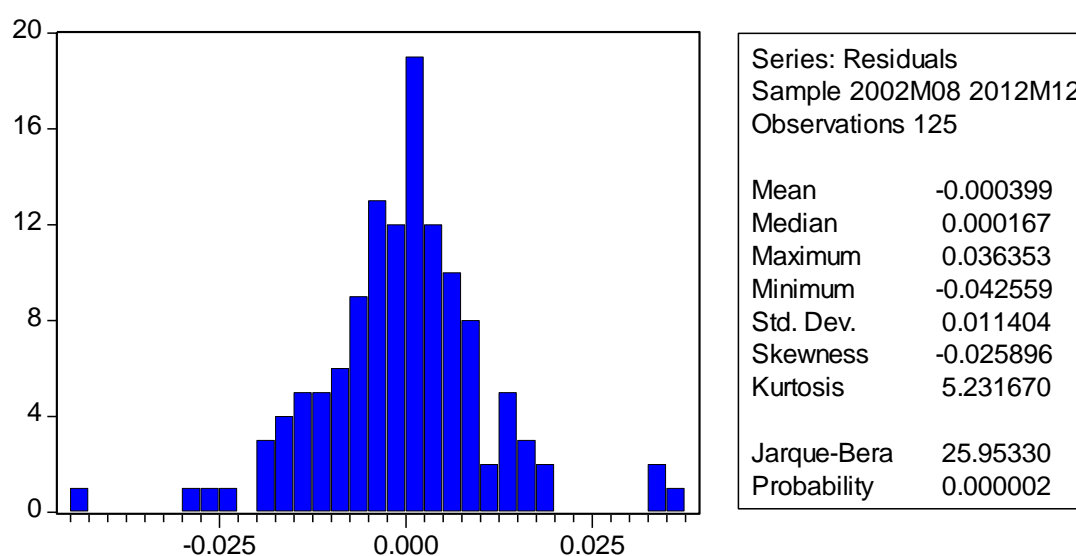
Tabela 33 – Teste ARCH-LM para heterocedasticidade condicional dos resíduos da variável LRENDAS_A com número de defasagens igual a 12

ARCH Test:

F-statistic	1.174658	Probability	0.311586
Obs*R-squared	13.96051	Probability	0.303237

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

Gráfico 24 – Teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos de LRENDAS_A



Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

ANEXO H – Estimação de D(LRENDAS_{SA}) e testes LM, ARCH-LM e Jarque-Bera para os resíduos da variável D(LRENDAS_{SA})

Tabela 34 – Estimação do modelo ARMA (2,4) com intercepto e tendência linear para a variável D(LRENDAS_{SA})

Dependent Variable: D(LRENDAS_{SA})

Method: Least Squares

Date: 03/05/15 Time: 20:59

Sample (adjusted): 2002M09 2012M12

Included observations: 124 after adjustments

Convergence achieved after 27 iterations

Backcast: 2002M02 2002M05

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003281	0.000141	23.22594	0.0000
AR(1)	0.640273	0.094374	6.784423	0.0000
AR(2)	0.220816	0.083084	2.657748	0.0089
MA(1)	-1.176146	0.045684	-25.74550	0.0000
MA(4)	0.177450	0.045334	3.914233	0.0002
R-squared	0.301809	Mean dependent var		0.001653
Adjusted R-squared	0.278341	S.D. dependent var		0.014759
S.E. of regression	0.012538	Akaike info criterion		-5.880604
Sum squared resid	0.018707	Schwarz criterion		-5.766883
Log likelihood	369.5975	F-statistic		12.86014
Durbin-Watson stat	1.954221	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.89	-.25		
Inverted MA Roots	1.00	.74	-.28+.40i	-.28-.40i

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

Tabela 35 – Teste LM para autocorrelação serial dos resíduos da variável D(LRENDAS_{SA}) com número de defasagens igual a 12

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.647211	Probability	0.089371
Obs*R-squared	19.31590	Probability	0.081185

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

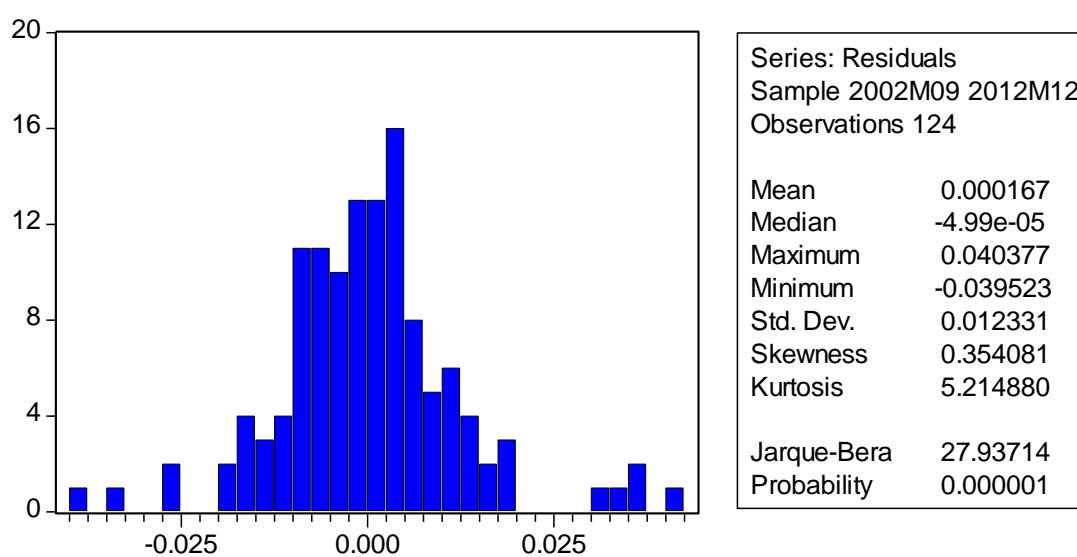
Tabela 36 – Teste ARCH-LM para heterocedasticidade condicional dos resíduos da variável D(LRENDAS_{SA}) com número de defasagens igual a 12

ARCH Test:

F-statistic	1.223230	Probability	0.278132
Obs*R-squared	14.46199	Probability	0.272184

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

Gráfico 25 – Teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos de D(LRENDAS_{SA})



Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

ANEXO I – ESTIMAÇÃO DO VEC CORRESPONDENTE AO MODELO SEM CONSTANTE E SEM TENDÊNCIA NO VETOR DE COINTEGRAÇÃO E NO VAR

Tabela 37 – Modelo VEC estimado para as séries vendas preços, renda, crédito

Vector Error Correction Estimates

Date: 03/05/15 Time: 21:27

Sample (adjusted): 2002M09 2012M12

Included observations: 124 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1			
LVENDAS_SA(-1)	1.000000			
LPRECOS_SA(-1)	2.088728 (0.78131) [2.67336]			
LCREDITO_SA(-1)	-0.493761 (0.17208) [-2.86936]			
LRENDAS_SA(-1)	-3.662485 (0.59686) [-6.13625]			
Error Correction:	D(LVENDAS_SA)	D(LPRECOS_SA)	D(LCREDITO_SA)	D(LRENDAS_SA)
CointEq1	-0.026052 (0.03300) [-0.78956]	-0.002934 (0.00203) [-1.44640]	0.070410 (0.03587) [1.96318]	0.020507 (0.00454) [4.51544]
D(LVENDAS_SA(-1))	-0.531027 (0.12651) [-4.19758]	0.007553 (0.00778) [0.97109]	0.411008 (0.13751) [2.98894]	-0.024294 (0.01741) [-1.39521]
D(LVENDAS_SA(-2))	-0.322417 (0.12261) [-2.62960]	0.006930 (0.00754) [0.91930]	0.175719 (0.13327) [1.31849]	-0.010872 (0.01688) [-0.64424]
D(LPRECOS_SA(-1))	-0.406311 (1.49658) [-0.27149]	0.617697 (0.09201) [6.71319]	4.271996 (1.62672) [2.62613]	-0.053956 (0.20599) [-0.26193]
D(LPRECOS_SA(-2))	0.403209 (1.53858) [0.26207]	0.089921 (0.09459) [0.95059]	-1.520003 (1.67238) [-0.90889]	0.027367 (0.21177) [0.12923]
D(LCREDITO_SA(-1))	0.049146	-0.007811	-0.133991	0.015304

	(0.11203) [0.43868]	(0.00689) [-1.13409]	(0.12177) [-1.10033]	(0.01542) [0.99248]
D(LCREDITO_SA(-2))	-0.042506 (0.11028) [-0.38542]	-0.004988 (0.00678) [-0.73561]	-0.026407 (0.11988) [-0.22029]	0.006894 (0.01518) [0.45418]
D(LRENDAS_SA(-1))	0.317198 (0.63852) [0.49677]	0.013566 (0.03926) [0.34556]	-0.327041 (0.69405) [-0.47121]	-0.331198 (0.08789) [-3.76848]
D(LRENDAS_SA(-2))	0.600659 (0.63615) [0.94421]	0.104397 (0.03911) [2.66922]	-0.754414 (0.69147) [-1.09103]	-0.017002 (0.08756) [-0.19417]
R-squared	0.287115	0.492763	0.266254	0.229076
Adj. R-squared	0.237523	0.457477	0.215211	0.175447
Sum sq. resids	1.090324	0.004121	1.288208	0.020656
S.E. equation	0.097371	0.005987	0.105839	0.013402
F-statistic	5.789550	13.96480	5.216255	4.271458
Log likelihood	117.5476	463.3850	107.2074	363.4534
Akaike AIC	-1.750768	-7.328790	-1.583991	-5.716991
Schwarz SC	-1.546070	-7.124092	-1.379293	-5.512293
Mean dependent	0.006216	0.001364	-0.007903	0.001653
S.D. dependent	0.111510	0.008128	0.119472	0.014759
Determinant resid covariance (dof adj.)	3.55E-13			
Determinant resid covariance	2.63E-13			
Log likelihood	1092.157			
Akaike information criterion	-16.97028			
Schwarz criterion	-16.06051			

Fonte: Resultados obtidos com o pacote econométrico EViews 5.0.

ANEXO J – SIMULAÇÃO DO COMPORTAMENTO DAS VENDAS DE VEÍCULOS ENTRE JANEIRO DE 2009 E MARÇO DE 2010 E ENTRE JUNHO E DEZEMBRO DE 2012

Tabela 38 – Simulação do comportamento das vendas para o primeiro período (entre janeiro de 2009 e março de 2010)

	Vendas com redução do IPI e aumento de 5% no crédito	Vendas com redução do IPI	Vendas sem redução do IPI e com aumento de 5% no crédito	Vendas sem redução do IPI
Jan. 2009	224473	220989	187216	168123
Fev. 2009	235938	219536	192955	164060
Mar. 2009	231747	238107	186283	159939
Abr. 2009	236838	223221	187336	166478
Maio 2009	244734	221866	189757	168160
Jun. 2009	244817	259104	188140	168655
Jul. 2009	247827	225363	185767	170389
Ago. 2009	254650	204498	189522	171746
Set. 2009	260028	251625	187426	172873
Out. 2009	262897	230150	184542	173213
Nov. 2009	269134	181766	188454	173201
Dez. 2009	294808	192356	186786	173960
Jan. 2010	269707	188526	184913	174484
Fev. 2010	272346	201606	186383	173901
Mar. 2010	277909	264678	185511	173291
Total	3827852	3323388	2810991	2552474

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos com as simulações feitas pacote econométrico EViews 5.0.

Tabela 39 – Simulação do comportamento das vendas para o segundo período (entre junho e dezembro de 2012)

	Vendas com redução do IPI e aumento de 5% no crédito	Vendas com redução do IPI	Vendas sem redução do IPI e com aumento de 5% no crédito	Vendas sem redução do IPI
Jun. 2012	268433	266144	221104	210993
Jul. 2012	274651	265426	226141	210481
Ago. 2012	294495	303866	232543	212624
Set. 2012	283259	222942	224670	212477
Out. 2012	295469	263445	222115	211743
Nov. 2012	292812	225913	228334	213275
Dez. 2012	300534	236217	234292	211868
Total	2009653	1783952	1589199	1483462

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos com as simulações feitas pacote econométrico EViews 5.0.