



**UNIVERSIDADE FEDERAL DA BAHIA**  
**FACULDADE DE ECONOMIA**  
**CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

**DIEGO NUNES TEIXEIRA**

**EQUILÍBRIO DE LONGO PRAZO ENTRE POLÍTICA**  
**MACROECONÔMICA E MERCADO DE CRÉDITO PARA AUTOMÓVEIS**  
**NO BRASIL**

**SALVADOR**  
**2013**

**DIEGO NUNES TEIXEIRA**

**EQUILÍBRIO DE LONGO PRAZO ENTRE POLÍTICA  
MACROECONÔMICA E MERCADO DE CRÉDITO PARA AUTOMÓVEIS  
NO BRASIL**

Trabalho de conclusão de curso apresentado no curso de Ciências Econômicas da Faculdade de Economia da Universidade Federal da Bahia requisito parcial à obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Gervásio Ferreira dos Santos

Co-orientador: Prof. Dr. André Luís Mota dos Santos

**SALVADOR**

**2013**

Ficha catalográfica elaborada por Vânia Magalhães CRB5-960

Teixeira, Diego Nunes

T266 Equilíbrio de longo prazo entre política macroeconômica e mercado de crédito para automóveis no Brasil./ Diego Nunes Teixeira. \_ Salvador, 2013.  
96 f.: il.; graf.; fig.; quad.

Trabalho de conclusão de curso (Graduação) - Universidade Federal da Bahia, Faculdade de Economia, 2013.

Orientador: Prof. Dr. Gervásio Ferreira dos Santos.

1. Automóveis. 2. Mercado de crédito. I. Santos, Gervásio Ferreira. II. Título. III. Universidade Federal da Bahia.

CDD – 332.1

**DIEGO NUNES TEIXEIRA**

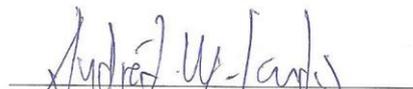
**EQUILÍBRIO DE LONGO PRAZO ENTRE POLÍTICA  
MACROECONÔMICA E MERCADO DE CRÉDITO PARA AUTOMÓVEIS  
NO BRASIL**

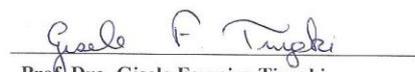
Trabalho de conclusão de curso apresentado no curso de Ciências Econômicas da Faculdade de Economia da Universidade Federal da Bahia requisito parcial à obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Aprovada em 10 de Janeiro de 2014.

Banca Examinadora

  
Prof. Dr. Gervásio Ferreira dos Santos  
Universidade Federal da Bahia - UFBA

  
Prof. Dr. André Luis Mota dos Santos  
Universidade Federal da Bahia - UFBA

  
Prof. Dra. Gisele Ferreira Tiryaki  
Universidade Federal da Bahia - UFBA

Dedico este trabalho aos meus avós:  
Oswaldo e Carmem.

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço ao meu orientador Prof. Dr. Gervásio Ferreira dos Santos e ao meu co-orientador Prof. Dr. André Luís Mota dos Santos pela dedicação e interesse em trazer para a discussão deste trabalho aspectos decisivos na sua elaboração. Sem estes professores não seria possível chegar a um resultado significativo da pesquisa. Agradeço a Prof. Dra. Gisele Ferreira Tiryaki que foi minha orientadora na iniciação científica e minha professora nas matérias de Introdução à Economia, Microeconomia e Economia Monetária. Agradeço-a por me instigar ao estudo da ciência econômica.

Professores Gervásio, André e Gisele têm papel decisivo neste processo de construção deste novo economista. Vocês me mostraram a importância da ciência econômica para a sociedade e sempre incentivaram a busca por novas descobertas acadêmicas. Sou grato à vocês por conseguirem instigar o gosto pelo estudo por esta profissão. Muito obrigado!

Agradeço à minha família por me dar as condições necessárias para construir esta a formação acadêmica alcançada. Sem vocês dando apoio não seria possível realizar os meus objetivos profissionais. Agradeço ao Colégio SS. Sacramento pela ajuda na formação do meu caráter e do cidadão que sou hoje.

Por fim e não menos importante, agradeço aos meus amigos. Como passei quatro anos na graduação desta faculdade não posso deixar de agradecer aos meus colegas de faculdade pelas horas de estudos e por me dar a oportunidade de conhecer novas pessoas que pretendo continuar mantendo no meu ciclo de amizades.

## RESUMO

Este trabalho tem como objetivo construir as curvas de oferta e demanda para o mercado de automóveis no Brasil. A partir dessas duas curvas, duas questões foram analisadas: o efeito da política de redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI); e a importância da taxa de juros para o indivíduo adquirir o automóvel. O tratamento teórico envolveu uma revisão teórica sobre o papel da política monetária no ciclo econômico e dando mais ênfase à assimetria de informação, racionamento de crédito e os custos associados à concessão de crédito no mercado financeiro, além de uma revisão empírica de estudos relacionados à demanda de bens duráveis, com ênfase ao mercado de automóveis. A metodologia para o tratamento empírico do problema de pesquisa foi o modelo de Vetor de Correção de Erros (VECM), para verificar as relações de longo prazo entre variáveis macroeconômicas e as políticas governamentais de expansão do crédito e aumento do consumo de automóveis para pessoas físicas. Os resultados mostraram que o aumento das concessões de crédito e dos prazos de financiamento e a redução do IPI para a compra de automóveis durante o período de 2002 a 2012 favoreceram o crescimento das vendas de veículos no varejo. Além disso, em momentos favoráveis do ciclo econômico, os financiamentos aumentaram consideravelmente, de maneira a gerar problemas de assimetria de informações sobre os tomadores de crédito.

Palavras-Chave: Crédito. VECM. Automóveis. Demanda. Oferta. Imposto sobre Produtos industrializados.

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	<b>8</b>
<b>2</b>	<b>ANÁLISE DO CRÉDITO PARA AUTOMÓVEIS NO BRASIL</b>	<b>11</b>
2.1	MERCADO DE AUTOMÓVEIS NO BRASIL	11
2.2	ANÁLISE DAS MEDIDAS DE IMPULSO NO CRÉDITO PARA AUTOMÓVEIS	15
<b>3</b>	<b>REVISÃO TEÓRICA</b>	<b>23</b>
3.1	TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA: EFEITOS DA ASSIMETRIA DE INFORMAÇÕES NO MERCADO DE CRÉDITO	23
3.2	MODELO DE STIGLITZ: CICLOS ECONÔMICOS E SEUS MICROFUNDAMENTOS	25
3.3	REVISÃO EMPÍRICA	31
<b>4</b>	<b>METODOLOGIA: MODELOS MULTIVARIADOS DE SÉRIES DE TEMPO</b>	<b>35</b>
4.1	MODELO VETOR AUTO REGRESSIVO	35
4.2	MODELO VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS	38
4.3	DESCRIÇÃO DOS DADOS E DAS VARIÁVEIS	43
<b>5</b>	<b>RESULTADOS</b>	<b>45</b>
5.1	ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE E COINTEGRAÇÃO	45
5.2	ANÁLISE DO MODELO VETOR CORREÇÃO DE ERROS	49
<b>5.2.1</b>	<b>Modelo irrestrito</b>	<b>49</b>
5.2.1.1	Função Resposta ao Impulso	50
<b>5.2.2</b>	<b>Modelo restrito</b>	<b>53</b>
<b>6</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b>	<b>56</b>
	<b>REFERÊNCIAS</b>	<b>59</b>
	<b>APÊNDICES</b>	<b>62</b>
	<b>ANEXOS</b>	<b>91</b>

## 1 INTRODUÇÃO

A concessão de crédito para o mercado de automóveis é de grande relevância para a economia brasileira. A dificuldade de encontrar trabalhos que estimem as curvas de oferta e de demanda por crédito no mercado de automóveis brasileiro faz-se com que este estudo desenvolva uma abordagem que facilite projeções de crédito ao setor e avalie os impactos causados pelas variáveis independentes propostas neste trabalho. Os mercados de crédito diferem dos mercados convencionais, por entregar um recurso financeiro a um indivíduo ou empresa que é trocado por uma promessa de pagamento futuro. Entretanto, as promessas de pagamento podem não ser cumpridas. Se o mercado de crédito fosse como os mercados padrão, a taxa de juros (preço que equaciona a oferta e demanda de crédito) indicaria apenas a que o indivíduo promete pagar, não o que ele realmente reembolsa. Desse modo, a taxa de juros não é a única dimensão de equilíbrio neste mercado.

A alocação de crédito tem implicações tanto no nível microeconômico como macroeconômico. No nível microeconômico, os mercados de crédito não podem funcionar bem devido a problemas com a assimetria de informações como faria um mercado padrão. A natureza especial deste mercado é evidente no caso de racionamento de crédito, proposto por Stiglitz (1989). Os indivíduos estão ávidos por empréstimos, porém são negados o crédito mesmo sendo dispostos a pagarem uma taxa de juros maior do que a de mercado, enquanto semelhantes agentes conseguem obter o empréstimo. No nível macroeconômico, as políticas adotadas na alocação e estímulo ao crédito são uma fonte das prováveis flutuações econômicas. A taxa de juros é utilizada como instrumento de política monetária para estimular o crescimento econômico e fornecer liquidez ao mercado financeiro.

Algumas medidas foram utilizadas pelo governo para ajudar a reduzir a assimetria de informação no mercado de crédito no Brasil. A criação das Centrais de Informação (CIC) entre as instituições financeiras tiveram importante função neste sentido. A lei de Alienação Fundiária e as políticas adotadas pelo Banco Central do Brasil deram o alicerce para o aumento da oferta de crédito. Em especial, para a concessão de crédito para o mercado de automóveis, esta participação aumentou significativamente. As concessões de crédito livre a pessoas físicas sofreram leve redução desde de 2008, porém voltaram a

crescer a partir de 2009, com os incentivos de redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) para os produtores de automóveis. Desse modo, a participação do governo no estímulo ao consumo das famílias e o suporte fiscal para a indústria automobilística foram ferramentas importantes para dinamizar o setor e a economia brasileira.

Diante do presente contexto, o problema de pesquisa que se colocou é: qual é o impacto da política de redução da alíquota do IPI sobre o consumo no mercado de automóveis no Brasil e a importância da taxa de juros para a concessão de crédito neste setor? Para resolver esse problema, será realizado um estudo empírico com o objetivo de construir as curvas de oferta e demanda para o mercado de automóveis no Brasil, a fim de analisar os impactos causados pela concessão de crédito para o consumo de automóveis e pela redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI). O período de 2002 a 2012 foi escolhido devido à implantação de políticas governamentais de impulso da atividade econômica promovidas pelo governo a fim de incrementar a expansão do crédito e, conseqüentemente, do consumo de automóveis para pessoa física. Para tanto, será necessário analisar as medidas tomadas pelo Banco Central do Brasil, bem como as características do mercado de automóveis. A partir da utilização de modelos multivariados de séries de tempo, para aplicar de modelo vetor de correção de erros (VECM) para estimar a oferta e a demanda por automóveis, desse modo, realizar as projeções necessárias à monografia.

Além desta introdução, este trabalho contém cinco capítulos. No segundo capítulo apresenta-se análise do mercado de automóveis e das políticas de impulso para estimular a expansão do crédito para pessoas físicas na economia brasileira no período de 2002 a 2012. Três medidas podem ser consideradas de relevância para o crescimento dos empréstimos à pessoas físicas: a redução do IPI, dos compulsórios e o prolongamento dos prazos de financiamento a reduziram os impactos da crise financeira internacional de 2008. Desse modo, a participação do governo foi decisiva pra incentivar a consumo de automóveis.

No terceiro capítulo será realizada a revisão teórica sobre o papel da política monetária no ciclo econômico e dando mais ênfase à assimetria de informação, racionamento de

crédito e os custos associados à concessão de crédito no mercado financeiro. Mishkin (1996) aborda a transmissão da política monetária pelo canal de crédito sobre a ótica do balanço patrimonial das famílias. Bernanke (1995) retrata a visão do prêmio de financiamento dos empréstimos e os custos associados com o monitoramento e cobrança. E Stiglitz concentra sua análise no indivíduo que obtém o crédito e nas políticas de oferta de recursos. A revisão empírica terá a apresentação de estudos relacionados à demanda de bens duráveis, dando ênfase ao mercado de automóveis.

O quarto capítulo discute a metodologia empreendida no trabalho dos modelos multivariados de séries de tempo. Os modelos econômicos são utilizados para aplicar os questionamentos baseados na teoria econômica. Os modelos multivariados permitem expressar os modelos econômicos completos nos quais tem como objetivo estimar os parâmetros destes modelos. O modelo vetor correção de erros (VECM) será utilizado para estimar os impactos ao longo do tempo da política de impulso da redução do IPI para automóveis perante as demais variáveis do modelo. Assim como, construir as curvas de oferta e demanda por automóveis.

O quinto capítulo traz os resultados pretendidos para responder o problema de pesquisa. Os resultados encontrados mostram que a taxa de juros é uma variável importante de política monetária. Os juros apresentam efeito quase imediato para regular o volume de recursos financeiros emprestáveis, entretanto o impacto sobre o indivíduo que compra o automóvel é possivelmente sentido na quantidade vendida somente um ano após a implementação da política. O prazo e o IPI mostraram resultados importantes para quem demanda automóveis. E finalmente no último capítulo, será reservado para as considerações finais.

## **2 ANÁLISE DO CRÉDITO PARA AUTOMÓVEIS NO BRASIL**

Neste capítulo será realizado a análise qualitativa do mercado de crédito e de automóveis no Brasil no período de 2002 a 2012. O capítulo está subdividido em duas partes. A primeira parte será analisado a evolução da frota de veículos emplacados anualmente no Brasil. Em seguida será construído um índice para avaliar a participação de carros populares novos de modo geral no país. Na segunda parte deste capítulo, será destacado as medidas tomadas pelo Banco Central do Brasil para a expansão do crédito, as mudanças ocorridas ao longo do tempo nas concessões de crédito para a aquisição de veículos, nas receitas tributárias do Imposto sobre Produtos Industrializados, nas taxas de juros nos diversos setores da economia e na taxa de inadimplência do setor automobilístico.

### **2.1 MERCADO DE AUTOMÓVIES NO BRASIL**

Segundo Barros e Pedro (2012), no início da década de 1950, a importação de automóveis respondia por mais de 15% do total de importações feita pela economia brasileira. A vendas de veículos importados totalizava mais de cem mil unidades. A preocupação do governo com o balanço de pagamentos fez com que o governo de Getúlio Vargas, em 1952, criasse a Subcomissão de Jipes, Tratores, Caminhões e Automóveis, ligada à Comissão de Desenvolvimento Industrial (CDI) para efetivar uma política industrial direcionada ao setor automotivo. Além disso, impôs barreiras à importação de autopeças similares às nacionais em 1953 e vetou a importação de veículos completos. Estas medidas fizeram com que incentivassem a instalação de montadoras no Brasil (primeiramente três montadoras: a Volkswagen, a Willys-Overland e a Mercedes-Benz). Desse modo, foi concluído que existia uma necessidade estratégica de incentivos do governo para desenvolver o setor, visto que a demanda por veículos crescia e era estimulada pela predominância da rodovia como meio de transporte e na logística das mercadorias.

O plano de metas de Juscelino Kubitschek em 1956 ajudou a desenvolver o mercado de automóveis no Brasil. O modelo de substituição de importações atrelado com as metas consolidaram a indústria automotiva como o setor industrial prioritário ao governo.

Durante a década de 1960, o setor automotivo cresceu à taxa média de 20% ao ano. Duas condições explicam o fenômeno, sendo que a primeira condição foi a expansão da demanda proveniente do aumento da renda. A segunda condição foi às facilidades de acesso ao crédito em um momento de conjuntura econômica de muita liquidez. Portanto, o crescimento do setor automobilístico no Brasil foi impulsionado pela política governamental, quanto pelo ciclo econômico internacional favorável.

Os incentivos oferecidos pelo governo surtiram efeito. Barros e Pedro (2012) afirmam que entre 1972 e 1974, a produção automobilística aumentou em quase 50%. Porém, a crise do petróleo em 1973 e a retração na liquidez, com a conseqüente redução do crédito, diminuíram as vendas e aumentaram a capacidade ociosa do setor. Mesmo enfrentado dificuldades, a indústria registrou crescimento na produção e vendas, chegando no final da década de 1970 com mais de um milhão de veículos vendidos.

A década de 1980 foi marcada desaceleração econômica do Brasil. A crise da dívida externa, o aumento do desemprego, estagnação econômica e inflação crescente provocaram queda na demanda por automóveis e no nível de investimento no segmento. Segundo a Anfavea (2006), o baixo investimento no setor contribuiu para a defasagem tecnológica, altos custos de produção e a falta de competitividade com os modelos internacionais. Com isso, a restrição de crédito, a crise do petróleo e a estagnação econômica dificultaram o mercado de automóveis no Brasil.

Com a abertura econômica ocorrida a partir da década de 1990, fez com que o governo entrasse em cena novamente para retomar o crescimento do segmento de veículos. Foram realizadas medidas específicas de política industrial para o setor automobilístico, como por exemplo a redução dos preços dos veículos em cerca de 22%, com a redução do IPI e do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) e das margens de lucro das montadoras, fornecedores e concessionárias (BARROS; PEDRO, 2012). Desse modo, observa-se que a política de impulso da redução do IPI já era uma prática realizada por governos anteriores para incentivar o consumo de automóveis no país.

Mais recentemente, as inovações tecnológicas vem mudando a percepção da sociedade com relação ao automóvel. A sociedade do segundo milênio está mais interessada nas

condições ambientais e tem propiciado o surgimento de novas alternativas para substituir ou minimizar os impactos dos carros a combustão. Casto e Ferreira (2010) apontam, como uma forte tendência, a eletromobilidade ou o motor elétrico. Nos dias atuais, os custos são altos e não existe um modelo padrão de bateria para automóveis. A bateria mais utilizada é a de íon-lítio, porém existem dificuldades na produção em escala e na infraestrutura de recarga. Essas dificuldades, vem dificultando o desenvolvimento de veículos totalmente elétricos.

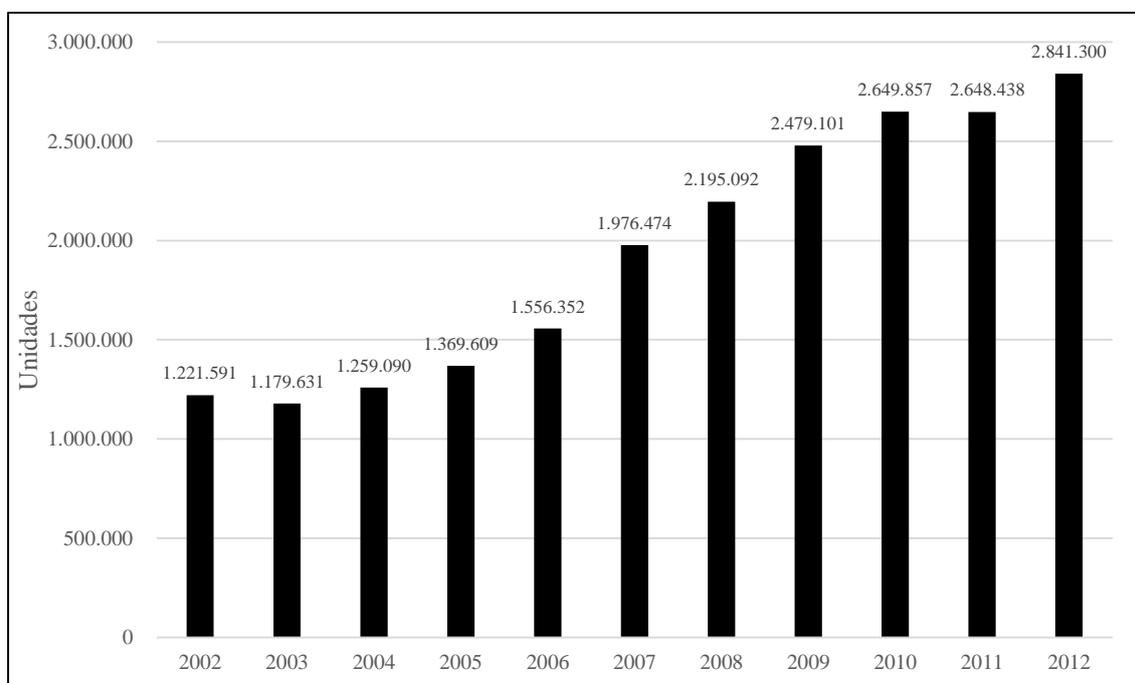
Uma alternativa que está sendo utilizada são os veículos híbridos que utilizam motor a combustão e apoio de um sistema com motor elétrico. Além disso, também são utilizados os carros *flex fuel* (como são conhecidos no Brasil), que podem ser abastecidos tanto com gasolina, como etanol, ou uma combinação dos dois combustíveis. Atualmente, os carros *flex* são predominantes nas ruas brasileiras, entretanto são menos eficientes do que motores com escolha de um só tipo de combustível. É um desafio a ser alcançado. Nesse contexto, o processo de desenvolvimento de inovações para reduzir os impactos ambientais e aumentar a eficiência são necessários e fazem parte da estrutura do mercado de automóveis no Brasil.

Nesta seção será analisada a evolução da frota de automóveis emplacados anualmente no Brasil. Em seguida será construído um índice para avaliar a participação de carros populares novos no país. A partir dos dados coletados na Federação Nacional da Distribuição de Veículos Automotores (FENABRAVE) de carros novos e emplacados no período de 2002 a 2012 será analisado a evolução do volume de automóveis vendidos anualmente.

O mercado de automóveis no Brasil apresentou um grande volume de vendas. No ano de 2012, a venda de automóveis no varejo foi 233% superior à registrada em 2002. As medidas tomadas pelo Banco Central para manter as condições macroeconômicas estáveis e melhorar o acesso às informações dos tomadores de recursos nas intermediárias financeiras contribuíram para que o volume de crédito concedido para a aquisição de veículos aumentasse o volume de vendas no varejo. Analisando o aumento das concessões de crédito (GRÁFICO 03) e o número de automóveis vendidos, é possível verificar que as vendas foram acompanhadas de maior volume de recursos destinados para a compra

do carro zero quilômetro. Entre os anos de 2008 e 2012, as vendas foram sempre superiores a 2 milhões de automóveis novos no Brasil. Desse modo, a participação do crédito para a compra do automóvel é relevante para o cenário de crescimento das vendas.

Gráfico 01 – Frota de automóveis novos vendidos no varejo e emplacados, 2002 – 2012



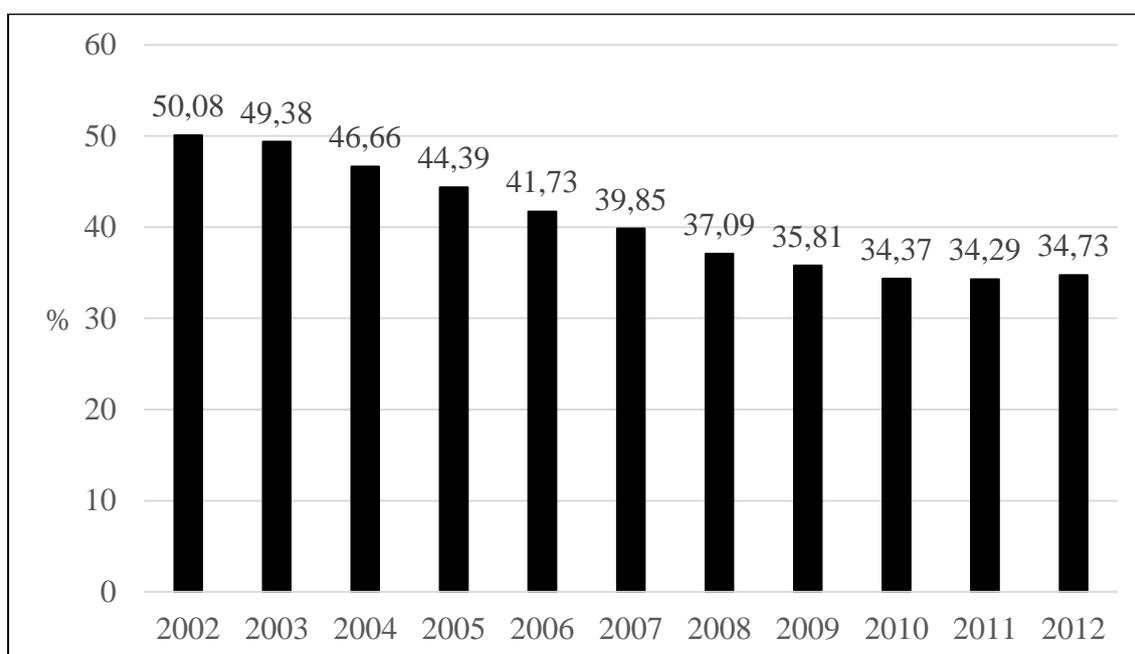
Fonte: Elaboração própria, 2013. Com base em FENABRAVE, 2013

Nesta pesquisa, o segmento de carros novos no Brasil será dividida em duas partes. A primeira parte refere-se a carros populares e a segunda parte o restante do segmento. Para isso, desenvolveu-se um índice para o segmento de carros populares no Brasil. O índice atribui como carros novos populares, os modelos de entrada da marca, com menor número de opcionais, valor mais acessível e um volume maior de vendas.

Os modelos selecionados como carros populares foram: Gol, Palio, Celta, Uno e Fiesta. A parte deste índice, apresentado no gráfico 02, é possível observar que a participação destes carros ao longo da série foi diminuindo no mercado de automóveis novos brasileiro. No primeiro ano da série, em 2002, a participação nas vendas deste tipo de veículo representavam mais do que 50% do mercado. Dois fatores podem ter contribuído para esta retração. O primeiro fator é que ao longo do tempo novos modelos e tipos de carros foram sendo introduzidos no mercado, o que retraiu a participação nas vendas dos carros selecionados pelo índice. O segundo fator seria a maior exigência do consumidor

em adquirir carros mais confortáveis, potentes e com maior número de opcionais, na medida em que a renda disponível e o acesso ao crédito aumentou e as taxas de juros diminuíram ao longo dos anos. O crescimento da renda e a facilidade de captação de recursos financeiros são fatores de destaque no mercado de automóveis

Gráfico 02 – Participação do índice no mercado de carros novos no Brasil, 2002 - 2012



Fonte: Elaboração própria, 2013. Com base em FENABRAVE, 2013

Essas evidências apontam para o fato de que o mercado de automóveis cresceu atrelado ao crescimento da atividade econômica e da maior oferta de crédito.

## 2.2 ANÁLISE DAS MEDIDAS DE IMPULSO NO CRÉDITO PARA AUTOMÓVEIS

O Banco Central tem como uma de suas atribuições o estabelecimento de medidas direcionadas para melhorar o crédito no Brasil. Existem quatro condições necessárias para o crédito crescer de forma consistente e barato no sistema financeiro. A primeira delas é a estabilidade macroeconômica e a confiança no sistema financeiro, propiciando um ambiente favorável e previsível. A segunda condição é que as medidas fiscais, monetárias e de regulação bancária sejam cumpridas. Os bancos precisam pagar seus impostos, obedecer a política monetária de manter os depósitos compulsórios e as exigências regulatórias. A terceira condição refere-se a transparência e concorrência. O tomador de

crédito deve ter a garantia de transparência da atuação das instituições financeiras e ter acesso às informações do mercado de crédito para selecionar e precificar a melhor instituição financeira. Finalmente, a quarta condição é manter um sistema legal com normas e leis que permitam o sistema judiciário minimizar os prejuízos dos bancos associados à inadimplência. As ações para diminuir o risco de crédito, aumentar a transparência e a concorrência no mercado de crédito são iniciativas benéficas para que o tomador de crédito tenha juros cada vez menores e oferta maior. Nesse sentido, estas ações contribuiriam para financiar o crescimento da economia brasileira.

As instituições financeiras levantam informações dos futuros tomadores de crédito com o objetivo de definir a política creditícia. Os bancos e emprestadores de recursos avaliam a capacidade e a disposição a pagar através do relacionamento construído ao longo do tempo, levantando e analisando os dados e informações com empresas e instituições que realizaram operações com o tomador. As instituições financeiras se associaram e criaram as Centrais de Informação de Crédito (CIC) para facilitar a coleta de dados. As CICs tem como objetivo minimizar a assimetria de informação existente entre o credor e o tomador de empréstimo (CHU, 2002). Essa melhora na qualidade das informações permite que os bancos estabeleçam as taxas de juros a serem cobradas para o tomador incorporando os riscos de inadimplência.

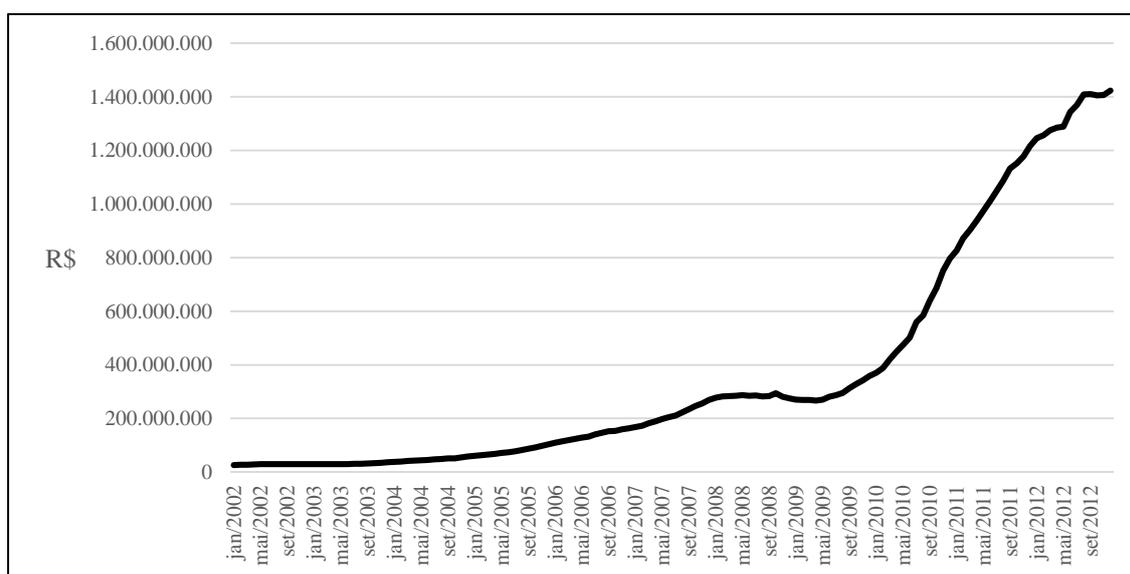
As CICs podem ser privadas ou públicas. As CICs privadas em geral apresentam informações negativas relativas às inadimplências. As CICs públicas como é o caso da Central de Risco do Banco Central do Brasil, além de informações negativas, também ressaltam as características positivas dos tomadores de crédito. A obtenção dessas informações é benéfico para todo o sistema financeiro. Desse modo, as CICs permitem que o sistema financeiro proteja os credores dos maus pagadores e atenua os problemas com a seleção adversa, assimetria de informação, o risco moral e endividamento.

O mercado de crédito a partir de 2002 apresentou uma expansão moderada, com estabilidade dos juros e redução da inadimplência. O volume de crédito continuou crescendo mesmo com as incertezas provocadas pelo cenário macroeconômico adverso, com a crise na Argentina, a elevação do cambio e a desaceleração da economia mundial. No segmento de pessoas físicas, as operações de crédito com recursos livres domésticos

apresentaram queda. O comportamento pode ser explicado pela queda das expectativas do mercado em relação ao cenário econômico e associado ao efeito comparativo do volume das carteiras informadas pelas instituições financeiras a partir das mudanças na Circular nº 2.957 no ano de 2000. A mudança na Circular nº 2.957 publicada pelo Banco Central do Brasil refere-se à apuração dos saldos de cada modalidade de crédito a partir dos saldos do balancete de fim de mês das instituições financeiras. Esta mudança metodológica observou a queda mais acentuada nas operações de crédito no segmento de pessoas físicas comparada ao de pessoa jurídica. (BCB, 2002).

A análise do saldo das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros (GRÁFICO 03) mostra que no período de 2002 a 2004 ocorreu moderada expansão do crédito no Brasil. Esta situação começa a mudar logo após a sanção da lei nº 10.931 em dois de agosto de 2004, a lei de Alienação Fundiária. Esta lei favoreceu com que os bancos ofertassem crédito a juros mais baixos, com maiores prazos e menor risco devido a maior segurança que as instituições financeiras tinha em reaver os bens em situação de inadimplência. Segundo Schrinckel (1997), as instituições financeiras quando ofertam crédito estão expostas à probabilidade de não resgatar os recursos financiados para os agentes. Logo, a expansão do crédito incentivou o consumo de automóveis das famílias.

Gráfico 03 – Saldo das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros (pré-fixada) para aquisição de veículos à pessoa física. u.m.c (mil), 2002 - 2012



Fonte: Elaboração própria, 2013. Com base em BCB, 2013

O crescimento das operações de crédito do sistema financeiro nos últimos meses de 2008 mostraram-se atenuadas devido aos efeitos da crise financeira internacional. Esses efeitos surgiram principalmente depois do pedido de concordata do banco de investimentos norte-americano *Lehmann Brothers* em setembro de 2008. Com isso, a expansão do crédito tem sido limitada, principalmente pela redução das fontes externas de financiamento, pela diminuição da atividade econômica e pela queda das expectativas dos agentes econômicos em relação aos impactos da crise financeira internacional. Portanto, a crise financeira restringiu o acesso à financiamento externo e aumentando a assimetria de informações no mercado de crédito. Nesse contexto, o governo brasileiro aplicou uma série de medidas a fim de impulsionar este segmento e amenizar as consequências da crise financeira.

O Banco Central do Brasil (BCB) adotou medidas para reaquecer a demanda por crédito e melhorar a liquidez do sistema financeiro. A primeira medida foram os incentivos oferecidos pelo governo Lula com ampliação de programas sociais e o reajuste do salário mínimo acima da inflação a fim de retomarem o crescimento da atividade econômica. Além disso, a política de impulso importante para proteger o mercado interno da crise financeira teve o foco nos recolhimentos de compulsórios sobre os depósitos a vista, a prazo e de caderneta de poupança. As instituições financeiras passaram a recolher até 47% no depósito à vista, 19% no depósito à prazo e reduziram o recolhimento exigido na caderneta de poupança. Foram autorizados a utilizar 40% dos compulsórios sobre depósitos a prazo para compra de direitos creditórios no mercado interbancário<sup>1</sup>, limite que foi aumentado para 70%<sup>2</sup>. A segunda medida adotada foi a redução do Imposto sobre Operações de Crédito, Câmbio e Seguro ou relativas a Títulos ou Valores Mobiliários (IOF) para pessoas físicas. No Decreto nº 6.691, de onze de janeiro de 2008, o segmento de pessoas físicas passou a ter como alíquota de IOF 0,0041% ao dia, até o máximo de 1,5%, mais alíquota adicional de 0,38% sobre a operação de crédito. Desse modo, facilitaram o acesso ao crédito, aumentou-se a liquidez no mercado financeiro e as instituições financeiras tiveram como expandir a oferta de crédito.

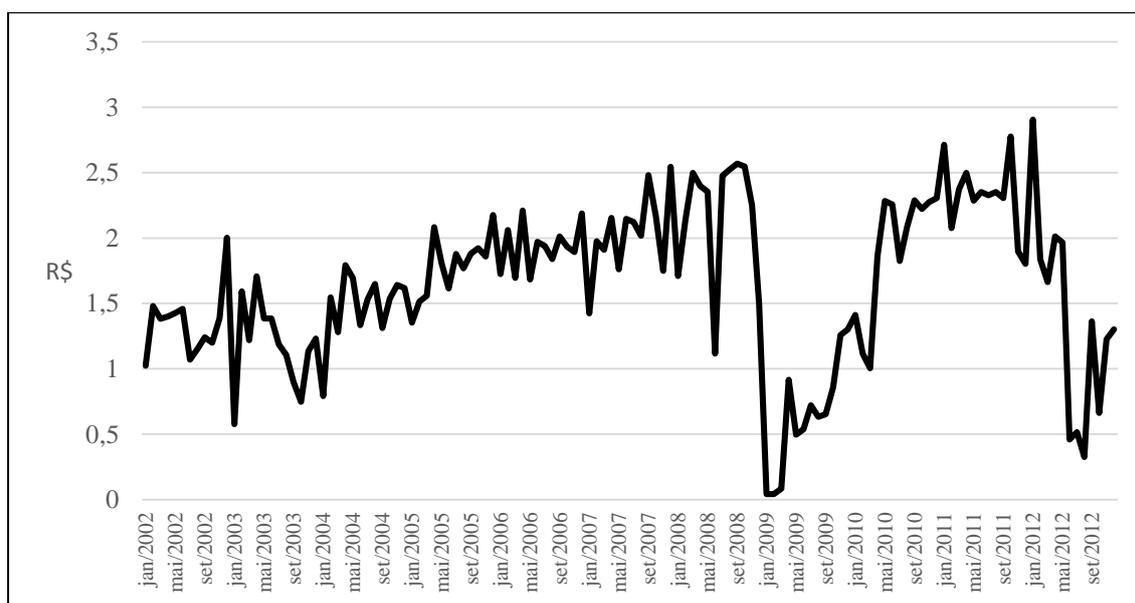
---

<sup>1</sup> Circular BCB nº 3.407, de 2 de outubro de 2008.

<sup>2</sup> Circular BCB nº 3.411, de 13 de outubro de 2008.

A demanda por crédito para a aquisição de automóveis foi uma das mais afetadas pela crise financeira internacional. As concessões de crédito livre a pessoas físicas sofreram leve redução desde de 2008, porém voltaram a crescer a partir de 2009, com os incentivos de redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) para os produtores de automóveis (GRÁFICO 04). Isso fez com que os custos de produção e o preço de venda caíssem. O gráfico 4 também mostra a redução brusca das receitas tributárias por veículo durante o período de janeiro de 2002 a dezembro de 2012. As receitas chegaram aos menores valores da série nos dois primeiros meses no ano de 2009 e voltaram a ser reduzidas ao longo do tempo com o objetivo de reaquecer o mercado de automóveis. A alíquota normal do IPI para carros com motores 1000 cilindradas, para carros flex de 1000 a 2000 cilindradas e a gasolina e os utilitários são fixados em 7%,11%,13% e 8% respectivamente. Portanto, o imposto foi utilizado como política fiscal do governo para dinamizar o mercado.

Gráfico 04 – Valor do IPI cobrado por veículo. u.m.c (mil), 2002 - 2012

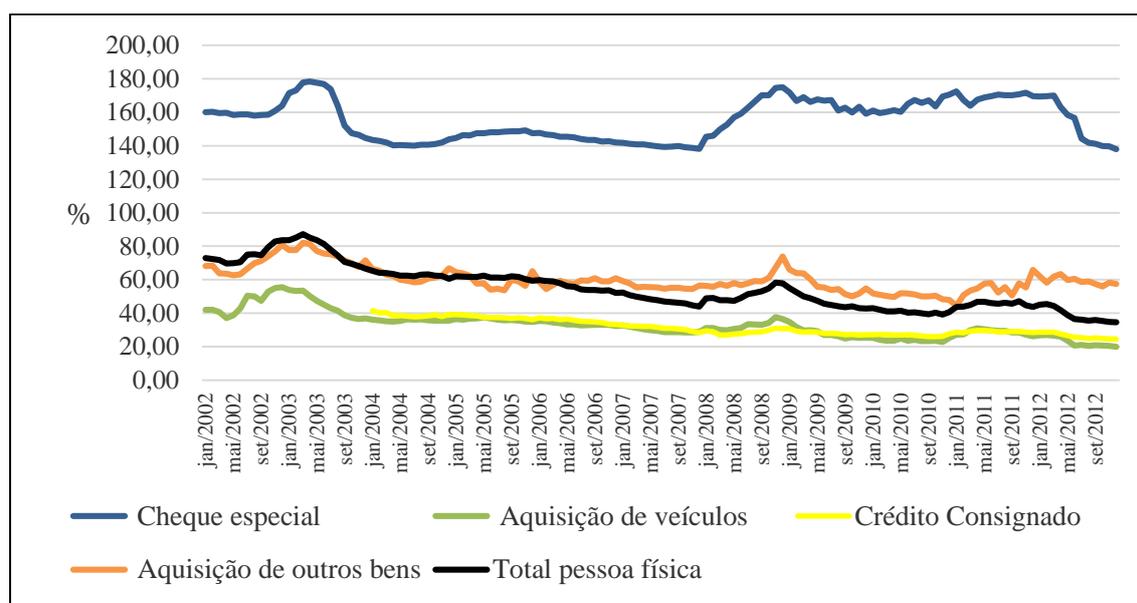


Fonte: Elaboração própria, 2013. Com base em BCB, 2013

A implantação da política fiscal de redução do IPI dos automóveis pelo governo e as quedas sucessivas nas taxa de juros (GRÁFICO 05) tanto para aquisição de veículos como para os outros segmentos da economia ao longo do período analisado, resgataram a tendência de expansão do crédito. No ano de 2010, é visível a tendência de crescimento do crédito, conforme verificado no gráfico 03. No mercado de automóveis, as operações

de crédito livre para pessoas físicas expandiram 49,1% em financiamento de veículos (BCB, 2010). As taxas de juros anuais para aquisição de veículos mostraram uma contínua queda durante o período analisado. No momento mais crítico da crise internacional, no ano de 2008, foi verificada uma pequena alta nas taxas de todos os segmentos estudados, principalmente no cheque especial e aquisição de outros bens. A taxa de juros de aquisição de veículos apresentou um leve alta e logo após manteve sua tendência de redução. Desse modo, o aumento, mesmo em baixa proporção, das taxas de juros se fez necessária devido à instabilidade provocada pela crise internacional e pela própria conjuntura de economia interna mais aquecida e a expectativa de elevação da inadimplência.

Gráfico 05 - Evolução mensal das taxas de juros anuais (pré-fixadas) das operações de crédito com recursos livres à pessoas físicas, 2002 - 2012

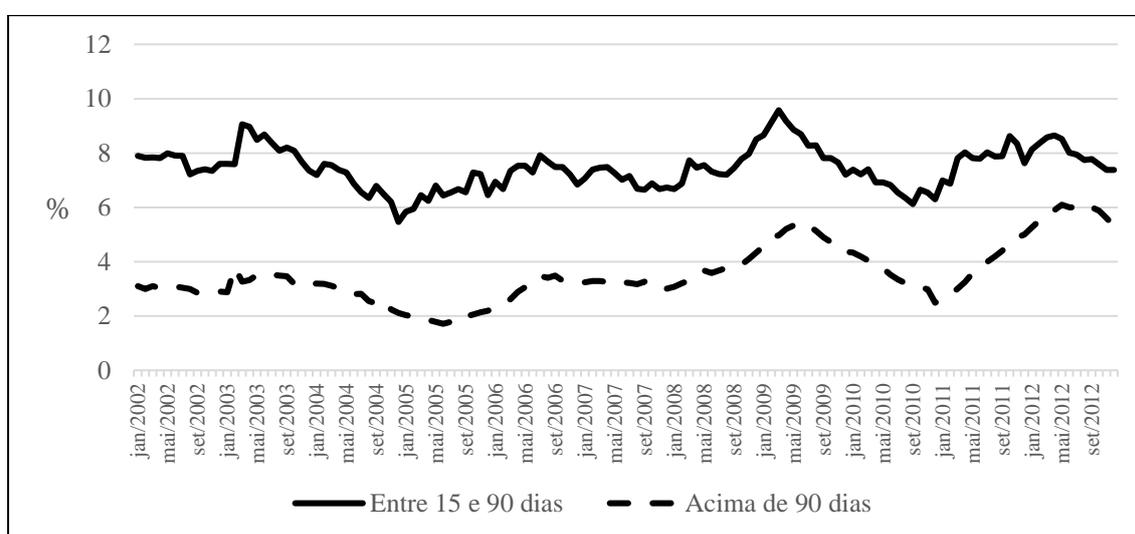


Fonte: Elaboração própria, 2013. Com base em BCB, 2013

A inadimplência acima de 90 dias para a aquisição de veículos entre 2002 a 2012 apresentou oscilações determinadas pelos diferentes cenários econômicos, conforme o gráfico 06. O percentual mais baixo de inadimplência observado foi de 1,72% em junho de 2005. No ano de 2005, a economia apresentava condições macroeconômicas favoráveis: menor volatilidade econômica provenientes da melhora das contas externas e do cenário econômico mundial; a contínua redução dos juros; e o aumento do prazo de pagamento dos financiamentos fizeram as parcelas ficarem menores e aumentasse a

possibilidade de crescimento do crédito. Diferente do que ocorreu logo após a crise internacional de 2008. A inadimplência chegou em 2009 a 5,45%. Esse percentual foi 3,73 pontos percentuais maiores do que o menor valor analisado. Os prazos de financiamento encurtaram, não se tinha a mesma liquidez no sistema financeiro e as medidas adotadas pelo Banco Central para aumentar o Fator de Ponderação de Risco (FPR) para financiamentos acima de 24 meses tiveram como objetivo assegurar o crescimento sólido do crédito e combater a inflação (BCB, 2010).

Gráfico 06 - Inadimplência em relação ao total da modalidade - Aquisição de bens veículos à pessoa física. Em porcentagem (%) ao ano, 2002 - 2012



Fonte: Elaboração própria, 2013. Com base em BCB, 2013

Em todo, o Banco Central aumentou os recolhimentos compulsórios sobre os depósitos à vista. O objetivo foi retornar estes a 45%<sup>3</sup>, com o intuito de desestimular a oferta de crédito. Outra medida foi elevar o requerimento de capital para operações de crédito a pessoas físicas com prazo superior a 24 meses na forma de aumento do Fator de Ponderação de Risco, de 100% para 150%<sup>4</sup>. No caso de financiamento de automóveis, a restrição nos prazos superiores a 24 meses foi estabelecido da seguinte maneira:

- a) prazo entre 24 e 36 meses, valor da entrada for inferior a 20% do valor do bem;
- b) prazo entre 36 e 48 meses, valor de entrada for inferior a 30% do valor do bem;

<sup>3</sup> Circular nº 3.497, de 24 de junho de 2010.

<sup>4</sup> Circular nº 3.515, de 3 de dezembro de 2010.

c) prazo entre 48 e 60 meses, valor de entrada for inferior a 40% do valor do bem.

As medidas praticadas pelo governo ajudaram a reduzir a assimetria de informação no mercado de crédito no Brasil. A troca de informações entre as instituições financeiras tiveram importante função neste sentido. A lei de Alienação Fundiária e as políticas adotadas pelo Banco Central brasileiro favoreceram o desenvolvimento do mercado. Esta participação aumentou significativamente a concessão de crédito para o mercado de automóveis. Três medidas podem ser consideradas de relevância para o crescimento dos empréstimos à pessoas físicas: a redução do IPI, a redução dos compulsórios e o prolongamento dos prazos de financiamento para reduzir os impactos da crise financeira internacional de 2008. Desse modo, a participação do governo foi decisiva pra incentivar a consumo de automóveis.

Diante do contexto conjuntural e político da demanda por automóveis no Brasil, este trabalho pretende responder a questão. A redução do IPI como incentivo à compra de automóveis provocou um efeito de longo prazo no mercado de automóveis? Para responder a essa pergunta, a revisão teórica realizada no próximo capítulo consiste em apresentar os problemas enfrentados com a assimetria de informações no mercado de crédito. Para analisar os efeitos dessa política ao longo do tempo, será utilizado o modelo vetor de correção de erros (VECM) para observar o choque da redução do imposto sobre a concessão de crédito no mercado de automóveis novos no Brasil.

### 3 REVISÃO TEÓRICA

Este capítulo apresenta a discussão teórica sobre a assimetria de informação, racionamento de crédito e os custos associados à concessão de crédito no mercado financeiro. O capítulo está dividido em duas partes. Na primeira parte deste capítulo, será abordada as dificuldades encontradas na execução de contratos e como a oferta de crédito interfere no risco das operações. Desse modo, também serão tratados os aspectos macroeconômicos da assimetria de informação no mercado. Na segunda parte, serão abordadas as características de concessão de crédito para o indivíduo. O modelo de racionamento de crédito de Stiglitz levanta as possíveis políticas de melhora no acesso à informação e no acesso ao crédito pelos agentes econômicos.

#### 3.1 TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA: EFEITOS DA ASSIMETRIA DE INFORMAÇÕES NO MERCADO DE CRÉDITO

Bernanke e Gertler (1995) afirma que é difícil explicar os choques de política monetária exclusivamente observando os efeitos da taxa de juros como afirmar a literatura tradicional. A concepção feita pelos autores é que o canal de crédito terá como premissa básica a informação imperfeita ou os altos custos na execução de contratos para dinamizar o funcionamento do mercado financeiro. O prêmio de financiamento reflete os custos esperados pelo credor na avaliação, monitoramento e cobrança dos indivíduos que adquiriram os recursos financeiros. Esta característica de apresentar um prêmio adicional representa a assimetria de informações diante da concessão de crédito visto que existe não se sabe plenamente o comportamento do mutuário ex-post. Os contratos trazem restrições destinadas para conter o risco moral dos defensores do canal de crédito. Dessa forma, Bernanke e Gertler relatam que a política monetária afeta não apenas a taxa de juros como também o prêmio de financiamento do agente.

As instituições financeiras são a principal fonte de financiamento da economia. Para superar os problemas com informação e atritos nos mercados de crédito, a política monetária pode deslocar a oferta de crédito ao afetar a assimetria de informações neste mercado. Bernanke e Gertler (1995) retratam as dificuldades encontradas na concessão de recursos financeiros a partir do exemplo de que se a oferta de empréstimos bancários

fosse interrompida. Nesta conjuntura, os agentes podem não ser restringidos de adquirir crédito, porém os custos associados a encontrar um novo credor para estabelecer uma relação de confiança elevará o custo de oportunidade e de contratos. A conclusão feita mostra que a redução da oferta de crédito bancário tem como grande possibilidade o aumento do prêmio de risco pelos bancos, além de reduzir a atividade real da economia. Portanto, os credores representam papel importante na superação dos problemas de seleção adversa e risco moral no mercado de crédito e que a política monetária afeta de forma mais significativa a oferta ou preço relativo de empréstimos.

A demanda por crédito é considerada um componente importante para Bernanke. Os agentes econômicos recorrem ao financiamento para suavizar os impactos cíclicos na renda. Os mutuários, ao compensarem a redução na renda a partir do empréstimo, aumentam o risco e as condições de crédito ao longo do processo pioram. Logo, a demanda de crédito ajuda a explicar que os agregados de crédito são lentos para reagir às mudanças adotadas pelo Banco Central (agregados monetários). Bernanke e Blinder (1990) afirmam que no curto prazo os agentes não iram reduzir seus empréstimos devido a choques monetários como ratifica a teoria tradicional. Na teoria do canal de crédito, um aperto monetário prevê apenas que eles vão emprestar e, portanto, os mutuários iram gastar menos do que se os mercados de crédito fossem com informação perfeita. Desse modo, a assimetria de informação no mercado financeiro provoca distorções que reduzem a longo prazo a atividade econômica.

A literatura sobre o mecanismo de transmissão de política monetária via crédito é mais focada nas firmas. A visão deste mecanismo também pode ser aplicada aos gastos do consumidor em relação a bens duráveis e imóveis. Mishkin (1996) observa o mecanismo pela ótica do balanço patrimonial das famílias e sobre o efeito na liquidez. Como os ativos são considerados ilíquidos e a assimetria de informação a respeito da qualidade podem levar a prejuízos futuros devido à dificuldade de venderem estes ativos. Desse modo, o balanço patrimonial teria grande influência sobre qual quantidade de ativos financeiros líquidos e ativos ilíquidos que o indivíduo estaria disposto a manter em seu portfólio.

Mishkin (1996) afirma que quando os consumidores possuem grande quantidade de ativos financeiros em relação a suas dívidas, eles estarão mais ávidos ao consumo de bens

duráveis. Do mesmo modo, o preço dos ativos financeiros aumentaram, os gastos com estes bens também sobem por adquirirem maior segurança de não sofrerem perdas financeiras. Portanto, a falta de liquidez dos bens duráveis e imóveis fornece uma boa explicação para a política monetária expansionista na qual reduz as taxas de juros, eleva o preço dos ativos financeiros, eleva o fluxo de caixa para os consumidores, diminui a probabilidade de apertos financeiros e implica no aumento dos gastos com bens duráveis e imóveis e no produto agregado da economia. Desse modo, o mecanismo de transmissão de política monetária a partir da visão dos efeitos da liquidez das famílias produziria um efeito cascata que favorece o crescimento da atividade econômica.

### 3.2 MODELO DE STIGLITZ: CICLOS ECONÔMICOS E SEUS MICROFUNDAMENTOS

Este trabalho dará ênfase à revisão teórica dos microfundamentos da assimetria de informação, incerteza e risco a partir das contribuições de Stiglitz para aumentar o acesso à informação e a eficiência do mercado financeiro. O modelo proposto por Stiglitz, em relação ao mercado de crédito, ressalta a importância da assimetria de informações, incerteza e risco. Os indivíduos apresentam diferentes percepções sobre o risco de adquirir empréstimos. Segundo a teoria do portfólio de Stiglitz, os agentes econômicos levam em conta os custos associados por agirem em ambientes de incerteza, choques econômicos, e o risco da existência de informações imperfeitas presentes neste mercado. Desse modo, o autor sustenta que os agentes utilizam completamente as informações disponibilizadas, mas não são todos os indivíduos que tem acesso às vantagens sem um determinado custo, sendo por muitas vezes economicamente inviável determinar a homogeneidade de informação. As expectativas racionais tendem a conter erros sistemáticos devido à racionalidade ser utilizada em um sistema restrito de informações (FERREIRA JUNIOR, 1998). Portanto, a visão de Stiglitz é que o custo à informação limita o desenvolvimento do mercado de crédito.

O termo “incerteza instrumental” utilizado por Stiglitz (1993) apresenta que as assimetrias de informações, irreduzíveis em sua teoria, não divergem da incerteza ao risco. Os agentes econômicos assumem os custos por suas decisões. A incerteza está relacionada com o valor dos variados ativos em carteira, sendo estes ativos tanto de empréstimos

como também ações e títulos. Ao supor que existem vantagens em dinamizar e diversificar o conjunto de informações no mercado, como acontece com os Centros de Informação de Crédito (CIC) no Brasil, o risco de cada decisão está inerente às expectativas, mesmo sendo racionais a cada indivíduo, não se contrapõem a incerteza do risco.

Na abordagem do ciclo econômico de Stiglitz, os agentes econômicos caracterizam-se por apresentar comportamento de aversão a riscos. Ferreira Junior (1998) expõe que a teoria da aversão a risco difere da tradicional por existir uma relação direta entre o custo de falência e aversão de risco entre os administrados por terem que financiar o aumento da produção através de endividamento externo. Como resultado, os administradores auferem maiores possibilidades de falência em decorrência de flutuações econômicas.

A aversão a riscos só diminui em termos absolutos quando a base de riqueza da firma aumenta. Entretanto, como as assimetrias de informações irreduzíveis nos mercados de ações impedem que os riscos sejam transferidos (os mercados de capitais não são perfeitos), mesmo com aumento no estoque de riqueza da firma, o custo marginal de falência é sempre positivo. (FERREIRA JUNIOR, 1998, p. 24).

Os custos adicionais são distribuídos de diferentes maneiras nos mercados de ações, empréstimos e emissão de títulos. Stiglitz (1991) também conceituou o custo marginal de falência ou prêmio de risco (“marginal bankruptcy costs”) como sendo o custo associado ao risco de tomar emprestado um recurso adicional. Sendo assim, o custo para o indivíduo não é delimitado pela utilidade marginal do retorno líquido sendo zero, porém um ponto abaixo. Neste caso, as formas de captação de recursos diferem a depender de como será financiada a produção. No financiamento por ações, as firmas e os acionistas repartem as responsabilidades de sucesso ou não do empreendimento. No mercado de empréstimos e emissão de títulos, as firmas tem a obrigação de cumprirem os contratos fixados anteriormente e podem ser forçadas a fecharem as portas ao não quitarem seus acordos. Greenwald e Stiglitz (1993) afirmam que a riqueza e estoques totais líquidos das firmas são determinantes ao risco, visto que os choques na economia tem efeitos persistentes durante o ciclo econômico. Portanto, a abordagem feita por Stiglitz a despeito das imperfeições nos mercados provocam aversão dos agentes ao risco e reforçam a presença dos custos da informação.

O bom funcionamento do mercado financeiro, em especial o mercado de crédito ressalta a importância da articulação entre os tomadores e fornecedores de recursos financeiros. Os bancos tem a função de intermediar o fluxo entre as duas partes envolvidas neste sistema. Além de fazer a intermediação, é necessário selecionar e monitorar quais clientes são interessantes para a carteira de ativos da instituição, visto que os compromissos ex-ante firmados podem não ser honrados. Tais problemas, como acontece também no mercado de ações e de títulos, de seleção adversa e risco moral (ex-post) prejudicam a ampliação dos recursos emprestados. Desse modo, as instituições financeiras são avessas ao risco e selecionam os clientes de maior qualidade para fornecer os empréstimos. No caso de redução da riqueza dos agentes e incerteza sobre o pagamento, o aumento de risco fará com que reduza o ímpeto da oferta de crédito.

A existência de um grande volume de agentes econômicos ávidos a recursos financeiros implica que é necessário, segundo a visão de Stiglitz (1989), racionar crédito, ao invés de aumentar as taxas de juros, a fim de conter a iniciativa dos tomadores. Duas alternativas podem ser seguidas. A primeira é reduzir a oferta de crédito e com isso restringir o mercado. A segunda alternativa seria impor barreiras, como por exemplo, exigência de colaterais, redução de prazos e alteração das condições de empréstimos. Os problemas causados pelo excesso de demanda têm a ver com o risco que os bancos e/ou instituições financeiras se confrontam por não terem informações o suficiente de como os agentes irão utilizar deste recurso.

No caso do Brasil, o Banco Central utilizou a segunda alternativa para restringir a concessão de crédito para os empréstimos para automóveis. A medida adotada foi a ampliação do valor de entrada no financiamento do bem, além de reduzir os prazos. Antes da implantação da Circular nº 3.515, de 3 de dezembro de 2010 era possível adquirir os automóveis com prazos acima de 60 meses sem a necessidade de entrada. Tal fato causou um volume excessivo de empréstimos e dificuldades em identificar os bons e maus mutuários. Como resultado, essas medidas aumentaram as assimetrias de informações no mercado de crédito.

Stiglitz (1989) faz crítica ao afirmar que é difícil incorporar a variável crédito ao modelo padrão de equilíbrio geral. O autor enfatiza que o crédito é baseado na informação.

Determinar que um indivíduo possa ser favorecido com recursos implica em assumir riscos. As taxas de juros não são como preços convencionais. O modelo de equilíbrio geral não é útil para compreensão dos mercados de crédito. O preço acaba sendo enganoso, uma vez que o preço do crédito não é um preço convencional como em outros mercados que se ajustam para equilibrar o mercado. O preço do crédito – taxa de juros – é uma promessa de pagamento de quantia futura e que pode não ser confirmadas. Desse modo, se o mercado de crédito não houvesse assimetrias de informação, não haveria problemas com seleção adversa e risco moral.

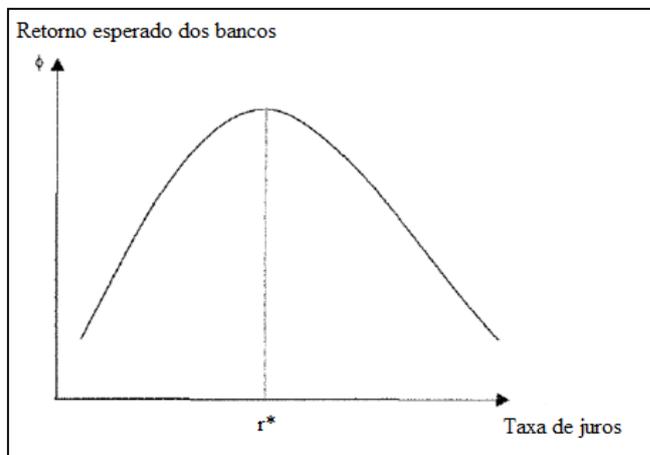
O racionamento de crédito é preferível ao aumento das taxas de juros para equilibrar a oferta e demanda por crédito no modelo de Stiglitz. Com assimetria de informações acerca dos riscos de cada indivíduo, e tendo como parâmetro somente o risco médio, o aumento da taxa de juros afasta os tomadores de menor risco e mais confiáveis, enquanto que incentiva os propensos ao risco a resgatarem recursos. Uma das possíveis consequências do aumento das taxas de juros é a redução dos retornos esperados dos bancos provocados pelo não pagamento dos empréstimos (GREENWALD; STIGLITZ, 1993).

A abordagem de racionamento de crédito realizado por Stiglitz e Weiss (1981) em seu artigo: “*Credit Rationing in Markets with Imperfect Information*” é apresentada na figura abaixo. A taxa de juros  $r^*$  de equilíbrio entre a oferta e demanda por empréstimos. A taxa de juros maior do que  $r^*$  sinaliza que os bancos auferem retorno esperado menor do que se estivesse localizado em seu ponto máximo. A curva de oferta de crédito fornece um ponto máximo no qual maximiza o retorno dos banco, no qual caracterizando o mercado.

Stiglitz e Weiss (1981) e Stiglitz (1989) observaram que a elevação das taxas de juros obtém uma menor qualidade de candidatos (efeito da seleção adversa) e mais propensos a riscos maiores (efeito adverso de incentivo). Os dois efeitos seriam fortes o suficiente para reduzir o retorno esperado líquido devido às elevadas taxas de juros provocarem o não pagamento dos empréstimos. Os problemas de informação dariam origem ao racionamento de crédito. Considerando a existência de um excesso de demanda por crédito, as instituições financeiras já maximizam o retorno esperado com uma determinada taxa de juros. Ao recusar um tomador de recursos disposto a pagar por um

taxa de juros maior, o retorno deste empréstimo será menor do que continuar com o mesmo patamar de juros. Logo, o equilíbrio de mercado seria caracterizado por racionamento de crédito.

Figura 1 – Retorno esperado e taxas de juros



Fonte: Stiglitz; Weiss, 1981

A partir desta figura, Stiglitz apresenta que pelo fato do retorno recebido pelos credores diminuir com um aumento da taxa de juros, o efeito adicional (possível racionamento de crédito) à demanda por empréstimos pode não ser igual à oferta de empréstimos. As mudanças provocadas na taxa real de juros não servem para equilibrar a demanda e a oferta de crédito. Ao mesmo que não haja um excesso de demanda por empréstimos, os credores não aumentariam suas taxas de juros, estes cobrariam a taxa de juros  $r^*$  na qual o retorno esperado é maximizado. Como foi exposto, aumento da taxa de juros, em resposta ao excesso de demanda por fundos, pode conduzir à queda no retorno esperado. Desse modo, o equilíbrio do mercado pode ser caracterizado por racionamento de crédito e rigidez das taxas de juros. Logo, a taxa de juros de mercado pode mudar em fator das flutuações econômicas, mas não necessariamente de forma que seriam estabilizantes.

As instituições financeiras alteram as taxas de juros cobradas a partir das mudanças nos ciclos econômicos. Na visão de Stiglitz (1989), não existe uma relação simples entre a taxa de juros cobrada ou paga e a conjuntura econômica. Quando a economia entra em um processo acelerado de crescimento (o chamado “boom”), os retornos de todos os projetos podem aumentar e como consequência, a taxa real de juros deve subir,

apresentando *trade-off*. Stiglitz e Weiss (1988) demonstraram que pode haver casos importantes, em que os retornos de projetos de risco podem aumentar em relação a projetos seguros em alguns *booms* na qual a taxa de juros ótima dos bancos (e, conseqüentemente, o equilíbrio do mercado da taxa de juros cobrada) realmente caia. E ainda é possível que caia o suficiente para que o retorno real dos clientes também decline, mesmo que a probabilidade de não pagamento reduza. Portanto, durante os momentos de expressivo crescimento e otimismo nos ciclos econômicos existe a dificuldade de estabelecer quais projetos são mais confiáveis em conceder o financiamento.

Deve-se ressaltar que esses argumentos se aplicam desde que o banco não tenha informações perfeitas sobre os mutuários. As instituições financeiras categorizam potenciais clientes. Este processo de atribuir categorias de risco para diferentes agentes econômicos é uma de suas principais funções. Porém a categorização nunca é perfeita. E enquanto for esse o caso, as taxas de juros e garantias podem ser usadas para transmitir e obter informações sobre as características dos tomadores de empréstimos. Desse modo, desde que não haja o perfeito acompanhamento, a taxa de juros cobrada pode afetar as ações dos agentes na concessão do crédito. Se os feitos da seleção adversa forem suficientemente fortes em relação à taxa de juros, este mecanismo não será utilizado para o mercado de crédito.

Para Stiglitz (1989), o crédito não é como um bem comum por não ser apenas alocado pelo sistema de preços. É possível criar ou desaparecer crédito aparentemente devido à crise de confiança. A atividade econômica está ligada à dinâmica do fornecimento de crédito na qual a assimetria de informações neste mercado limita as informações, principalmente em cenários de flutuações econômicas que afetem a oferta de recursos. Acredita-se que a relação entre moeda e crédito não depende no primeiro momento da moeda, visto que no momento da transação não existir a necessidade de moeda. Deste modo, a magnitude do volume de crédito pode não ser facilmente previsível às mudanças no próprio nível em circulação, ou pelo menos correlações com o nível de atividade econômica.

Na literatura tradicional existe estreita relação entre crédito e criação de moeda. Os bancos criam crédito, por exemplo, através da extensão de uma linha de crédito. Quando

o indivíduo potencial deseja utilizar da linha de crédito, uma entrada é feita para a conta de depósito do mutuário. A criação de crédito torna-se, assim, a criação de moeda. Nesta perspectiva, a demanda por bens e o uso da concessão de crédito proporcionam a criação de moeda e não o contrário. As autoridades monetárias podem afetar as capacidades de ambos os bancos para criar crédito. A ligação entre o dinheiro e criação de crédito não deve obscurecer o fato de que o crédito pode ser criado por outros meios não controlados diretamente pelo sistema bancário ou autoridades monetárias. O reconhecimento disto tem implicações importantes para a concepção da política monetária. Portanto, significa que há uma forte relação entre o crédito, dinheiro e a atividade econômica (STIGLITZ, 1989).

Ferreira Junior (1998) chega a três conclusões a respeito do modelo de Stiglitz. A primeira é a existência da relação entre a moeda e crédito no desenvolvimento do ciclo econômico, enfatizando o peso do sistema financeiro. A segunda, consiste no uso do racionamento de crédito como mecanismo de defesa das instituições financeiras e considera-se as taxa de juros reais durante o ciclo como relativamente constantes. E por fim, a importância do conjunto de informações disponibilizadas no mercado de crédito. A ocorrência de choques econômicos sendo reais ou monetários podem acarretar em falência de empresas e instituições financeiras. Logo, reduzindo o acesso à informação.

### 3.3 REVISÃO EMPÍRICA

Esta subseção apresenta os trabalhos empíricos referentes à concessão de crédito para a aquisição de bens duráveis e em especial para automóveis. Existe um acesso limitado a trabalhos empíricos que abrangem o assunto de crédito para o consumo de bens duráveis. Os trabalhos encontrados revelam que o comportamento do consumidor é afetado pelas restrições de crédito, assim como as mudanças de conjuntura econômica e políticas durante os ciclos. Tem-se destaque na literatura econômica sobre crédito, o trabalho de Attanasio, Goldberg e Kyriazidou (2007), que observam a importância dos prazos e das taxas de juros na demanda de crédito para a compra de automóveis para o segmento de pessoas físicas. Desse modo, este trabalho servirá como destaque desta seção.

Trabalhos empíricos trazem a discussão a respeito das condições de concessão de crédito para o consumo de bens duráveis argumentando como importante característica a restrição de crédito (ZELDES, 1989). Herrala (2010) analisa que as facilidades de acesso ao crédito durante a fase de crescimento econômico favorecem a compra destes bens. Segundo o autor, as condições de crédito afetam mais o consumo entre as famílias que sofreram a maior variação na disponibilidade do recurso financeiro. As mudanças no comportamento dos consumidores podem contribuir significativamente para os ciclos de expansão e recessão. Um fator importante em sua análise é a educação. O consumo de crédito foi mais representativo nas famílias jovens, de baixa renda e com nível relativamente baixo de educação. Estas sofrem mais com os efeitos da perda de capacidade de financiamento. Em contraste, as famílias mais antigas e com nível educacional mais altos aparecem quase imunes às condições de concessão de crédito. Portanto, o nível educacional, a renda e a idade são fatores importantes na avaliação do comportamento do tomador de recursos financeiros.

O artigo “*Credit Constraints in the Market for Consumer Durables: Evidence from Micro Data on Car Loans*” de Attanasio, Goldberg e Kyriazidou (2007) investiga as restrições ao crédito no mercado para o consumidor de empréstimos de automóveis. Os autores utilizarão como parâmetros às elasticidades da procura de empréstimos com relação à taxa de juros de empréstimo e o prazo de financiamento. A ideia básica é que as restrições ao crédito são baseadas na combinação dos dados sobre as condições financeiras para identificar os agentes. Tais restrições trazem implicações na demanda de empréstimos principalmente nas taxas de juros e no prazo. A força desta abordagem é que ela não se baseia em pressupostos de forma funcional a respeito da função de utilidade. Desse modo, respalda-se nas ideias do modelo de Stiglitz para aquisição de recursos.

Na visão de Attanasio, Goldberg e Kyriazidou (2007), a demanda por crédito para indivíduos sem restrições independe do prazo e é função da taxa de juros. Por outro lado, os consumidores com restrição de liquidez respondem menos às mudanças nas taxa de juros e mais aos prazos de vencimento do empréstimo. No mercado de crédito ao consumidor, as mudanças no limite de endividamento são principalmente alcançados através de mudanças nos vencimentos dos empréstimos. A maturidade diminui a dimensão do pagamento mensal, permitindo ao consumidor assumir uma maior

quantidade de dívida. O pressuposto defendido pelos autores é que o pagamento da dívida, ao invés de encargos financeiros, domina o tamanho dos pagamentos mensais. Portanto, o mercado de crédito para bens duráveis, caracterizados como de curto prazo, são afetados pelo prazo de financiamento.

A conclusão feita por Attanasio, Goldberg e Kyriazidou (2007) é que - com a exceção de famílias de alta renda - os consumidores são muito sensíveis à mudanças de maturidade e menos sensíveis às alterações das taxas de juros. A maturidade e elasticidades de taxas de juros variam de acordo com o nível de renda familiar, com a elasticidade de maturidade diminuindo e a elasticidade da taxa de juros aumenta com a renda. Argumenta-se que esses resultados são consistentes com a presença de restrições de crédito obrigatórias no mercado de empréstimo e que tal restrições afetam significativamente o comportamento do endividamento de alguns grupos da população, de baixa renda famílias em particular. Assim, foi possível avaliar a relevância empírica de racionamento de crédito por estimar as elasticidades da procura de empréstimos com respeito à taxa de juros e o prazo e analisar como os consumidores respondem às mudanças nestes empréstimos.

Os resultados empíricos mostraram que a demanda agregada de empréstimos é altamente sensível ao vencimento: o aumento da maturidade de um ano, aumenta a procura de empréstimos por aproximadamente 88,5% de acordo com as estimativas (ATTANASIO; GOLDBERG; KYRIAZIDOU, 2007). Os consumidores de baixa renda são menos sensíveis às taxas de juros e mais sensível às mudanças de vencimento. Os consumidores de alta renda apresentam alta sensibilidade à taxa de juros: um aumento da taxa de juros de 1 % reduz a procura de empréstimos desse grupo em 14%. Com isso, os resultados encontrados por Attnansio, Goldberg e Kyriazidou (2007), sugerem que os indivíduos com maiores rendas não sofrem tanto com o racionamento de crédito. As restrições de liquidez para o grupo de baixa renda parecem ter um grande efeito sobre o comportamento da contração agregada. Resultado semelhante, porém diverge com relação à taxa de juros, ao encontrado por Gabriel e outros (2011). Para estes autores, a demanda por automóveis sofreu grande influência dos fatores preço, volume de financiamento e taxas de juros. Observaram que o salário real não teve impacto positivo na demanda, mas sem inferir que a renda não apresente importância no consumo de automóveis.

Segundo Attanasio, Goldberg e Kyriazidou (2007), existem duas características importantes no mercado de crédito para automóveis. A primeira característica é que os termos de contrato dos empréstimos variam significativamente entre as instituições financeiras. O tomador de empréstimos deve escolher a melhor instituição para as suas necessidades. As taxa de juros e maturidade são os resultados de um processo de pesquisa. A existência de múltiplas fontes de empréstimo pode ser o próprio indicativo de racionamento de crédito que surge como um fenômeno de equilíbrio na presença de informação assimétrica. A segunda característica de empréstimos de automóveis é que mesmo condicionada à fonte de empréstimo, os consumidores enfrentam diferentes "pacotes" de empréstimos, em que o tamanho do empréstimo, taxa de juros e vencimento são agrupados. Desse modo, assemelha-se ao que foi discutido na revisão teórica pela modelagem de Stiglitz a respeito das dificuldades encontradas na captação de informações e os problemas gerados pela seleção adversa e risco moral no mercado de crédito.

Este capítulo apresentou a revisão teórica sobre o papel da política monetária no ciclo econômico e dando mais ênfase à assimetria de informação, racionamento de crédito e os custos associados à concessão de crédito no mercado financeiro. Segundo Mishkin (1996), a política monetária expansionista tem como objetivo reduzir os juros e diminuir os riscos de apertos financeiros, com isso aumentar os gastos das famílias com bens duráveis e favorecer o produto agregado. Para Bernanke (1995), o prêmio de financiamento dos empréstimos reflete os custos associados com o monitoramento e cobrança, em resumo os problemas causados pela assimetria de informações. Na análise mais voltada para o indivíduo que obtém o crédito e as políticas de oferta de recursos, Stiglitz afirma que o racionamento de crédito é mais aconselhável do que o aumento das taxas para equilibrar o mercado. Em um mercado com grande demanda de empréstimos, o aumento das taxas de juros podem conduzir à queda do retorno esperado ótimo, além de afastar os mutuários de menor risco e incentivar os propensos a risco à buscar financiamento.

## 4 METODOLOGIA: MODELOS MULTIVARIADOS DE SÉRIES DE TEMPO

A metodologia deste trabalho consiste na abordagem de modelos multivariados de séries de tempo. Este capítulo apresentará o modelo vetor auto regressivo com os processos de determinação necessários a fim de torna-lo congruentes e aplicando com mais ênfase o modelo vetor correção de erros. Analisa-se, também, neste capítulo, o teste de cointegração de Johansen no qual será aplicado nos resultados. Este trabalho realizará a estimação do VECM com o objetivo de construir um relação de longo prazo entre as curvas de oferta e demanda para o mercado de automóveis.

### 4.1 MODELO VETOR AUTO REGRESSIVO

Os modelos econômicos são utilizados para aplicar os questionamentos baseados na teoria econômica. Os modelos multivariados permitem expressar os modelos econômicos completos nos quais tem como objetivo estimar os parâmetros destes modelos. O vetor auto regressivo (VAR) é um deles. Os modelos em VAR definem restrições entre as equações do modelo (Bueno, 2008). O objetivo fundamental, a fim de utilizar a metodologia do VAR, é estudar estas restrições e identificar os parâmetros estruturais do VAR.

O VAR pode ser expresso por um modelo de ordem  $p$  por um vetor com  $n$  variáveis endógenas,  $X_t$ , que estão conectadas entre si por meio de uma matriz  $A$ , como na equação abaixo:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B\epsilon_t, \quad (1)$$

Onde,

$A$  é uma matriz  $n \times n$  que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor  $n \times 1$ ,  $X_t$ ;

$B_0$  é um vetor de constantes  $n \times 1$ ;

$B_1$  são matrizes  $n \times n$ ;

$B$  é uma matriz diagonal  $n \times n$  de desvios-padrão;

$\epsilon_t$  é um vetor  $n \times 1$  de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente, isto é:  $\epsilon_t \sim i. i. d. (0; I_n)$ .

As relações entre as variáveis endógenas são expressas pela equação (1) é chamada de forma estrutural e são de modelos econômicos teoricamente estruturados. Os choques estruturais são considerados independentes entre si devido as relações entre uma perturbação e outra são captadas indiretamente pela matriz  $A$ . Os choques  $\epsilon_t$  são denominados choques estruturais porque afetam diretamente cada uma das variáveis endógenas no modelo. Desse modo, a independência dos choques apresenta-se sem perda de generalidade.

Normalmente, o modelo VAR é estimado na sua forma reduzida devido a endogeneidade das variáveis, tendo o seguinte modelo:

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^n A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B\epsilon_t \quad (2)$$

$$= \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_1 X_{t-i} + e_t \quad (3)$$

Em que,

$$\varphi_i \equiv A^{-1}B_i, \quad i = 0, 1, \dots, p \quad B\epsilon_t \equiv Ae_t.$$

O exemplo bivariado de ordem 1 abaixo ajuda na visualização do modelo. A metodologia do modelo vetor auto regressivo aplicada na ordem 1 pode ser estendida para modelos de ordem maior. Considerando o seguinte modelo bivariado:

$$y_t = b_{10} - a_{12}z_t + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \sigma_y \epsilon_{yt}; \quad (4)$$

$$z_t = b_{20} - a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \sigma_z \epsilon_{zt}. \quad (5)$$

As variáveis são simultaneamente influenciadas uma pelas outras (equações 4 e 5), tanto contemporaneamente como por suas defasagens. Como cada variável depende da outra, este modelo não pode ser estimado diretamente. As variáveis  $y_t$  e  $z_t$  são correlacionadas com os erros  $\epsilon_{yt}$  e  $\epsilon_{zt}$ , respectivamente. O objetivo do VAR é encontrar uma trajetória da variável de interesse ante um choque nos erros, isto é, um choque estrutural. Logo, o VAR desenvolve técnicas para evitar o problema de dependência entre as variáveis.

As hipóteses assumidas para o modelo são:

- a)  $y_t$  e  $z_t$  são estacionários;
- b)  $\epsilon_{yt} \sim RB(0,1)$  e  $\epsilon_{zt} \sim RB(0,1)$ ;
- c)  $\epsilon_{yt} \perp \epsilon_{zt} \Rightarrow \text{Cov}(\epsilon_{yt}, \epsilon_{zt}) = 0$ .

O modelo pode ser escrito por meio de matrizes na sua forma estrutural:

$$\underbrace{\begin{bmatrix} 1 & a_{12} \\ a_{21} & 1 \end{bmatrix}}_{\equiv A} \underbrace{\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}}_{\equiv X_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}}_{\equiv B_0} + \underbrace{\begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}}_{\equiv B_1} \underbrace{\begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix}}_{\equiv X_{t-1}} + \underbrace{\begin{bmatrix} \sigma_y & 0 \\ 0 & \sigma_z \end{bmatrix}}_{\equiv B} \underbrace{\begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix}}_{\equiv \epsilon_t} \quad (6)$$

Tendo a forma reduzida do modelo simplificado:

$$X_t = \varphi_0 + \varphi_1 X_{t-1} + e_t; \quad (7)$$

$$\varphi_0 \equiv A^{-1}B_0; \quad \varphi_1 \equiv A^{-1}B_1;$$

$$Ae_t \equiv B\epsilon_t$$

Os autovalores têm de ser  $(I - \varphi_1 L)$  fora do círculo unitário para atingirem a condição de estabilidade. Observa-se que os erros ( $e_t$ ) transformados não estão correlacionados com os regressores, mas são correlacionados entre si. Logo, desaparecem os problemas ao estimar o VAR. Para extrair maneiras de identificar os parâmetros adicionais que falta é importante entender os erros adicionais. Observe:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \equiv A^{-1}B\epsilon_t = \begin{bmatrix} \frac{\sigma_y \epsilon_{yt} - a_{12} \sigma_z \epsilon_{zt}}{1 - a_{12} a_{21}} \\ \frac{\sigma_z \epsilon_{zt} - a_{21} \sigma_y \epsilon_{yt}}{1 - a_{12} a_{21}} \end{bmatrix} \quad (8)$$

Portanto,

$$E(e_t) = 0;$$

$$\text{Cov}(e_t) \equiv \sum \begin{bmatrix} e_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & e_2^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\sigma_y^2 + \sigma_{12}^2 \sigma_z^2}{(1 - a_{12}a_{21})^2} & -\frac{a_{21}\sigma_y^2 + a_{12}\sigma_z^2}{(1 - a_{12}a_{21})^2} \\ \frac{a_{21}\sigma_y^2 + a_{12}\sigma_z^2}{(1 - a_{12}a_{21})^2} & \frac{\sigma_z^2 + a_{21}^2 \sigma_y^2}{(1 - a_{12}a_{21})^2} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Desta forma, os erros não são correlacionados, visto que:

$$\text{Cov}(e_{it}, e_{(t-j)}) = E \left[ \left( \frac{\sigma_i \epsilon_{it} - a \sigma_{\sim i} \epsilon_{\sim i t}}{1 - a_{12}a_{21}} \right) \left( \frac{\sigma_i \epsilon_{i(t-j)} - a \sigma_{\sim i} \epsilon_{\sim i(t-j)}}{1 - a_{12}a_{21}} \right) \right] = 0, \quad (10)$$

$i = y, z; j \neq 0; a = a_{12}, a_{21}; \sim$  representa negação.

O problema dos modelos VAR é que ao estimar o modelo na forma reduzida pode perder informações contidas na forma estrutural. Ou seja, os parâmetros estruturais podem ficar impossíveis de serem recuperados dos parâmetros do modelo original. Existem dois outros modos de observar o VAR: Decomposição da Variância e Teste de Granger – Causalidade (ver anexos B e C). Portanto, por meio dos modelos estruturais identificados é possível designar políticas econômicas nos quais os resultados estarão alinhados com a teoria econômica. Se somente forem usados os modelos na forma reduzida, a implantação de uma política poderá mudar a trajetória das variáveis (BUENO, 2008).

#### 4.2 MODELO VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS

O modelo vetor de correção de erros, o VECM, é uma versão mais completa do VAR. O VECM possui um maior significado econômico do que o VAR visto que suas variáveis, em virtude da dinâmica comum, podem ter um componente de curto prazo e um longo prazo. O vetor auto regressivo (VAR) omite variáveis quando existe variáveis não estacionárias, porém diferenciadas. O VECM corrige este problema. Antes da apresentação do modelo vetor correção de erros, é necessário apresentar o conceito de cointegração.

Segundo Engle e Granger (1987), os elementos do vetor  $X_t$ ,  $n \times 1$ , são cointegrados de ordem  $(d,b)$ , denotados por  $X_t \sim CI(d,b)$ , se:

- i. Todos os elementos de  $X_t$  são integrados de ordem  $d$
- ii. Existe um vetor não nulo,  $\beta$ , tal que:

$$u_t = X_t' \beta \sim I(d,b) > 0.$$

A primeira condição é restrita. Existe modelos econômicos que relacionam variáveis estacionárias com variáveis integradas. As variáveis  $X_t$  apresentam relação de equilíbrio de longo prazo a partir do momento que estas não são estacionárias e têm uma tendência estocástica, quando comum a todas as variáveis do modelo. A relação de equilíbrio de longo prazo é definida quando  $X_t' \beta = 0$ , isto é, o vetor  $\beta$ , chamado de vetor cointegração, define uma combinação linear perfeita e sem desvios entre os elementos de  $X_t$ . No curto prazo, é comum existir desvios na tendência, de modo que o termo  $u_t$  é o erro de equilíbrio, porque expressa os desvios temporários do equilíbrio de longo prazo (BUENO, 2008).

Os desequilíbrios de curto prazo não afetam as propriedades de  $u_t$ . Apenas se trata de uma mudança de volatilidade no termo de desequilíbrio. As séries econômicas tem ordem de cointegração, normalmente, de ordem 2. A ordem de cointegração é o número de diferenças aplicadas à série para torna-la estacionaria. Aplicar maiores diferenças pode-se perder o significado econômico da série e alterar seus resultados. O termo  $u_t$  pode ser interpretado como um resíduo de uma coordenada do vetor  $X_t$  contras as demais variáveis. Se as variáveis são cointegradas, a aplicação do vetor de cointegração levará a uma ordem de cointegração menor do que a ordem das variáveis originais.

Em modelos com mais de duas variáveis endógenas pode existir o fato de que elas não se cointegrem separadamente, mas quando combinadas, as séries promovem resíduos estacionários. Este fato revela que a ordem de cointegração da variável de maior ordem domina a de menor ordem. Entretanto, em modelos com número de variáveis endógenas maior do que 2, não é condição necessária que todas as variáveis tenham a mesma ordem de integração para existir cointegração.

Existe uma relação de longo prazo entre as coordenadas desse vetor visto que a ordem de cointegração diminui. Os choques de curto prazo representados por  $u_t$  tendem-se a dissipar ao longo do tempo. Desse modo, as variáveis, sendo estacionárias, voltam ao equilíbrio de longo prazo. A teoria de cointegração tem dois pontos básicos. O primeiro é constatar que os resíduos são de uma variável estacionária. O segundo ponto é utilizar o resíduo, já verificado se é estacionário, para ajustar o modelo VAR, denominado por causa do ajuste como quase-VAR (BUENO, 2008). A utilização da informação que o resíduo é estacionário e incorpora-se o erro de equilíbrio, tem-se o modelo VECM. Portanto, ao anexar o erro ao modelo, denomina-se o modelo vetor correção de erros.

Para determinar o VECM é preciso considerar um modelo multivariado VAR, ignorando a presença de constante:

$$X_t = \varphi_1 X_{t-1} + \varphi_2 X_{t-2} + \dots + \varphi_p X_{t-p} + e_t, \quad (11)$$

$X_t$  é um vetor  $n \times 1$  de variáveis endógenas. A ordem  $p$  de defasagem é escolhida para que os resíduos estimados não sejam correlacionados entre si. A equação (11) é melhor formulada:

$$[I - (\varphi_1 L + \varphi_2 L^2 + \dots + \varphi_p L^p)] X_t = e_t \Rightarrow \Phi(L) X_t = e_t \quad (12)$$

Sendo  $\Phi(L)$  dado por:

$$\Phi(Z) = I - \sum_{i=1}^p \Phi_i Z^i,$$

em que  $Z$  é uma matriz diagonal  $n$  elementos. O termo  $\Phi(Z)$  ajuda a determinar a existência ou não de raiz unitária e a quantidade de vetores de cointegração a partir do posto da matriz. O posto da matriz é o número de linhas ou colunas independentes dessa matriz. O posto será sempre menor ou igual ao número de linhas e colunas. Desse modo,

constrói-se o teorema de Granger que serve para separar a matriz de cointegração da matriz de ajustamento. Este teorema afirma que:

Se  $|\Phi(Z)| = 0$  implica que  $Z \geq 1$  e  $0 < \text{posto}(\Phi) = r < n$ , então existem as matrizes  $\alpha$  e  $\beta$  de dimensão  $n \times r$  tal que:  $\Phi = \alpha\beta'$ .

A matriz de cointegração,  $\beta$ , e a matriz de ajustamento,  $\alpha$ , serão adequadas para estipularem as interpretações econômicas das séries temporais a partir da decomposição de  $\Phi$  em duas matrizes multiplicativas quando a matriz não tem pleno posto e são a base para desenvolver o teste de cointegração multivariado de Johansen (1995). Após explanar sobre os conceitos, apresenta-se a formulação algébrica do modelo vetor correção de erros obtida a partir das manipulações da equação  $\Phi(L) = e_t$ . O caso geral é:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t, \quad (13)$$

$$\text{Sendo, } \Lambda_i = - \sum_{j=1+i}^p \Phi_j, \quad i = 1, 2, \dots, p-1.$$

O modelo vetor de correção de erros explica  $\Delta X_t$  pelos fatores de curto prazo  $\sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i X_{t-i}$ , e a relação de longo prazo através das coordenadas do vetor de variáveis endógenas,  $\Phi X_{t-1}$  cointegrados.

O teste de cointegração de Johansen (1995) propõe definir o posto da matriz  $\Phi$  e estimar os vetores de cointegração inseridos na matriz  $\beta$ . Esta metodologia é aplicada simultaneamente à estimação do modelo de cointegração. A matriz  $\Phi$  sendo  $n \times n$  e com o posto  $r < n$  apresenta cointegração. Logo, permite estimar o VECM em conjunto aos vetores de cointegração.

Se o posto da matriz for nulo, então as variáveis não são estacionárias e não há cointegração. Segundo Johansen (1995), o posto da matriz  $\Phi$  pode ser identificada por dois testes baseados na estimação por verossimilhança com restrição (BUENO, 2008). Ao definir o posto da matriz  $\Phi$ , existe a possibilidade de não identificar  $\alpha$  e  $\beta$ . Bueno

(2008) apresenta que o determinante da matriz  $\Phi$  é o produto dos autovalores e tendo o posto entre 0 e  $n$ , afirma-se que a matriz  $\Phi$  terá  $r$  autovalores diferentes de zero e  $n - r$  autovalores iguais a zero. A barreira para a construção do teste de cointegração de Johansen é encontrar estes autovalores.

Para alcançar o objetivo de determinar o posto e estabelecer os dois testes são necessários introduzir variáveis determinísticas ao modelo vetor de correções de erros. As variáveis farão parte da variável  $X_t$  no nível e do vetor de cointegração:

$$X_t = \varphi_1 X_{t-1} + \varphi_2 X_{t-2} + \dots + \varphi_p X_{t-p} + \delta' d_t + e_t, \quad (14)$$

em que

$d_t = [1, t]'$  é um vetor com variáveis determinísticas como também podem ser *dummies* sazonais.

$\delta$  é uma matriz de coeficientes, cuja dimensão é compatível com  $d_t$ .

Portanto, obtém-se o modelo VECM:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + \delta' d_t + e_t. \quad (15)$$

A partir da maximização deste modelo com restrições sobre a matriz de covariância, é possível obter os autovalores da matriz  $\Phi$ . O primeiro teste é o do traço no qual a hipótese nula afirma a existência de  $r^*$  vetores de cointegração contra a hipótese alternativa  $r > r^*$  vetores. A estatística teste é dada por:

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

O segundo teste é o de razão de verossimilhança. A hipótese nula deste teste é que existem  $r^*$  vetores de cointegração; a hipótese alternativa é que existem  $r^* + 1$  vetores de cointegração. Este teste verifica qual o máximo autovalor significativo que produz um vetor do cointegração. Rejeitar a hipótese nula significa que há mais um vetor de

cointegração e não rejeita-la afirma que existe  $r^*$  vetores de cointegração. Sendo a estatística do teste:

$$LR(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

#### 4.3 DESCRIÇÃO DOS DADOS E DAS VARIÁVEIS

Os dados utilizados neste trabalho são séries mensais datadas de janeiro de 2002 à dezembro de 2012, obtidas através do Banco Central do Brasil (BCB), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e da Federação Nacional da Distribuição de Veículos Automotores (FENABRAVE). As variáveis são especificadas a seguir:

- a) Taxa de juros: Taxa de juros média mensal (pré-fixada) aplicada nas operações de crédito com recursos livres referenciais para aquisição de veículos no segmento de pessoa física.
- b) Inadimplência: São os dados mensais referentes às operações de crédito com recursos livres para pessoa física com inadimplência acima de 90 dias na aquisição de bens veículos.
- c) Índice de Confiança do Consumidor: Série mensal referente à expectativas dos consumidores referentes à conjuntura econômica.
- d) Saldo das operações de crédito: Saldo das operações com recursos livres à taxa de juros pré-fixada para o segmento de pessoa física na aquisição de veículos.
- e) Prazo médio: Prazo médio de financiamento do veículo referente às operações de crédito com recursos livres.
- f) Frota de veículos emplacados: Quantidade de veículos mensalmente vendidos e emplacados no varejo brasileiro.

g) Índice de Preços ao Consumidor: índice derivado do INPC para automóveis novos que abrange as famílias com rendimentos mensais compreendidos entre 1 (hum) e 5 (cinco) salários-mínimos e tem como unidade de coleta, estabelecimentos comerciais e prestadores de serviços, concessionária de serviços públicos e domicílios.

h) Valor do IPI cobrado por veículo: taxa mensal calculada em log a partir da divisão entre a receita tributária do IPI para veículos com relação à quantidade de veículos.

No quadro abaixo estão sintetizadas as variáveis a serem utilizadas.

Quadro 1 – Fonte dos dados e das variáveis

Variáveis	Especificação	Fonte	Unidade
jur	Taxa de juros	BCB	%/100
ina2	Inadimplência	BCB	%/100
icc	Índice de Confiança do Consumidor	IBGE	LOG
soc	Saldo das operações de crédito	BCB	LOG
poc	Prazo médio	BCB	LOG
fve	Frota de veículos novos emplacados	FENABRAVE	LOG
INPC	Índice de Preços ao Consumidor	IBGE	-
vipi	Valor do IPI cobrado por veículo	CALCULADO	LOG

Fonte: Elaboração própria, 2013

Portanto, este capítulo teve como objetivo ilustrar a metodologia dos modelos multivariados de séries de tempo que serão utilizados neste trabalho. O modelo vetor correção de erros será utilizado para estimar os impactos ao longo do tempo da política de impulso da redução do IPI para automóveis perante as demais variáveis do modelo. Assim como, construir as curvas de oferta e demanda por automóveis. No próximo capítulo serão apresentados os dados e os resultados desta pesquisa.

## 5 RESULTADOS

Este capítulo apresenta a descrição dos dados utilizados na aplicação do VECM, assim como os testes de raiz unitária e de cointegração e o modelo vetor correção de erros. Os testes de raiz unitária têm como objetivo traçar o número de defasagens e os possíveis níveis de diferença introduzidos nas variáveis a fim de torná-las estacionárias. Foram utilizados os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) (1979), o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (1992), e o teste Schmidt Phillips (1992).

Ao final deste capítulo será apresentado o modelo vetor correção de erros (VECM) com a construção das curvas de demanda e oferta de automóveis e analisar as estimativas encontradas. Inicialmente com o VECM sem restrições e, em seguida, com a introdução de restrições nas variáveis utilizadas. As restrições impostas necessitam ser observadas através dos testes de exogeneidade fraca, quando estimados sobre o vetor de ajuste, e o teste sobre identificação, quando testadas as restrições das variáveis em conjunto sobre o vetor de cointegração.

### 5.1 ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE E COINTEGRAÇÃO

As hipóteses dos testes ADF e Schmidt Phillips são as mesmas. A hipótese nula consiste em afirmar que a série tem raiz unitária e a hipótese alternativa de que a série é estacionária. No teste KPSS, a hipótese nula é o oposto. A hipótese nula afirma que a série é estacionária, não precisa aplicar diferenças na série, e a hipótese alternativa afirma que a existe a presença de raiz unitária. Quando a série apresenta raiz unitária é preciso aplicar diferenças na série e refazer os testes com o intuito de descobrir quantas defasagens são necessárias para torna-la estacionária. Os critérios de informação aplicados nos testes de estacionariedade são: Critério de informação de Akaike (AIC), Critério *Final Prediction Error*, Critério de Hannan-Quin (HQ) e o Critério Bayesiano de Schwartz (SBC). Analisa-se no teste ADF a existência de auto correlação entre os resíduos a partir do p-valor do teste de análise residual: Portmanteau (LJUNG; BOX,1978) com doze defasagens e ARCH-LM (ENGLE, 1982) utilizando duas defasagens indicando heterocedasticidade residual.

Os testes de cointegração tem como objetivo apresentar se as variáveis estudadas neste trabalho têm a presença de vetores de cointegração quando agregadas em conjunto e verificar a relação de equilíbrio no longo prazo. Os vetores de cointegração são importantes para definir se é possível estabelecer o VECM. É necessário que os testes confirmem, em sua maioria, que existem vetores de cointegração nas séries. Dois testes de cointegração foram feitos: o teste de traço de Johansen (1995) e o teste de Saikkonen e Lütkepohl (2000). São utilizados os mesmos critérios informação aplicados nos teste de raiz unitária. Os dois testes de cointegração foram testados em conjunto de três variáveis por vez e com a constante, tendência, tendência ortogonal, *dummies* sazonais e com *dummy* de impulso (*shift*) no período de introdução da política de redução do IPI nas séries. Se por algum motivo este conjunto não apresentar nenhum vetor de cointegração, será o teste em pares de variáveis.

Os testes de estacionariedade têm como objetivo analisar se as variáveis do modelo apresentam a presença de raiz unitária. Foram realizados três testes de estacionariedade. O primeiro foi o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF). O teste ADF tem como hipótese nula a presença de raiz unitária. Todos os testes incluíram *dummies* sazonais. Observa-se que a maioria das variáveis necessitaram aplicar uma diferença na série para torná-la estacionária. As variáveis *soc* e *poc* necessitaram de duas diferenças. Na variável INPC não foi necessário aplicar diferenças, uma vez que a hipótese nula foi rejeitada. Algumas variáveis ao longo da realização do teste ADF precisaram de mais defasagens além das sugeridas pelos critérios de informação, pois apresentarem nos testes de Portmanteau e ARCH-LM p-valor menores do que 1% (APÊNDICE A).

O segundo teste de estacionariedade utilizado foi o KPSS com a hipótese nula de que a série já se encontra estacionária, sendo que a rejeição desta hipótese implicará na possibilidade de utilizar-se o modelo VECM. Os resultados obtidos neste teste confirmam a necessidade de aplicar uma diferença na série. A variável *poc* precisou de duas diferenças e a variável *vipi* não rejeitou a hipótese nula. As defasagens sugeridas pela pesquisa seguiram a orientação dos autores Lutkepohl e Kratzig (2004) em que utiliza-se a equação:

$$l = q(T/100)^{1/4}, \quad (16)$$

em que

$l$  é o número de defasagens.

$T$  é a quantidade de observações da amostra.

$q$  são aplicados valores com  $q = 4$  ou  $q = 12$ .

Após utilizar a equação (16), com  $T = 132$  e  $q = 4$  e  $q = 12$ , o resultado encontrado foi utilizar 4 e 13 defasagens. Esta mesma equação foi utilizada no terceiro teste de estacionariedade: o teste Schmidt Phillips. O teste tem como hipótese nula a presença de raiz unitária. O ideal seria que essa não fosse rejeitada a fim de estabelecer consistência no VECM. No teste Schmidt Phillips foram testados dois termos determinísticos: “o  $Z(\text{Rho})$  statistic e o  $Z(\text{tau})$  statistic”. Para a maioria das variáveis não foi rejeitada a hipótese nula. Das oito variáveis analisadas, somente *fve*, *INPC* e *vipi* foi rejeitada a hipótese de presença de raiz unitária (APÊNDICE B).

O resumo dos três testes pode ser observado no quadro 2. Os testes utilizaram como doze o número máximo de defasagens e os quatro critérios de informação: Critério de informação de Akaike (AIC), Critério *Final Prediction Error*, Critério de Hannan-Quin (HQ) e o Critério Bayesiano de Schwartz (SBC). Somente para as variáveis *icc* e *jur* foi necessária apenas uma diferença para ser tornarem estacionárias. As outras em algum teste apresentaram discordância nos seus resultados. Porém, foi possível considerar que as variáveis são como  $I(1)$ . Desse modo, foi considerada a possibilidade da presença de raiz unitária e respectiva necessidade de diferença.

O teste de cointegração tem como objetivo analisar a presença de uma relação de longo prazo entre as variáveis. Dois testes foram realizados para analisar os vetores de cointegração deste trabalho. O primeiro teste de cointegração foi o teste de traço de Johansen (1995). O teste foi realizado em conjunto de variáveis tanto com constante e tendência e *shift*, quando analisada a cointegração na variável *vipi*, como também constante, tendência, tendência ortogonal e *shift*. Todas as variáveis incluíram *dummies* sazonais. Os conjuntos analisados apresentaram pelo menos um vetor de cointegração nos dois termos determinísticos utilizados. Desse modo, é possível construir o VECM para

estimar a demanda e oferta de automóveis. O segundo teste aplicado foi o teste Saikkonen e Lütkepohl (2000) também realizado para o conjunto de variáveis, incluindo *dummies* sazonais, e com os mesmos termos considerados no teste do traço de Johansen (constante e tendência; constante, tendência, tendência ortogonal e *shift*). Os testes apresentaram pelo menos um vetor de cointegração entre as variáveis. Desse modo, o modelo pode ser estimado.

Quadro 2 – Resumo dos testes de estacionariedade

Variável	ADF		KPSS		Schmidt Phillips	
fve	c,t,sd	I(1)	level stationarity	I(1)	Z(Rho) Statistic	I(0)
	c,sd	I(1)	trend stationarity	I(1)	Z(Tau) Statistic	I(0)
icc	c,t,sd	I(1)	trend stationarity	I(1)	Z(Rho) Statistic	I(1)
					Z(Tau) Statistic	I(1)
ina2	c,sd	I(1)	level stationarity	I(1)	Z(Rho) Statistic	I(1)
					Z(Tau) Statistic	I(1)
INPC		I(0)	level stationarity	I(1)	Z(Rho) Statistic	I(0)
					Z(Tau) Statistic	I(0)
jur	c,t,sd	I(1)	trend stationarity	I(1)	Z(Rho) Statistic	I(1)
	c,sd	I(1)			Z(Tau) Statistic	I(1)
poc	c,t,sd	I(1)	trend stationarity	I(2)	Z(Rho) Statistic	I(1)
	c,sd	I(1)			Z(Tau) Statistic	I(1)
soc	c,t,sd	I(2)	trend stationarity	I(1)	Z(Rho) Statistic	I(1)
					Z(Tau) Statistic	I(1)
vipi	c,t,sd	I(2)	trend stationarity	I(0)	Z(Rho) Statistic	I(0)
	c,sd	I(1,2)			Z(Tau) Statistic	I(0)

Nota: c = constante. t = tendência, sd = *dummies* sazonais.

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

Nos dois testes de cointegração, o máximo número de defasagens necessárias foi doze e os quatro critérios de informação citados anteriormente foram utilizados para indicar o

número de defasagens necessárias para realizar os testes. Os resultados dos testes estão apresentados no APÊNDICE C.

## 5.2 ANÁLISE DO MODELO VETOR CORREÇÃO DE ERROS

Nesta seção foram construídas as curvas de demanda e oferta para automóveis. Dois modelos foram testados: o VECM irrestrito e o restrito. O modelo encontrado precisou de 9 defasagens e 10 *dummies* de impulso provenientes da análise da conjuntura<sup>5</sup>. O modelo foi aplicado com tendência restringida. Para demonstrar se o modelo é congruente foram aplicados os testes de Autocorrelação e o teste ARCH, ambos com doze defasagens e o teste de Normalidade dos resíduos. O teste de Autocorrelação tem como hipótese nula a rejeição da autocorrelação serial (LJUNG; BOX, 1978). Sendo que é desejável rejeitar a hipótese. Abaixo será apresentada as duas equações de demanda e oferta de automóveis.

$$\text{Demanda} = f(\text{icc}, \text{ina2}, \text{jur}, \text{fve}, \text{vipi}, \text{INPC}, \text{poc}, \text{soc})$$

$$\text{Oferta} = f(\text{icc}, \text{ina2}, \text{jur}, \text{fve}, \text{vipi}, \text{INPC}, \text{poc}, \text{soc})$$

O teste ARCH seguiu o mesmo padrão, porém analisando a heterocedasticidade condicional do modelo. A hipótese nula é que não seja rejeitada a existência de heterocedasticidade condicional. O objetivo é rejeitar esta hipótese. O teste de normalidade dos resíduos utilizado é o Teste de Doornik-Hansen (1994) que analisa se os resíduos do modelo estão distribuídos normalmente. Foram colocadas *dummies* de impulso sem restrições para almejar este resultado (APÊNDICE I). Em todos os testes para identificar se o modelo é congruente, foi necessário que os p-valor tivessem nível de significância acima de 1%.

### 5.2.1 Modelo irrestrito

Para identificar as curvas de demanda e de oferta por automóveis, o modelo tem dois vetores de cointegração e um vetor de ajuste. O primeiro vetor de cointegração corresponde à curva de demanda e o segundo vetor de cointegração o de oferta. A melhor

---

<sup>5</sup> APÊNDICE I.

representação destas curvas inclui a presença de 9 defasagens, 10 *dummies* de impulso, tendência restringida e constante sem restrições. A partir da análise do modelo se constatou que este é congruente. O teste de autocorrelação residual rejeitou a hipótese nula na maioria das equações. Das oito equações testadas, em apenas duas não foi rejeitada a hipótese de autocorrelação a 1%. O teste ARCH afirmou que não existe heterocedasticidade condicional nas oito equações individuais analisadas pelo teste. Assim como o Teste de Doornik-Hansen (1994) mostrou que existe normalidade nos resíduos. Os testes podem ser vistos no APÊNDICE E. O modelo irrestrito é apresentado abaixo na forma sintetizada (modelo completo pode ser visto no APÊNDICE D).

$$\begin{bmatrix} \Delta icc_t \\ \Delta ina2_t \\ \Delta fve_t \\ \Delta INPC_t \\ \Delta jur_t \\ \Delta vipi_t \\ \Delta poc_t \\ \Delta soc_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,430 & -1,531 \\ -0,016 & 0,012 \\ 1,099 & -3,714 \\ 3,941 & -39,775 \\ -0,161 & 0,199 \\ -3,435 & -12,710 \\ -0,061 & -0,628 \\ -0,192 & 0,818 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0,646 & 0,036 & 0,568 & 0,134 & 0,774 & 0,419 & 0,015 \\ (0,0) & (0,0) & (0,095) & (0,017) & (0,166) & (0,018) & (0,103) & (0,034) & (0,001) \\ 0 & 1 & 0,048 & 0,010 & 0,272 & 0,042 & 0,141 & 0,059 & 0,002 \\ (0,0) & (0,0) & (0,032) & (0,006) & (0,056) & (0,006) & (0,034) & (0,011) & (0,0003) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} icc_{t-1} \\ ina2_{t-1} \\ fve_{t-1} \\ INPC_{t-1} \\ jur_{t-1} \\ vipi_{t-1} \\ poc_{t-1} \\ soc_{t-1} \\ trend_{t-1} \end{bmatrix} \quad (17)$$

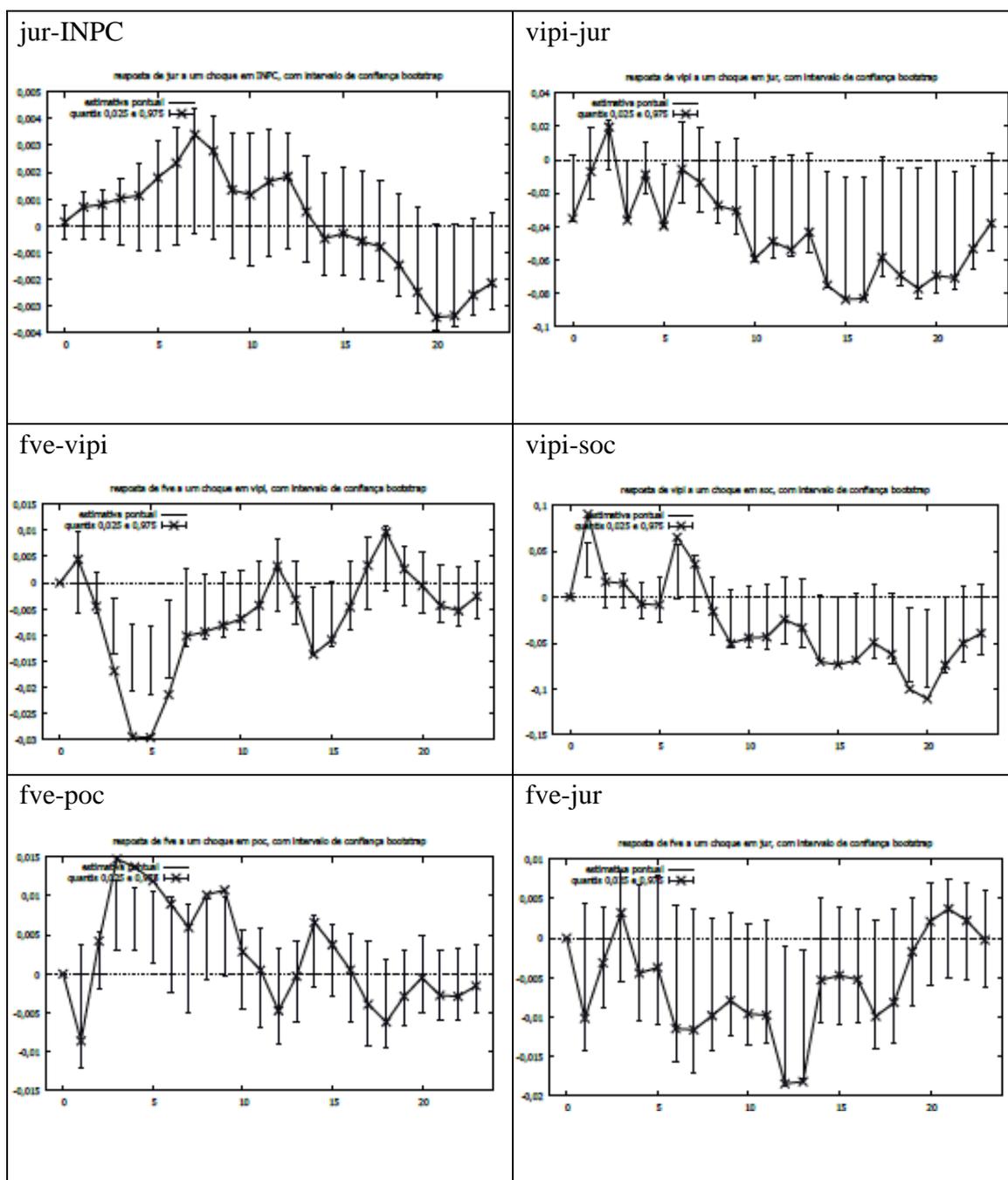
A partir da estimação do modelo irrestrito observa-se que o prazo é uma variável importante para o indivíduo que demanda automóveis. Quanto maiores os prazos de financiamento, maior será a demanda por automóveis. Essa relação é semelhante à encontrada no trabalho de Attanasio, Goldberg e Kyriazidou (2007). Quanto à quantidade de automóveis, o aumento da quantidade vendida de automóveis reduz a demanda pelo bem.

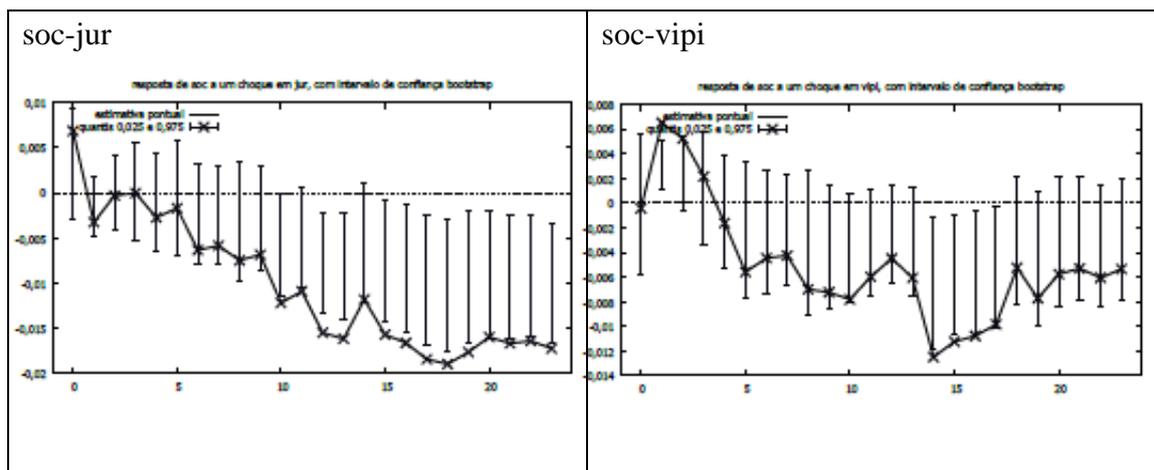
### 5.2.1.1 Função Resposta ao Impulso

No modelo irrestrito foi aplicada a análise da Função Resposta ao Impulso (ANEXO A) para sintetizar os resultados deste trabalho. As variáveis escolhidas para serem analisadas os efeitos ao longo do tempo diante às demais variáveis foram: frota de veículos novos emplacados (*fve*), taxa de juros (*jur*) e o valor do IPI cobrado por veículo (*vipi*). O período de tempo escolhido foi de 24 meses. O nível de significância desta análise é de 5%. A

ordenação segue a *decomposição de Choleski* (SIMS, 1980). O problema da *decomposição de Choleski* é que a organização das variáveis no modelo interfere nos resultados obtidos visto que a decomposição é triangular e força com que a parte superior da diagonal tenha zeros.

Gráfico 07 - Função Resposta Impulso. Principais observações





Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

A resposta do juros a um aumento do INPC provocaria um possível aumento dos juros nos primeiros 7 meses e logo após este choque vai se diluindo no tempo. O aumento do INPC consiste em um aumento no nível geral de preços na economia. O Banco Central tem como objetivo manter a estabilidade macroeconômica e a confiança no sistema financeiro. Se existe uma tendência ao aumento do INPC, a instituição pode promover o aumento dos juros através de sua política monetária e conter o aumento da inflação. O problema é que o aumento dos juros serão possivelmente aplicados um semestre depois de aplicado o choque monetário, de maneira que os preços aumentam durante esse período.

Outro fato interessante encontrado pela pesquisa são as conexões entre as políticas fiscal e monetária para modificar a concessão de crédito. A junção das políticas para reduzir a oferta de crédito são sentidas quase de imediato, porém são repostas rápidas à ambos aumentos. Um aumento da alíquota de IPI provoca um possível aumento nos primeiros 5 meses dos juros e logo após cai rapidamente<sup>6</sup>. O efeito dos juros sobre IPI é ainda mais rápido e inconsistente. Entretanto, os juros são uma medida aconselhável de impulso para estimular ou reduzir as concessões de crédito no mercado de automóveis. A teoria tradicional afirma que o aumento dos juros permite desestimular o consumo e conter o aumento da inflação. Isso se confirma no modelo, uma vez que os juros tem rápido impacto no saldos das operações de crédito para pessoa física.

<sup>6</sup> APÊNDICE F.

O resultado empírico obtido a partir da equação (17), apresenta os juros como uma variável de pouco impacto para o indivíduo que compra o automóvel, porém restringem o mercado de crédito logo de imediato. A alíquota do IPI também afeta o mercado de crédito para automóveis. O IPI apresenta relação de longo prazo quando aplicado o teste de exogeneidade fraca. O aumento da alíquota provoca uma redução dos empréstimos feitos pelos mutuários, porém com repostas mais lentas do que a implantação de uma política monetária contracionista. Desse modo, os juros são a via mais rápida por facilitar o aumento do volume de crédito emprestado no sistema financeiro. Entretanto os juros não surtem efeitos na quantidade demandada de veículos.

O aumento dos prazos de financiamento aumentam a demanda por automóveis com bastante força e se prolongam por um ano. A criação de mecanismos para redução da assimetria de informações no mercado de crédito favoreceu a prolongamento dos prazos e aumento do volume emprestado. Segundo os resultados encontrados neste trabalho, os prazos são determinantes na compra do automóvel. Portanto, os problemas de assimetria foram sendo reduzidos por aplicações de leis e maior transbordamento das informações dos mutuários. Os resultados completos da Função Resposta ao Impulso estão no APÊNDICE F.

### **5.2.2 Modelo restrito**

O modelo restrito tem como objetivo verificar se os fatores exógenos ao modelo interferem as curvas de demanda e oferta de automóveis. Ou seja, aplicar restrições nas variáveis exógenas do modelo. Foram feitos dois testes para verificar se as restrições modificavam o modelo e os resultados encontrados no modelo irrestrito. O primeiro teste foi o teste de exogeneidade fraca. Este teste impõe restrições à ambos os coeficientes de ajuste das curvas igualando-os a zero. A hipótese nula do deste é que existe restrição. A importância de verificar a exogeneidade fraca é observar o viés de endogeneidade do modelo. Portanto, será assumido que uma variável exógena é ao modelo, quando de fato esta não é exógena. As restrições individuais também foram aplicadas nas variáveis e não é possível restringir as variáveis sobre o vetor de ajuste. A conclusão foi que quando se impõem restrições individuais nos vetores de cointegração os valores do modelo mudam

substancialmente. Desse modo não seria possível identificar as curvas de oferta e demanda.

A variável *vipi* apresenta um fato interessante como resultado da pesquisa quanto ao teste de exogeneidade fraca. Para esta variável a hipótese nula é rejeitada, logo, o coeficiente de ajuste do IPI em relação à curva de demanda não é zero embora a hipótese nula de que seu coeficiente de ajuste em relação à curva de oferta não seja rejeitada. Desse modo, o IPI não é fracamente exógeno e responde à desequilíbrios na curva de demanda no longo prazo.

O segundo método de restrição corresponde ao teste sobre identificação sobre o vetor de cointegração. Neste teste foram aplicadas restrições em conjunto sobre as variáveis exógenas do modelo. Foram impostas duas restrições no vetor de cointegração no qual corresponde à curva de demanda nas variáveis *jur* e *vipi* e uma restrição adicional sobre o vetor de ajuste da curva de demanda na variável *soc*. As restrições foram feitas nas variáveis *vipi* e *jur* por serem políticas utilizadas pelo governo. Desse modo estas restrições se tornam choques exógenos. A taxa média de juros para aquisição de veículos utilizada pelo modelo sofre interferências marginais, pois quando o governo muda a taxa básica de juros, a SELIC, as outras taxas de juros do sistema financeiro se readaptam à nova conjuntura. Como consequência, a alíquota do IPI é promulgada a partir dos interesses do governo.

O resultado das restrições em conjunto apresentam outro modelo compatível com os dados gerados pelo modelo irrestrito. Os resultados obtidos na estimação do VECM restrito são congruentes, uma vez que passam nos testes de autocorrelação serial, heterocedasticidade condicional e normalidade dos resíduos. Foi verificado um problema no modelo irrestrito, nas equações 1 e 7 do teste de autocorrelação. Porém os testes ARCH e o teste de Doornik-Hansen (1994) se mostraram robustos (APÊNDICE H). Ao analisar os parâmetros após as restrições, foi possível concluir que para a compra de automóveis a taxa de juros não é importante. Ao restringir a variável *jur*, o vetor de cointegração que corresponde à curva de demanda não modificou seus valores.

O modelo restrito é apresentado a seguir, enquanto que o modelo completo pode ser visto no APÊNDICE G.

$$\begin{bmatrix} \Delta icc_t \\ \Delta ina2_t \\ \Delta fve_t \\ \Delta INPC_t \\ \Delta jur_t \\ \Delta vipi_t \\ \Delta poc_t \\ \Delta soc_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,319 & -0,103 \\ (0,158) & (0,479) \\ -0,016 & 0,035 \\ (0,005) & (0,016) \\ 1,169 & -3,499 \\ (0,311) & (0,935) \\ 4,756 & -26,628 \\ (3,111) & (9,352) \\ -0,141 & 0,3623 \\ (0,038) & (0,116) \\ -2,784 & -1,055 \\ (1,177) & (3,539) \\ -0,025 & -0,224 \\ (0,048) & (0,148) \\ 0 & 0,467 \\ (0,0) & (0,615) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & -0,777 & -0,100 & 0 & 0 & 0,452 & 0,297 & -0,007 \\ (0,0) & (0,0) & - (0,164) & - (0,023) & - (0,0) & - (0,0) & + (0,152) & + (0,048) & - (0,001) \\ 0 & 1 & 0,008 & 0,030 & 0,447 & 0,085 & 0,242 & 0,097 & 0,004 \\ (0,0) & (0,0) & + (0,067) & - (0,010) & + (0,070) & + (0,007) & - (0,066) & - (0,021) & + (0,0007) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} icc_{t-1} \\ ina2_{t-1} \\ fve_{t-1} \\ INPC_{t-1} \\ jur_{t-1} \\ vipi_{t-1} \\ poc_{t-1} \\ soc_{t-1} \\ trend_{t-1} \end{bmatrix} \quad (18)$$

O prazo de financiamento continua apresentando impacto robusto. A demanda por automóveis é elástica ao prazo e inelástica aos juros. O coeficiente da taxa de juros não estão em logaritmo natural. Com isso, a elasticidade é obtida através da equação  $\partial fve / \partial \ln jur = (\partial fve / \partial jur) jur$ . Ao observar o modelo irrestrito (17), uma taxa de juros de 20% a.a., a elasticidade é de 0,113776, bem menor do que a do prazo de financiamento que é de 0,77407.

Portanto, os resultados encontrados mostram que a taxa de juros é uma variável importante de política monetária. Os juros apresentam efeito quase imediato para regular o volume de recursos financeiros emprestáveis. No entanto, o impacto sobre o indivíduo que compra o automóvel é possivelmente sentido na quantidade vendida somente um ano após a implementação da política. O prazo e o IPI mostraram resultados importantes para quem demanda automóveis. Estas variáveis também apresentam impactos no mercado de crédito, porém os efeitos dos choques são mais demorados do que aos juros. Desse modo, se o governo tem como objetivo aumentar o consumo e o produto agregado, visto que o setor automobilístico tem grande impacto na economia brasileira, é possível intercalar o incentivo à expansão do crédito com a redução dos juros e na melhora da disponibilização da informação no mercado com a redução do imposto para veículos.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho foi investigada a participação do crédito no mercado de automóveis no Brasil. O objetivo de construir as curvas de demanda e oferta por automóveis para o segmento de pessoa física visava estabelecer quais fatores são os mais importantes na compra do automóvel. A conclusão feita por esta pesquisa é que o aumento das concessões de crédito realizadas durante o período de 2002 a 2012 no sistema financeiro para este segmento são robustas e favoreceram o crescimento das vendas no varejo de veículos.

Os resultados encontrados na pesquisa caminham em paralelo com as ideias de Stiglitz no sentido de criar mecanismos para reduzir à assimetria de informações. O autor afirma que em momentos favoráveis do ciclo econômico, os financiamentos podem aumentar consideravelmente e apresentar problemas de assimetria de informações sobre os bons e maus pagadores. A economia brasileira cresceu no período sobretudo pela expansão do consumo e do crédito para as famílias. O governo facilitou o acesso ao crédito e deu alicerces para reduzir a seleção adversa e o risco moral das instituições financeiras com a sanção da lei de Alienação Fundiária e com o desenvolvimento das Centras de Informação de Crédito. Entretanto, o acesso ao financiamento gerou problemas de endividamento das famílias.

A política fiscal de redução da alíquota aumenta a avidez do indivíduo por empréstimos e provoca choques do lado da demanda por automóveis. Desse modo, o impacto da política de redução do IPI foi robusto em relação ao aumento da quantidade de carros vendidos no Brasil e nas concessões de crédito para pessoa física. O impacto da política fiscal transfere influências também para o setor financeiro da economia brasileira. Ao analisar a Função Resposta ao Impulso da pesquisa, foi possível destacar que o IPI tem forte impacto na demanda do indivíduo por automóveis. Em relação ao mercado de crédito, os juros são eficientes como política monetária contracionista e reduzem a oferta de crédito. O aumento dos juros restringe rapidamente a oferta de crédito. Portanto, é condizente com a teoria tradicional que as taxas de juros cumprem seu papel de equilíbrio no mercado de crédito. Entretanto o aumento dos juros estão em sentido oposto ao argumento de Stiglitz (1989). Desse modo, em relação ao mercado de crédito, os agentes

não estão interessados na taxa de juros, como afirma a teoria tradicional. O indivíduo está mais preocupado com o prazo de financiamento (com o valor da prestação mensal) para a aquisição do veículo.

O prazo de financiamento tem resultado semelhante ao encontrado com o trabalho de Attanasio, Goldberg e Kyriazidou (2007). Com relação ao trabalho empírico de Gabriel e outros (2011) existe discordância com respeito à importância do fator preços e da taxa de juros. A demanda por automóveis foi considerada pouco influenciada pela ação das taxas de juros. O fator preço também não apresentou muita significância para as curvas de demanda e oferta. Entretanto, está de acordo com esta pesquisa no requisito do volume de financiamento, pois quanto maior o financiamento, maior o impulso ao consumo de automóveis.

As medidas de impulso praticadas pelo governo tiveram importante impacto na redução da assimetria de informação e consequente redução dos juros, aumento dos prazos de financiamento e maior volume de recursos financeiros no mercado de crédito. A redução do IPI estimulou o consumo de automóveis. Portanto, o governo foi decisivo para incentivar o consumo. Os resultados científicos obtidos neste trabalho concluem que os juros são uma importante ferramenta do Banco Central para dinamizar a economia e sinaliza como será conduzida a política monetária dos próximos meses e quais são os impactos diante da inflação e do consumo das famílias. A política fiscal de redução do IPI, além de aumentar a renda disponível e incentivar o consumo, aumenta a confiança do consumidor em relação à conjuntura econômica e provoca crescimento da busca por crédito, consumo e consequentemente da renda nacional.

Por fim, cabe relatar que existe limitações ao modelo empírico. As restrições feitas no modelo sugerem que é possível afirmar uma curva de demanda por automóveis, porém não reflete perfeitamente uma curva de oferta visto que responde à juros, ao prazo de financiamento e ao saldo das concessões de crédito para pessoa física. Este trabalho sugere que para buscar uma adequação dos resultados sejam aplicados series de tempo mais longas e introduza uma variável de renda do que utilizar o índice de confiança do consumidor que se baseia em expectativas. Outra consideração é buscar construir as curvas de demanda e oferta de crédito que não foram possíveis ser aplicadas neste

trabalho por falta de congruência nos testes de autocorrelação serial, heterocedasticidade e de normalidade dos resíduos.

## REFERÊNCIAS

ANFAVEA. **Indústria automobilística brasileira: 50 anos**. São Paulo, 2006.

ATTANASIO, O. P.; GOLDBERG, P. K.; KYRIAZIDON, E. Credit constraints in the market for consumer durables: evidence from micro data on car loans. **International Economic Review**, v. 49, n. 2, 2007, p. 401–436.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Economia bancária e crédito: avaliação de 3 anos do projeto juros e spread bancário**. 2002.

\_\_\_\_\_. **Economia bancária e crédito: avaliação de 4 anos do projeto juros e spread bancário**. Brasília, 2003.

\_\_\_\_\_. **Economia bancária e crédito: avaliação de 5 anos do projeto juros e spread bancário**. Brasília, 2004.

\_\_\_\_\_. **Relatório de economia bancária e crédito**. Brasília, 2005.

\_\_\_\_\_. **Relatório de economia bancária e crédito**. Brasília, 2006.

\_\_\_\_\_. **Relatório de economia bancária e crédito**. Brasília, 2007.

\_\_\_\_\_. **Relatório de economia bancária e crédito**. Brasília, 2008.

\_\_\_\_\_. **Relatório de economia bancária e crédito**. Brasília, 2009.

\_\_\_\_\_. **Relatório de economia bancária e crédito**. Brasília, 2010.

\_\_\_\_\_. **Sistema gerenciador de séries temporais**. Disponível em: <<http://www.bc.gov.br/pec/boletimregional/port/2009/07/br200907b2p.pdf>>. Acesso em 19 jun. 2013.

BARROS, Daniel Chiari; PEDRO, Luciana Silvestre. O papel do BNDES no desenvolvimento do setor automotivo brasileiro. **BNDES Setorial 60 anos: complexo automobilístico**, Rio de Janeiro, v. 1, 2012.

BERNANKE, B.; BLINDER, A. **The federal funds rate and the channel of monetary transmission**. Cambridge: Cambridge University, 1990. (NBER Working Paper. n. 3487).

BERNANKE, B; GERTLER, M. **Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission**. Cambridge: Cambridge University, 1995. (NBER Working Paper. n. 5146).

BUENO, Rodrigo De Losso da Silveira. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

- CASTRO, B. H. R.; FERREIRA, T. T. Veículos elétricos: aspectos básicos, perspectivas e oportunidades. **BNDES Setorial**, Rio de Janeiro, n. 32, 2010.
- CHU, V.Y.T. Centrais de informações de crédito e sistema central de risco de crédito. In: **Economia bancária e crédito: avaliação de 3 anos do projeto juros e spread bancário**. Banco Central do Brasil. Brasília, 2002, p. 37- 47.
- DICKEY, D. A; FULLER, W. A. Estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, p. 427–431, 1979.
- DOORNIK, J.A.; HANSEN, D. **An omnibus test for univariate and multivariate normality**. Oxford. Oxford University Press. 1994.
- ENDERS, Walter. **Applied econometric times series**. 2. ed. Nova York: Wiley. 2004.
- ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity, with estimates of the variance of United Kingdom's inflations. **Econometrica**, v. 50, p. 987–1007, 1982.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- FEDERAÇÃO NACIONAL DE DISTRIBUIÇÃO DE VEÍCULOS AUTOMOTORES. **Índices e números**. Disponível em: <[http://www.fenabreve.com.br/principal/home/?sistema=conteudos|conteudo&id\\_conteudo=2835#conteudo](http://www.fenabreve.com.br/principal/home/?sistema=conteudos|conteudo&id_conteudo=2835#conteudo)>. Acesso em: 19 jun. 2013.
- FERREIRA JUNIOR, Reynaldo Rubem. **Estruturas financeiras e flutuações econômicas: Stiglitz e Minsky**. 1998 f. Tese (Doutorado em Economia) – UNICAMP, Campinas, SP, 1998.
- GABRIEL, Luciano F. ; SCHNEIDER, H. A. ; SKROBOT, F. ; SOUZA, M. Uma análise da indústria automobilística no Brasil e a demanda de veículos automotores: algumas evidências para o período recente In: ENCONTRO INTERNACIONAL DA ASSOCIAÇÃO KEYNESIANA BRASILEIRA, 4. 2011, Rio de Janeiro. **Anais...** Porto Alegre: Associação Keynesiana Brasileira, 2011.
- GREENWALD, C.; STIGLITZ J. E. Financial market imperfections and business cycles. **Quarterly Journal of Economics**, v. 108, p. 77-114, 1993.
- HERRALA, R. **Credit constraints and durable consumption: a new empirical approach**. Helsínquia: Finland. Bank of Finland Research, 2010.
- JOHANSEN, S. J. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models, advanced texts in econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that the economic time series have a unit root?. **Journal of Econometrics**, v. 54, p. 159–178, 1992.

LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time-series models. **Biometrika**, v. 65, p. 297–303, 1978.

LÜTKEPOHL, H.; KRATZIG, M. **Applied econometric time series**. Cambridge, Inglaterra: Cambridge University Press, 2004.

MISHKIN, F.S. **The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy**. Cambridge. 1996. (NBER working paper, n. 5464).

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Trend adjustment prior to testing for the cointegrating rank of a vector autoregressive process. **Journal of Time Series Analysis**, v. 21, p. 435–456, 2000.

SCHMIDT, P.; PHILLIPS, P. C. B. LM tests for a unit root in the presence of deterministic trends. Oxford. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 54, p. 257–287, 1992.

SCHRINCKEL, W. **Análise de crédito: concessão e gerencia de empréstimos**. São Paulo: Atlas, 1997.

SIDRA – Sistema IBGE de Recuperação Automática. **Índices de preços ao consumidor**. Disponível em: < <http://www.sidra.ibge.gov.br/> >. Acesso em: 20 jun. 2013.

SIMS, Christopher. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, p. 1-49, 1980.

STIGLITZ, J. E. Money, credit, and business fluctuations. **The Economic Record**, v. 64, n. 187, p. 307-322, 1989.

\_\_\_\_\_. **Alternative approaches to macroeconomics: methodological issues and the new keynesian economics**. Cambridge: Cambridge University, 1991. (NBER working paper, n. 3580).

\_\_\_\_\_. **Principles of macroeconomics**. Stanford: Stanford University. W.W. Norton & Company, 1993.

STIGLITZ J. E.; WEISS A. Credit rationing with imperfect information. **The American Economic Review**, v.71, n. 3, p. 393-41, 1981.

\_\_\_\_\_. **Banks as social accountants and screening devices for allocation of credit**. Cambridge: Cambridge University, 1988. (NBER working paper, n. 2710).

ZELDES, S. Consumption and liquidity constraints: an empirical analysis. **Journal of Political Economy**, v. 97, p. 305-346, 1989.

## **APÊNDICES**

## APÊNDICE A – Teste Dickey-Fuller Aumentado

## Teste ADF

Variável	Termos determinísticos	Defasagens	Valores críticos			Estatísticas de teste	Testes Portmanteau		Testes ARCH-LM		
			10%	5%	1%		Portmanteau (p-valor)	LB (p-valor)	test statistic (p-valor)	F statistic (p-valor)	
c, sd	AIC	10	-2,6	-2,9	-3,4	-0.3207	3.8644 (0.9858)	4.2285 (0.9790)	2.2370 (0.3268)	1.1399 (0.3234)	
		FPE	10								
		HQ	10								
		SC	2				-1,0113	20.3276 (0.0611)	21.8406 (0.0393)	4.9490 (0.0842)	2.5748 (0.0802)
fve	c, t, sd	AIC	10	-3.13	-3.41	-3.96	-2.1789	3.1771 (0.9942)	3.4626 (0.9913)	1.0960 (0.5781)	0.5531 (0.5767)
		FPE	10								
		HQ	0				-6.1362	34.8702 (0.0005)	37.4100 (0.0002)	1.5479 (0.4612)	0.7833 (0.4591)
		SC	0								
fve_d1	c, sd	AIC	9	-2,6	-2,9	-3,4	-4.9768	3.8788 (0.9855)	4.2444 (0.9786)	2.3515 (0.3086)	1.1995 (0.3051)
		FPE	9								
		HQ	9								
		SC	3				-8.4693	16.5005 (0.1694)	17.8925 (0.1190)	7.7250 (0.0210)	4.1169 (0.0186)
icc	c, t, sd	AIC	1	-3.13	-3.41	-3.96	-3.3644	17.9626 (0.1168)	19.6137 (0.0748)	2.2139 (0.3306)	1.1264 (0.3275)
		FPE	1								
		HQ	1								
		SC	0				-3.3904	18.5955 (0.0988)	20.2708 (0.0621)	2.1028 (0.3495)	1.0688 (0.3465)
icc_d1	c, sd	AIC	11	-2,6	-2,9	-3,4	-4.9528	2.8476 (0.9965)	3.1212 (0.9946)	1.3572 (0.5073)	0.6865 (0.5054)
		FPE	11								
		HQ	0				-11.2815	20.8293 (0.0529)	22.5790 (0.0315)	2.9249 (0.2317)	1.4967 (0.2279)
		SC	0								

ina2	c,sd*	AIC	4	-2,6	-2,9	-3,4	-2.9849	6.7470 (0.873)	7.2191 (0.8428)	21.5551 (0.0000)	13.0233 (0.0000)	
		12 lags	FPE	4								
		HQ	4									
		SC	3				-2.5218	10.8748 (0.5397)	11.5799 (0.4800)	23.4906 (0.0000)	14.4368 (0.0000)	
			12				-1.1616	5.6999 (0.9304)	6.2924 (0.9006)	0.7479 (0.6880)	0.3764 (0.6872)	
ina2_d1	c,sd	AIC	12	-2,6	-2,9	-3,4	-4.4699	9.7735 (0.6358)	10.3047 (0.5893)	0.2650 (0.8759)	0.1328 (0.8758)	
		FPE	8				-3.3537	2.6503 (0.9975)	2.8516 (0.9965)	18.8933 (0.0001)	11.2119 (0.0000)	
		HQ	2				-2.8348	9.3020 (0.6769)	9.9636 (0.6192)	23.2556 (0.0000)	14.2597 (0.0000)	
		SC	2									
INPC	sd	AIC	0	-2,6	-2,9	-3,4	-7.3414	6.8850 (0.8651)	7.2688 (0.8393)	1.8330 (0.3999)	0.9297 (0.3974)	
		FPE	0									
		HQ	0									
		SC	0									
		AIC	1	-2,6	-2,9	-3,4	-1.1370	20.7716 (0.0538)	22.0702 (0.0367)	9.8715 (0.0072)	5.3482 (0.0059)	
	c,sd*	FPE	1									
		2lags	HQ	1								
		SC	1									
	jur			2				-0.8866	18.6550 (0.0972)	19.9458 (0.0681)	5.4311 (0.0662)	2.8369 (0.0624)
		c,t,sd	AIC	5	-3.13	-3.41	-3.96	-4.6903	7.6461 (0.8121)	8.0780 (0.7790)	0.1177 (0.9428)	0.0589 (0.9428)
	FPE	5										
	HQ	5										
	SC	1				-2.8644	21.1880 (0.0477)	22.4753 (0.0325)	5.2060 (0.0741)	2.713 (0.0702)		
	c,sd*	AIC	0	-2,6	-2,9	-3,4	-7.5272	21.6287 (0.0419)	22.9958 (0.0278)	12.9538 (0.0015)	7.2062 (0.0011)	
jur_d1	1lags	FPE	0									
		HQ	0									
		SC	0									
			1				-6.8971	19.0210 (0.0880)	20.3641 (0.0605)	6.2459 (0.0440)	3.2845 (0.0407)	

	c,sd	AIC	0	-2,6	-2,9	-3,4	-0.6522	18.1910 (0.1100)	19.3728 (0.0799)	0.0417 (0.9794)	0.0209 (0.9794)
		FPE	0								
		HQ	0								
		SC	0								
poc											
	c,t,sd	AIC	0	-3.13	-3.41	-3.96	-0.9015	18.1765 (0.1104)	19.3512 (0.0804)	0.0456 (0.9775)	0.0228 (0.9775)
		FPE	0								
		HQ	0								
		SC	0								
poc_d1	c,sd	AIC	2	-2,6	-2,9	-3,4	-4.8753	10.2609 (0.5931)	11.1351 (0.5174)	0.0450 (0.9777)	0.0225 (0.9777)
		FPE	2								
		HQ	0				-10.5499	19.9235 (0.0685)	21.2802 (0.0464)	0.0361 (0.9821)	0.0181 (0.9821)
		SC	0								
soc	c,t,sd	AIC	11	-3.13	-3.41	-3.96	-3.3614	3.8051 (0.9867)	4.1662 (0.9802)	6.5815 (0.0372)	3.4851 (0.0339)
		FPE	11								
		HQ	10				-4.3121	5.7293 (0.9291)	6.2895 (0.9008)	2.8550 (0.2399)	1.4626 (0.2359)
		SC	9				-4.0123	6.1814 (0.9067)	6.7808 (0.8718)	3.2214 (0.1997)	1.6551 (0.1955)
soc_d1	c,sd*	AIC	12	-2,6	-2,9	-3,4	-3.1296	3.0850 (0.9949)	3.2696 (0.9933)	1.4182 (0.4921)	0.7179 (0.4900)
		FPE	12								
		HQ	12								
	4lags	SC	2				-4.7381	28.4153 (0.0048)	30.6376 (0.0022)	2.0771 (0.3540)	1.0560 (0.3510)
			4				-2.7625	18.9139 (0.0906)	20.6427 (0.0559)	2.3425 (0.3100)	1.1938 (0.3066)
soc_d1d	c,sd	AIC	9	-2,6	-2,9	-3,4	-3.8996	4.6271 (0.9693)	5.0431 (0.9565)	2.1546 (0.3405)	1.0973 (0.3372)
		FPE	9								
		HQ	9								
		SC	7				-5.9564	7.8664 (0.7955)	8.5950 (0.7371)	1.4734 (0.4787)	0.7458 (0.4766)
	c,sd*	AIC	1	-2,6	-2,9	-3,4	-2.7615	10.1261 (0.6049)	10.9146 (0.5363)	9.7075 (0.0078)	5.2521 (0.0065)

	8lags	FPE	1								
		HQ	1								
		SC	1								
vipi			8			-2.8139	8.8055 (0.7195)	9.6652 (0.6453)	5.1644 (0.0756)	2.6973 (0.0715)	
	c,t,sd*	AIC	1	-3.13	-3.41	-3.96	-2.7362	10.1354 (0.6041)	10.9268 (0.5352)	10.3108 (0.0058)	5.6071 (0.0047)
	8lags	FPE	1								
		HQ	1								
		SC	1								
			8				-2.7003	8.8859 (0.7126)	9.7533 (0.6376)	5.6304 (0.0599)	2.9526 (0.0561)
vipi_d1	c,sd*	AIC	0	-2,6	-2,9	-3,4	-16.0774	12.7950 (0.3841)	13.7431 (0.3174)	10.9985 (0.0041)	6.0207 (0.0032)
	21 lags	FPE	0								
		HQ	0								
		SC	0								
			21				-2.7691	1.6175 (0.9998)	1.8373 (0.9996)	8.6103 (0.0135)	4.6858 (0.0113)
vipi_d1_	c,sd	AIC	12	-2,6	-2,9	-3,4	-5.5001	2.7744 (0.9969)	3.0616 (0.9951)	7.0839 (0.0290)	3.7745 (0.0259)
d1		FPE	12								
		HQ	7				-7.8287	7.4182 (0.8288)	8.0875 (0.7783)	7.3697 (0.0251)	3.9260 (0.0224)
		SC	6				-8.2652	12.1857 (0.4309)	13.2678 (0.3499)	3.9680 (0.1375)	2.0513 (0.1331)

Nota: c = constante. t = tendência, sd = *dummies* sazonais, \* representa o número de defasagens necessárias até alcançar p-valor significativo nos testes residuais.

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

## APÊNDICE B – Testes KPSS e Schmidt Phillips

### Teste KPSS: em nível

Variável	Termos determinísticos	Defasagens	Valores críticos			Estatísticas de teste
			10%	5%	1%	
fve	level stationarity	4	0.347	0.463	0.739	2.6111
	level stationarity	13				1.0187
	trend stationarity	4	0.119	0.146	0.216	0.1751
	trend stationarity	13				0.1173
icc	trend stationarity	4	0.119	0.146	0.216	0.2225
	trend stationarity	13				0.1319
ina2	level stationarity	4	0.347	0.463	0.739	1.3697
	level stationarity	13				0.6142

INPC	level stationarity	4	0.347	0.463	0.739	0.6605
	level stationarity	13				0.5178
jur	trend stationarity	4	0.119	0.146	0.216	0.1410
	trend stationarity	13				0.0906
pod	trend stationarity	4	0.119	0.146	0.216	0.2993
	trend stationarity	13				0.1295
soc	trend stationarity	4	0.119	0.146	0.216	0.1316
	trend stationarity	13				0.0616
vipi	trend stationarity	4	0.119	0.146	0.216	0.1238
	trend stationarity	13				0.0728

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

Teste KPSS: em primeira diferença

Variável	Termos determinísticos	Defasagens	Valores críticos			Estatísticas de teste
			10%	5%	1%	
fve	level stationarity	4	0.347	0.463	0.739	0.0234
	level stationarity	13				0.0642
	trend stationarity	4	0.119	0.146	0.216	0.0227
	trend stationarity	13				0.0623
icc	trend stationarity	4	0.119	0.146	0.216	0.0356
	trend stationarity	13				0.0742
ina2	level stationarity	4	0.347	0.463	0.739	0.1141
	level stationarity	13				0.0767
INPC	level stationarity	4	0.347	0.463	0.739	0.0188
	level stationarity	13				0.0610
jur	trend stationarity	4	0.119	0.146	0.216	0.0426
	trend stationarity	13				0.0441
poc	trend stationarity	4	0.119	0.146	0.216	0.2980
	trend stationarity	13				0.1931
soc	trend stationarity	4	0.119	0.146	0.216	0.1026
	trend stationarity	13				0.0784

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

Teste KPSS: em segunda diferença

Variável	Termos determinísticos	Defasagens	Valores críticos			Estatísticas de teste
			10%	5%	1%	
Poc	trend stationarity	4	0.119	0.146	0.216	0.0262
	trend stationarity	13				0.0744

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

## Teste Schmidt Phillips: em nível

Variável	Termos determinísticos	Defasagens	Valores críticos			Estatísticas de teste
			10%	5%	1%	
fve	Z(Rho) Statistic	4	15.0	-18.1	-25.2	-92.1963
	Z(Rho) Statistic	13				-133.0309
	Z(Tau) Statistic	4	-2.75	-3.02	-3.56	-8.1810
	Z(Tau) Statistic	13				-9.8271
icc	Z(Rho) Statistic	4	15.0	-18.1	-25.2	-16.2516
	Z(Rho) Statistic	13				-14.8576
	Z(Tau) Statistic	4	-2.75	-3.02	-3.56	-2.8963
	Z(Tau) Statistic	13				-2.7693
ina2	Z(Rho) Statistic	4	15.0	-18.1	-25.2	-7.3313
	Z(Rho) Statistic	13				-11.0666
	Z(Tau) Statistic	4	-2.75	-3.02	-3.56	-1.8904
	Z(Tau) Statistic	13				-2.3226
INPC	Z(Rho) Statistic	4	15.0	-18.1	-25.2	-100.7659
	Z(Rho) Statistic	13				-85.8373
	Z(Tau) Statistic	4	-2.75	-3.02	-3.56	-8.7639
	Z(Tau) Statistic	13				-8.0887
jur	Z(Rho) Statistic	4	15.0	-18.1	-25.2	-15.0112
	Z(Rho) Statistic	13				-15.3281
	Z(Tau) Statistic	4	-2.75	-3.02	-3.56	-2.7825
	Z(Tau) Statistic	13				-2.8118
poc	Z(Rho) Statistic	4	15.0	-18.1	-25.2	-1.7313
	Z(Rho) Statistic	13				-2.7641
	Z(Tau) Statistic	4	-2.75	-3.02	-3.56	-0.9366
	Z(Tau) Statistic	13				-1.1834
soc	Z(Rho) Statistic	4	15.0	-18.1	-25.2	-8.4984
	Z(Rho) Statistic	13				-15.1968
	Z(Tau) Statistic	4	-2.75	-3.02	-3.56	-2.1244
	Z(Tau) Statistic	13				-2.8408
vipi	Z(Rho) Statistic	4	15.0	-18.1	-25.2	-37.6487
	Z(Rho) Statistic	13				-50.6477
	Z(Tau) Statistic	4	-2.75	-3.02	-3.56	-4.6778
	Z(Tau) Statistic	13				-5.4256

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

## Teste Schimidt Phillips: em primeira diferença

Variável	Termos determinísticos	Defasagens	Valores críticos			Estatísticas de teste
			10%	5%	1%	
icc_d1	Z(Rho) Statistic	4	15.0	-18.1	-25.2	-112.4056

	Z(Rho) Statistic	13				-74.5975
	Z(Tau) Statistic	4	-2.75	-3.02	-3.56	-10.7101
	Z(Tau) Statistic	13				-8.7250
ina2_d1	Z(Rho) Statistic	4	15.0	-18.1	-25.2	-113.5809
	Z(Rho) Statistic	13				-188.2510
	Z(Tau) Statistic	4	-2.75	-3.02	-3.56	-9.0846
	Z(Tau) Statistic	13				-11.6956
jur_d1	Z(Rho) Statistic	4	15.0	-18.1	-25.2	-86.7357
	Z(Rho) Statistic	13				-86.7569
	Z(Tau) Statistic	4	-2.75	-3.02	-3.56	-8.1302
	Z(Tau) Statistic	13				-8.1312
poc_d1	Z(Rho) Statistic	4	15.0	-18.1	-25.2	-128.4188
	Z(Rho) Statistic	13				-251.9059
	Z(Tau) Statistic	4	-2.75	-3.02	-3.56	-10.2531
	Z(Tau) Statistic	13				-14.3601
soc_d1	Z(Rho) Statistic	4	15.0	-18.1	-25.2	-286.4397
	Z(Rho) Statistic	13				-679.7772
	Z(Tau) Statistic	4	-2.75	-3.02	-3.56	-18.6428
	Z(Tau) Statistic	13				-28.7195

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

#### APÊNDICE C – Testes de cointegração

##### Teste de traço de Johansen

Variável	Termos determinísticos	Defasagens	$H_0: r = r_0$	Valores críticos			Estatísticas de teste	p-valor	
				10%	5%	1%			
icc, ina2, INPC	c,t,sd	8	r = 0	39.73	42.77	48.87	87.18	0.0000	
			r = 1	23.32	25.73	30.67	43.44	0.0001	
			r = 2	10.68	12.45	16.22	16.27	0.0098	
		6	r = 0	39.73	42.77	48.87	87.01	0.0000	
			r = 1	23.32	25.73	30.67	41.45	0.0002	
			r = 2	10.68	12.45	16.22	14.85	0.0182	
	1	r = 0	39.73	42.77	48.87	97.44	0.0000		
		r = 1	23.32	25.73	30.67	32.03	0.0062		
		r = 2	10.68	12.45	16.22	6.12	0.4557		
		c,t,orth, sd	8	r = 0	27.16	29.80	35.21	50.25	0.0000
				r = 1	13.42	15.41	19.62	23.06	0.0024
			6	r = 0	27.16	29.80	35.21	49.22	0.0001
r = 1	13.42			15.41	19.62	21.60	0.0045		

icc, fve, jur	c,t,sd	1	r = 0	27.16	29.80	35.21	71.80	0.0000	
			r = 1	13.42	15.41	19.62	8.72	0.3988	
		2	r = 0	39.73	42.77	48.87	61.60	0.0002	
			r = 1	23.32	25.73	30.67	24.88	0.0644	
			r = 2	10.68	12.45	16.22	6.47	0.4139	
			r = 2	10.68	12.45	16.22	4.10	0.7275	
c,t,orth, sd	1	r = 0	39.73	42.77	48.87	69.94	0.0000		
		r = 1	23.32	25.73	30.67	20.52	0.2039		
	2	r = 0	27.16	29.80	35.21	29.91	0.0485		
		r = 1	13.42	15.41	19.62	10.24	0.2672		
		r = 0	27.16	29.80	35.21	34.18	0.0138		
		r = 1	13.42	15.41	19.62	11.92	0.1624		
icc, poc, vipi*	c,t,sd,s hift	2	r = 0	43.50	46.72	53.17	45.63	0.0638	
			r = 1	26.00	28.57	33.83	18.95	0.4408	
			r = 2	12.17	14.02	17.97	1.68	0.9909	
		1	r = 0	43.50	46.72	53.17	54.07	0.0078	
			r = 1	26.00	28.57	33.83	20.64	0.3291	
			r = 2	12.17	14.02	17.97	1.36	0.9959	
c,t,orth, sd,shift	2	r = 0	27.16	29.80	35.21	24.42	0.1893		
		r = 1	13.42	15.41	19.62	9.07	0.3652		
	1	r = 0	27.16	29.80	35.21	29.90	0.0487		
		r = 1	13.42	15.41	19.62	9.38	0.3379		
	icc, soc	c,t,sd	10	r = 0	23.32	25.73	30.67	39.40	0.0004
				r = 1	10.68	12.45	16.22	18.72	0.0032
5			r = 0	23.32	25.73	30.67	32.05	0.0061	
			r = 1	10.68	12.45	16.22	10.48	0.1081	
4			r = 0	23.32	25.73	30.67	24.88	0.0643	
			r = 1	10.68	12.45	16.22	6.98	0.3564	
c,t,orth, sd	10	r = 0	13.42	15.41	19.62	21.95	0.0039		
		r = 0				20.86	0.0061		
	5	r = 0				17.41	0.0237		
		r = 0							
	ina2, fve, INPC	c,t,sd	5	r = 0	39.73	42.77	48.87	58.24	0.0005
				r = 1	23.32	25.73	30.67	27.15	0.0323
r = 2				10.68	12.45	16.22	8.55	0.2161	
3			r = 0	39.73	42.77	48.87	57.50	0.0007	
			r = 1	23.32	25.73	30.67	21.53	0.1597	
			r = 2	10.68	12.45	16.22	7.64	0.2907	
1	r = 0	39.73	42.77	48.87	117.31	0.0000			

			r = 1	23.32	25.73	30.67	45.03	0.0000
			r = 2	10.68	12.45	16.22	3.52	0.8034
	c,t,orth, sd	5	r = 0	27.16	29.80	35.21	48.97	0.0001
			r = 1	13.42	15.41	19.62	18.30	0.0169
		3	r = 0	27.16	29.80	35.21	44.47	0.0004
			r = 1	13.42	15.41	19.62	8.50	0.4213
		1	r = 0	27.16	29.80	35.21	80.24	0.0000
			r = 1	13.42	15.41	19.62	8.62	0.4083
ina2, jur, poc	c,t,sd	12	r = 0	39.73	42.77	48.87	103.74	0.0000
			r = 1	23.32	25.73	30.67	36.33	0.0012
			r = 2	10.68	12.45	16.22	5.91	0.4817
		1	r = 0	39.73	42.77	48.87	69.84	0.0000
			r = 1	23.32	25.73	30.67	24.42	0.0736
			r = 2	10.68	12.45	16.22	3.79	0.7685
	c,t,orth, sd	12	r = 0	27.16	29.80	35.21	71.54	0.0000
			r = 1	13.42	15.41	19.62	16.34	0.0356
		0	r = 0	27.16	29.80	35.21	40.68	0.0016
			r = 1	13.42	15.41	19.62	17.40	0.0239
ina2, icc, soc	c,t,sd	10	r = 0	39.73	42.77	48.87	66.70	0.0000
			r = 1	23.32	25.73	30.67	32.66	0.0049
			r = 2	10.68	12.45	16.22	15.42	0.0142
		3	r = 0	39.73	42.77	48.87	74.21	0.0000
			r = 1	23.32	25.73	30.67	26.78	0.0362
			r = 2	10.68	12.45	16.22	6.83	0.3727
	c,t,orth, sd	10	r = 0	27.16	29.80	35.21	41.57	0.0011
			r = 1	13.42	15.41	19.62	16.52	0.0333
		3	r = 0	27.16	29.80	35.21	63.72	0.0000
			r = 1	13.42	15.41	19.62	18.25	0.0172
ina2, vipi*	c,t,sd,s hift	5	r = 0	23.32	25.73	30.67	43.45	0.0003
			r = 1	10.68	12.45	16.22	15.74	0.0253
		4	r = 0	23.32	25.73	30.67	35.88	0.0050
			r = 1	10.68	12.45	16.22	13.69	0.0569
		2	r = 0	23.32	25.73	30.67	40.4	0.0010
			r = 1	10.68	12.45	16.22	4.72	0.7684
	c,t,orth, sd,shift	5	r = 0	13.42	15.41	19.62	28.37	0.0002
		4	r = 0				20.69	0.0065
		2	r = 0				19.48	0.0106

Nota: c = constante. t = tendência, sd = *dummies* sazonais, orth = tendência ortogonal e shift: representa a *dummy* de impulso 2009 M1 que caracteriza a política de redução do

IPI. \* representa o número de defasagens necessárias até alcançar p-valor significativo nos testes residuais.

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

### Teste Saikkonen e Lütkepohl

Variável	Termos determinísticos	Defasagens	Valores críticos			Estatísticas de teste	p-valor		
			$H_0: r = r_0$	10%	5%			1%	
icc, ina2, jur	c,t,sd	8	r = 0	26.07	28.52	33.50	45.45	0.0001	
			r = 1	13.88	15.76	19.71	2.77	0.9864	
			r = 2	5.47	6.79	9.73	0.61	0.8948	
		6	r = 0	26.07	28.52	33.50	36.07	0.0040	
			r = 1	13.88	15.76	19.71	10.30	0.3119	
			r = 2	5.47	6.79	9.73	5.19	0.1160	
	1	r = 0	26.07	28.52	33.50	75.06	0.0000		
		r = 1	13.88	15.76	19.71	16.48	0.0378		
		r = 2	5.47	6.79	9.73	0.42	0.9397		
		c,t,orth,sd	8	r = 0	18.67	20.96	25.71	38.02	0.0001
				r = 1	8.18	9.84	13.48	11.51	0.0242
				r = 2	5.47	6.79	9.73	0.42	0.9397
6	r = 0	18.67	20.96	25.71	36.77	0.0001			
	r = 1	8.18	9.84	13.48	10.87	0.0321			
	1	r = 0	18.67	20.96	25.71	64.26	0.0000		
		r = 1	8.18	9.84	13.48	1.52	0.8775		
		r = 2	5.47	6.79	9.73	0.42	0.9397		
	icc, fve, jur	c,t,sd	2	r = 0	26.07	28.52	33.50	28.51	0.0501
r = 1				13.88	15.76	19.71	7.91	0.5578	
r = 2				5.47	6.79	9.73	6.14	0.0705	
1			r = 0	26.07	28.52	33.50	33.35	0.0105	
			r = 1	13.88	15.76	19.71	6.07	0.7670	
			r = 2	5.47	6.79	9.73	3.73	0.2420	
c,t,orth,sd		2	r = 0	18.67	20.96	25.71	12.67	0.4351	
			r = 1	8.18	9.84	13.48	8.65	0.0827	
			r = 2	5.47	6.79	9.73	3.73	0.2420	
		1	r = 0	18.67	20.96	25.71	17.27	0.1482	
			r = 1	8.18	9.84	13.48	4.14	0.4485	
			r = 2	5.47	6.79	9.73	3.73	0.2420	
icc, fve	c,t,orth,sd	1	r = 0	8.18	9.84	13.48	8.69	0.0813	
icc, jur	c,t,orth,sd	2	r = 0	8.18	9.84	13.48	4.11	0.4525	
icc, poc, vipi*	c,t,sd,shift	2	r = 0	26.07	28.52	33.50	17.80	0.5575	
			r = 1	13.88	15.76	19.71	12.10	0.1821	
			r = 2	5.47	6.79	9.73	0.08	0.9952	
		1	r = 0	26.07	28.52	33.50	29.52	0.0368	
			r = 1	13.88	15.76	19.71	3.87	0.9476	
			r = 2	5.47	6.79	9.73	0.27	0.9683	

	c,t,orth,sd,sh ift	2	r = 0	18.67	20.96	25.71	13.30	0.3833
			r = 1	8.18	9.84	13.48	2.51	0.7128
		1	r = 0	18.67	20.96	25.71	21.94	0.0364
			r = 1	8.18	9.84	13.48	1.68	0.8523
icc, soc	c,t,sd	10	r = 0	13.88	15.76	19.71	6.02	0.7719
			r = 1	5.47	6.79	9.73	2.83	0.3725
		5	r = 0	13.88	15.76	19.71	10.44	0.2997
			r = 1	5.47	6.79	9.73	0.02	0.9996
		4	r = 0	13.88	15.76	19.71	8.52	0.4883
			r = 1	5.47	6.79	9.73	0.04	0.9988
	c,t,orth,sd	10	r = 0	8.18	9.84	13.48	4.95	0.3421
		5	r = 0	8.18	9.84	13.48	4.33	0.4216
		4	r = 0	8.18	9.84	13.48	3.41	0.5612
ina2, fve, INPC	c,t,sd	5	r = 0	26.07	28.52	33.50	36.17	0.0038
			r = 1	13.88	15.76	19.71	7.66	0.5858
			r = 2	5.47	6.79	9.73	1.99	0.5402
		3	r = 0	26.07	28.52	33.50	45.24	0.0001
			r = 1	13.88	15.76	19.71	12.35	0.1677
			r = 2	5.47	6.79	9.73	5.42	0.1031
		1	r = 0	26.07	28.52	33.50	89.25	0.0000
			r = 1	13.88	15.76	19.71	21.74	0.0041
			r = 2	5.47	6.79	9.73	0.83	0.8372
	c,t,orth,sd	5	r = 0	18.67	20.96	25.71	39.31	0.0000
			r = 1	8.18	9.84	13.48	15.28	0.0044
		3	r = 0	18.67	20.96	25.71	39.12	0.0000
			r = 1	8.18	9.84	13.48	6.73	0.1786
		1	r = 0	18.67	20.96	25.71	74.52	0.0000
			r = 1	8.18	9.84	13.48	4.53	0.3953
ina2, jur, poc	c,t,sd	12	r = 0	26.07	28.52	33.50	26.31	0.0936
			r = 1	13.88	15.76	19.71	12.81	0.1441
			r = 2	5.47	6.79	9.73	2.27	0.4793
		1	r = 0	26.07	28.52	33.50	42.98	0.0003
			r = 1	13.88	15.76	19.71	0.81	1.0000
			r = 2	5.47	6.79	9.73	0.72	0.8653
	c,t,orth,sd	12	r = 0	18.67	20.96	25.71	59.40	0.0000
			r = 1	8.18	9.84	13.48	7.66	0.1234
		1	r = 0	18.67	20.96	25.71	35.55	0.0002
			r = 1	8.18	9.84	13.48	14.71	0.0057
ina2, icc, soc	c,t,sd	10	r = 0	26.07	28.52	33.50	28.05	0.0574
			r = 1	13.88	15.76	19.71	18.83	0.0145
			r = 2	5.47	6.79	9.73	2.23	0.4869

ina2, vipi*	c,t,orth,sd	3	r = 0	26.07	28.52	33.50	41.97	0.0004
			r = 1	13.88	15.76	19.71	10.78	0.2721
			r = 2	5.47	6.79	9.73	0.48	0.9262
		10	r = 0	18.67	20.96	25.71	23.47	0.0219
			r = 1	8.18	9.84	13.48	3.83	0.4947
			r = 2	5.47	6.79	9.73	0.48	0.9262
	c,t,sd,shift	3	r = 0	18.67	20.96	25.71	44.45	0.0000
			r = 1	8.18	9.84	13.48	10.33	0.0405
			r = 2	5.47	6.79	9.73	0.14	0.9894
		7	r = 0	26.07	28.52	33.50	30.96	0.0234
			r = 1	13.88	15.76	19.71	13.63	0.1091
			r = 2	5.47	6.79	9.73	0.60	0.8975
c,t,orth,sd,sh ift	2	r = 0	26.07	28.52	33.50	40.98	0.0006	
		r = 1	13.88	15.76	19.71	13.21	0.1259	
		r = 2	5.47	6.79	9.73	0.68	0.8756	
	1	r = 0	26.07	28.52	33.50	61.32	0.0000	
		r = 1	13.88	15.76	19.71	14.50	0.0799	
		r = 2	5.47	6.79	9.73	0.52	0.9171	
c,t,orth,sd,sh ift	8	r = 0	18.67	20.96	25.71	27.08	0.0061	
		r = 1	8.18	9.84	13.48	6.33	0.2075	
		r = 2	5.47	6.79	9.73	0.68	0.8756	
	7	r = 0	18.67	20.96	25.71	26.95	0.0064	
		r = 1	8.18	9.84	13.48	8.44	0.0901	
		r = 2	5.47	6.79	9.73	0.60	0.8975	
2	r = 0	18.67	20.96	25.71	30.37	0.0017		
	r = 1	8.18	9.84	13.48	3.26	0.5846		
	r = 2	5.47	6.79	9.73	0.60	0.8975		
1	r = 0	18.67	20.96	25.71	48.85	0.0000		
	r = 1	8.18	9.84	13.48	1.45	0.8877		
	r = 2	5.47	6.79	9.73	0.60	0.8975		

Nota: c = constante. t = tendência, sd = *dummies* sazonais, orth = tendência ortogonal e shift: representa a *dummy* de impulso 2009 M1 que caracteriza a política de redução do IPI. \* representa o número de defasagens necessárias até alcançar p-valor significativo nos testes residuais.

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

#### APÊNDICE D – VECM irrestrito

##### Modelo irrestrito completo

Sistema VECM, grau de defasagem 9

Estimativas Máxima verossimilhança, observações 2002:10-2012:12 (T = 123)

Ordem de cointegração = 2

Caso 4: Tendência restringida, constante sem restrições

beta (vetores de cointegração, erros padrão entre parênteses)

icc	1,0000	0,00000
	(0,00000)	(0,00000)
ina2	0,00000	1,0000
	(0,00000)	(0,00000)
fve	-0,64640	0,048654
	(0,095848)	(0,032404)
INPC	-0,036754	-0,010216
	(0,017810)	(0,0060212)
jur	-0,56888	0,27252
	(0,16696)	(0,056444)
vipi	-0,13478	0,042829
	(0,018819)	(0,0063624)
poc	0,77407	-0,14184
	(0,10336)	(0,034945)
soc	0,41981	-0,059360
	(0,034156)	(0,011547)
trend	-0,015385	0,0023029
	(0,0011634)	(0,00039331)

alpha (vetores de ajustamento)

icc	-0,43053	-1,5310
ina2	-0,016851	0,012373
fve	1,0991	-3,7143
INPC	3,9411	-39,775
jur	-0,16179	0,19962
vipi	-3,4359	-12,710
poc	-0,061998	-0,62821
soc	-0,19201	0,81841

Log da verossimilhança = 2778,943

Determinante da matriz de covariâncias = 3,2820613e-030

AIC = -32,9584

BIC = -15,7652

HQC = -25,9746

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

APÊNDICE E – Testes de Autocorrelação serial, Teste ARCH e Teste de normalidade dos resíduos do modelo irrestrito

Teste de Autocorrelação serial – Modelo irrestrito

Equação 1:

Ljung-Box  $Q' = 28,6958$  com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 28,6958) = 0,00437$

Equação 2:

Ljung-Box  $Q' = 11,5768$  com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 11,5768) = 0,48$

Equação 3:

Ljung-Box  $Q' = 11,7254$  com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 11,7254) = 0,468$

Equação 4:

Ljung-Box  $Q' = 26,3636$  com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 26,3636) = 0,00953$

Equação 5:

Ljung-Box  $Q' = 12,2975$  com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 12,2975) = 0,422$

Equação 6:

Ljung-Box  $Q' = 21,9345$  com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 21,9345) = 0,0383$

Equação 7:

Ljung-Box  $Q' = 35,3447$  com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 35,3447) = 0,000413$

Equação 8:

Ljung-Box  $Q' = 11,6197$  com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 11,6197) = 0,477$

---

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

Teste ARCH – Modelo irrestrito

---

Teste ARCH de ordem 12

Equação 1:

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
alpha(0)	0,000150410	8,34455e-05	1,802	0,0745 *
alpha(1)	-0,146454	0,100095	-1,463	0,1466
alpha(2)	0,0739192	0,100243	0,7374	0,4626
alpha(3)	0,0126565	0,100514	0,1259	0,9001
alpha(4)	-0,000988343	0,100588	-0,009826	0,9922
alpha(5)	0,0343891	0,100086	0,3436	0,7319
alpha(6)	0,00255723	0,100009	0,02557	0,9797
alpha(7)	-0,0576354	0,100042	-0,5761	0,5659
alpha(8)	0,102598	0,100193	1,024	0,3084
alpha(9)	0,0331210	0,100987	0,3280	0,7436
alpha(10)	0,0288320	0,100985	0,2855	0,7759
alpha(11)	0,129436	0,100783	1,284	0,2021
alpha(12)	0,148112	0,100610	1,472	0,1442

Hipótese nula: efeito ARCH não está presente

Estatística de teste: LM = 8,42542

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 8,42542) = 0,751065$

Equação 2:

coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
alpha(0)	2,76767e-07	1,07800e-07	2,567	0,0118 **
alpha(1)	0,0354424	0,101134	0,3504	0,7268
alpha(2)	0,000197583	0,101246	0,001952	0,9984
alpha(3)	0,0537816	0,100412	0,5356	0,5934
alpha(4)	-0,0301523	0,100277	-0,3007	0,7643
alpha(5)	0,0758184	0,100248	0,7563	0,4513
alpha(6)	-0,117277	0,100363	-1,169	0,2454
alpha(7)	-0,0587944	0,100356	-0,5859	0,5593
alpha(8)	-0,0308832	0,0985593	-0,3133	0,7547
alpha(9)	-0,0473055	0,0985576	-0,4800	0,6323
alpha(10)	0,0759274	0,0985476	0,7705	0,4429
alpha(11)	-0,00186142	0,0987137	-0,01886	0,9850
alpha(12)	0,0447496	0,0987726	0,4531	0,6515

Hipótese nula: efeito ARCH não está presente

Estatística de teste: LM = 4,64924

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 4,64924) = 0,968681$

Equação 3:

coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
alpha(0)	0,000583298	0,000229731	2,539	0,0127 **
alpha(1)	0,109659	0,0968634	1,132	0,2604
alpha(2)	-0,00659516	0,0974059	-0,06771	0,9462
alpha(3)	0,260576	0,0972404	2,680	0,0086 ***
alpha(4)	0,251121	0,0993977	2,526	0,0131 **
alpha(5)	0,102294	0,100073	1,022	0,3092
alpha(6)	-0,0871866	0,100659	-0,8662	0,3885
alpha(7)	0,00156351	0,100751	0,01552	0,9877
alpha(8)	-0,252879	0,100338	-2,520	0,0133 **
alpha(9)	-0,121269	0,0996864	-1,217	0,2267
alpha(10)	-0,0710351	0,0975405	-0,7283	0,4682
alpha(11)	0,0266152	0,0977626	0,2722	0,7860
alpha(12)	0,103304	0,0971577	1,063	0,2903

Hipótese nula: efeito ARCH não está presente

Estatística de teste: LM = 26,4531

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 26,4531) = 0,00925519$

Equação 4:

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

alpha(0)	0,0567675	0,0233727	2,429	0,0170 **
alpha(1)	0,0673339	0,0995620	0,6763	0,5004
alpha(2)	0,127298	0,0998998	1,274	0,2056
alpha(3)	0,127369	0,100684	1,265	0,2089
alpha(4)	0,0159252	0,101446	0,1570	0,8756
alpha(5)	0,0726162	0,101422	0,7160	0,4757
alpha(6)	-0,0465869	0,100822	-0,4621	0,6451
alpha(7)	0,122845	0,100938	1,217	0,2265
alpha(8)	-0,00810048	0,101532	-0,07978	0,9366
alpha(9)	0,0527506	0,102549	0,5144	0,6081
alpha(10)	0,0393471	0,101796	0,3865	0,6999
alpha(11)	-0,0102202	0,100883	-0,1013	0,9195
alpha(12)	-0,171717	0,100657	-1,706	0,0912 *

Hipótese nula: efeito ARCH não está presente

Estatística de teste: LM = 11,5535

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 11,5535) = 0,482174$

Equação 5:

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

-----				
coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
alpha(0)	1,18500e-05	4,20810e-06	2,816	0,0059 ***
alpha(1)	0,0430870	0,100916	0,4270	0,6703
alpha(2)	0,278731	0,100641	2,770	0,0067 ***
alpha(3)	0,124087	0,104247	1,190	0,2368
alpha(4)	-0,165883	0,104823	-1,583	0,1168
alpha(5)	0,0678805	0,105688	0,6423	0,5222
alpha(6)	0,0994667	0,104301	0,9536	0,3426
alpha(7)	-0,185937	0,104280	-1,783	0,0777 *
alpha(8)	-0,0985597	0,105611	-0,9332	0,3530
alpha(9)	0,0329041	0,104764	0,3141	0,7541
alpha(10)	-0,0541934	0,104171	-0,5202	0,6041
alpha(11)	-0,107026	0,100671	-1,063	0,2903
alpha(12)	0,126563	0,101227	1,250	0,2142

Hipótese nula: efeito ARCH não está presente

Estatística de teste: LM = 19,5789

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 19,5789) = 0,0754821$

Equação 6:

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

-----				
coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
alpha(0)	0,0131740	0,00570051	2,311	0,0229 **
alpha(1)	-0,0500505	0,100842	-0,4963	0,6208
alpha(2)	0,0305242	0,100737	0,3030	0,7625

alpha(3)	0,0231225	0,100280	0,2306	0,8181
alpha(4)	-0,0488522	0,100174	-0,4877	0,6269
alpha(5)	-0,0645912	0,0997549	-0,6475	0,5188
alpha(6)	0,0387376	0,0999089	0,3877	0,6991
alpha(7)	-0,0292912	0,100075	-0,2927	0,7704
alpha(8)	-0,104379	0,0998753	-1,045	0,2986
alpha(9)	-0,0425630	0,100179	-0,4249	0,6719
alpha(10)	0,104125	0,100275	1,038	0,3016
alpha(11)	0,0528062	0,101004	0,5228	0,6023
alpha(12)	0,0690271	0,101136	0,6825	0,4965

Hipótese nula: efeito ARCH não está presente

Estatística de teste: LM = 4,67163

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 4,67163) = 0,968058$

Equação 7:

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

-----				
coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
alpha(0)	1,85082e-05	8,03904e-06	2,302	0,0234 **
alpha(1)	-0,0453126	0,100929	-0,4490	0,6545
alpha(2)	0,235138	0,100838	2,332	0,0218 **
alpha(3)	-0,157318	0,103728	-1,517	0,1326
alpha(4)	0,0667808	0,104837	0,6370	0,5256
alpha(5)	0,111048	0,105124	1,056	0,2934
alpha(6)	-0,0567024	0,105048	-0,5398	0,5906
alpha(7)	-0,0713092	0,105115	-0,6784	0,4991
alpha(8)	0,00182164	0,105076	0,01734	0,9862
alpha(9)	-0,0498096	0,104811	-0,4752	0,6357
alpha(10)	-0,0103907	0,103524	-0,1004	0,9203
alpha(11)	0,0844570	0,100910	0,8369	0,4047
alpha(12)	0,0947561	0,100817	0,9399	0,3496

Hipótese nula: efeito ARCH não está presente

Estatística de teste: LM = 12,8914

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 12,8914) = 0,376984$

Equação 8:

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

-----				
coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
alpha(0)	0,000721679	0,000327176	2,206	0,0297 **
alpha(1)	0,0789792	0,0998203	0,7912	0,4307
alpha(2)	0,107233	0,100254	1,070	0,2874
alpha(3)	-0,000260544	0,100024	-0,002605	0,9979
alpha(4)	-0,118950	0,0997745	-1,192	0,2361
alpha(5)	-0,0875640	0,0996784	-0,8785	0,3818

alpha(6)	0,0693415	0,0996926	0,6956	0,4884
alpha(7)	-0,0750119	0,0998190	-0,7515	0,4542
alpha(8)	0,120965	0,0997344	1,213	0,2281
alpha(9)	0,0729405	0,0998325	0,7306	0,4667
alpha(10)	-0,116567	0,100061	-1,165	0,2469
alpha(11)	0,00949348	0,100874	0,09411	0,9252
alpha(12)	0,139668	0,100635	1,388	0,1683

Hipótese nula: efeito ARCH não está presente

Estatística de teste: LM = 10,769

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 10,769) = 0,548813$

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

Teste de normalidade dos resíduos – Modelo irrestrito

Matriz de correlação dos resíduos, C (8 x 8)

1,0000	-0,18211	0,19215	0,14834	-0,25907	0,43409	0,0034753	0,11174
-0,18211	1,0000	0,15792	-0,25725	-0,11714	0,062321	-0,098689	-0,24858
0,19215	0,15792	1,0000	-0,22222	0,23309	-0,15331	0,22473	0,078751
0,14834	-0,25725	-0,22222	1,0000	-0,032112	-0,098449	-0,20242	0,048022
-0,25907	-0,11714	0,23309	-0,032112	1,0000	-0,51445	0,31514	0,25269
0,43409	0,062321	-0,15331	-0,098449	-0,51445	1,0000	-0,26377	-0,098413
0,0034753	-0,098689	0,22473	-0,20242	0,31514	-0,26377	1,0000	0,32051
0,11174	-0,24858	0,078751	0,048022	0,25269	-0,098413	0,32051	1,0000

Autovalores de C

0,312912

0,450602

0,5982

0,664639

0,899623

1,41108

1,54281

2,12013.

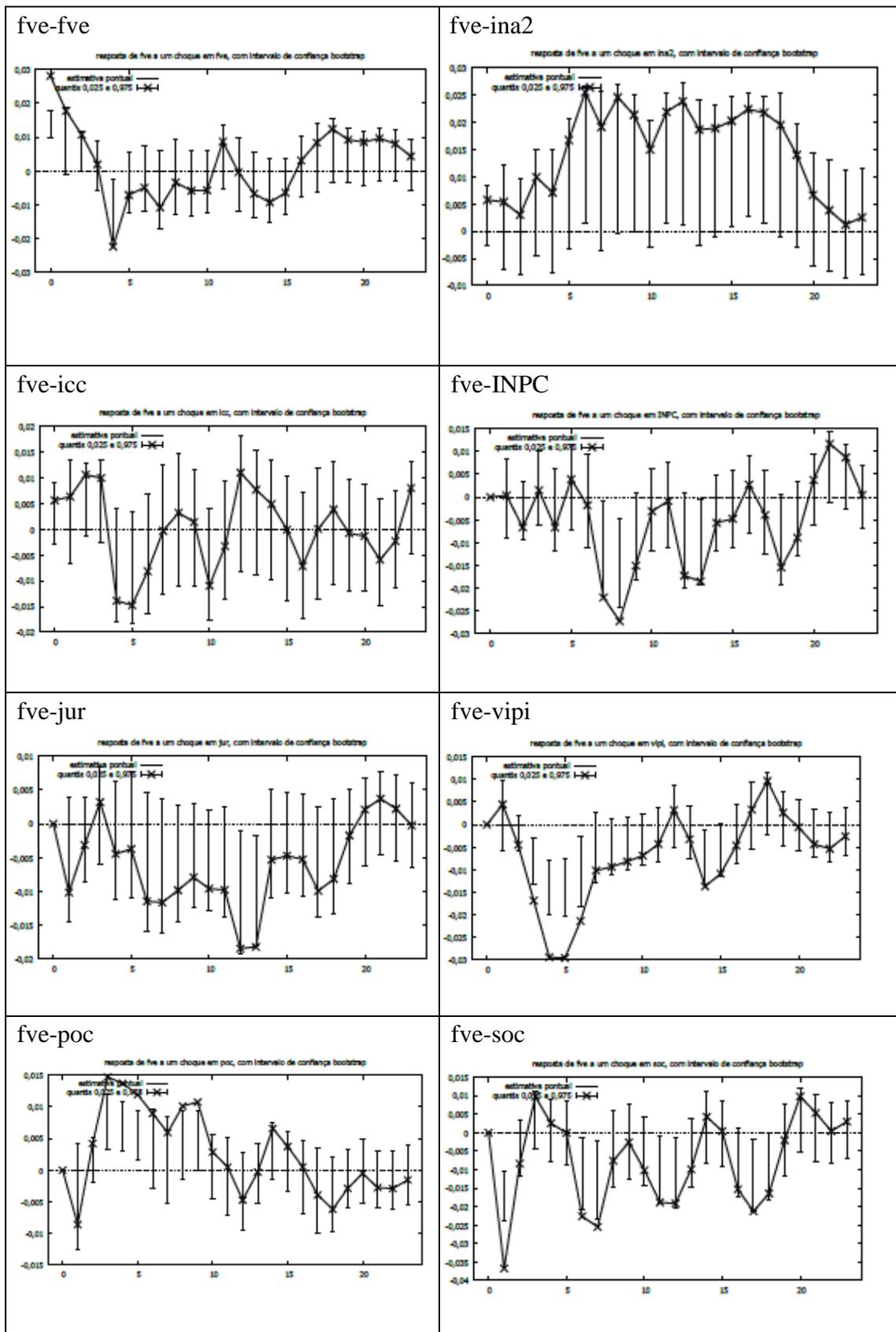
Teste de Doornik-Hansen

Qui-quadrado(16) = 26,3401 [0,0494]

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

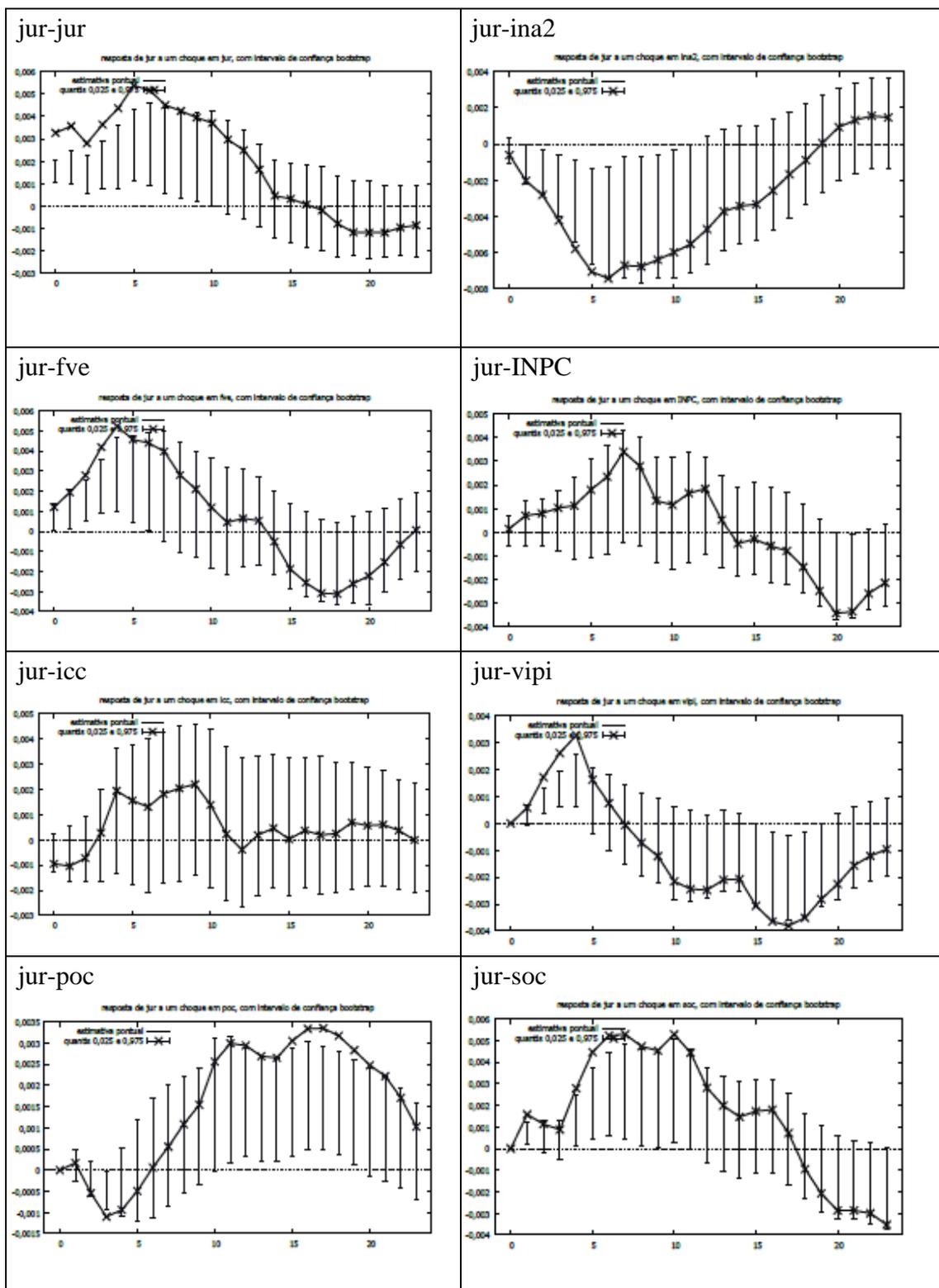
APÊNDICE F – Função Resposta Impulso – Modelo irrestrito

Função Resposta Impulso – Resposta da variável fve ao choque nas demais variáveis



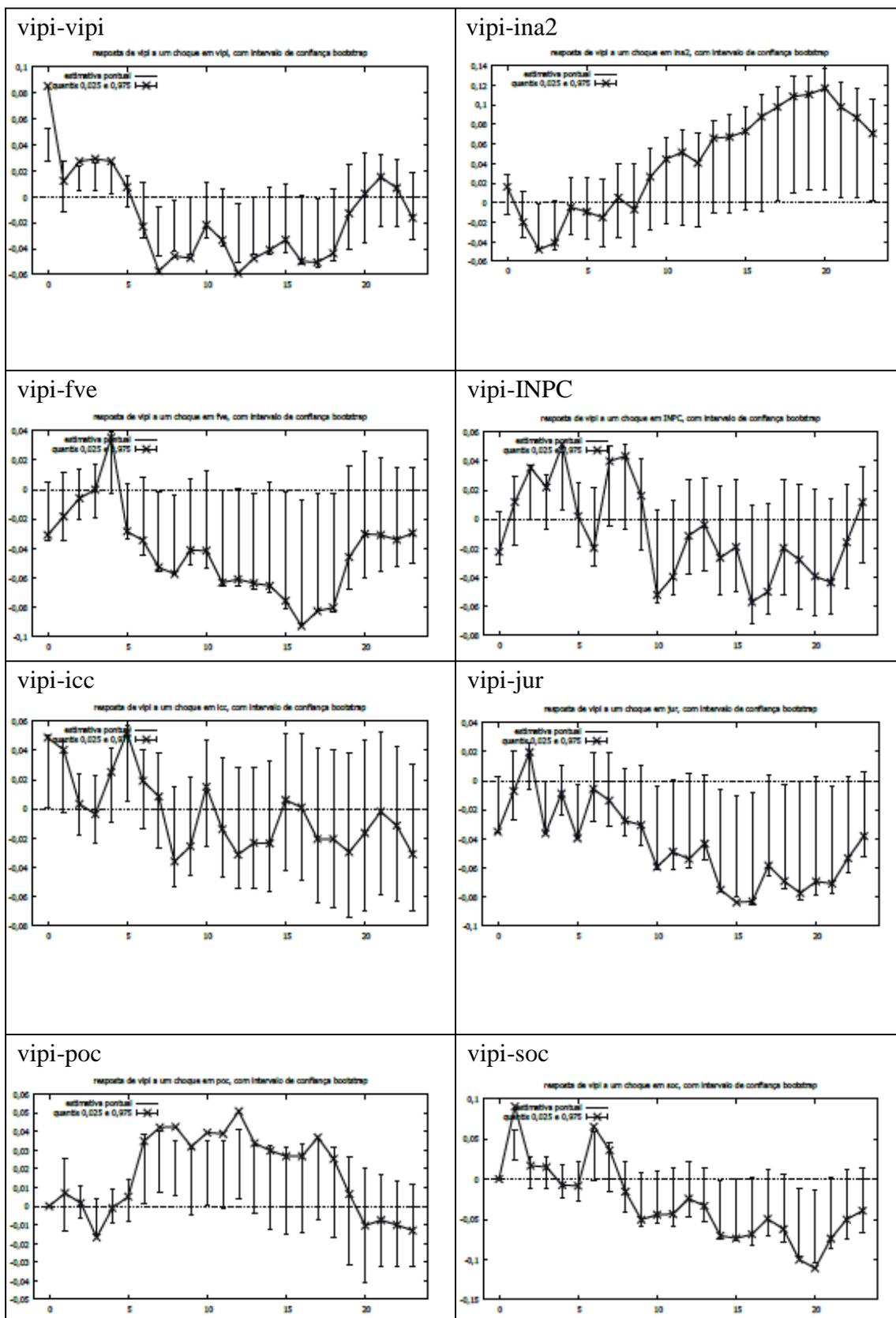
Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

Função Resposta Impulso – Resposta da variável jur ao choque nas demais variáveis



Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

Função Resposta Impulso – Resposta da variável vipi ao choque nas demais variáveis



Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

APÊNDICE G – VECM restrito

### Modelo restrito completo

---

```
? restrict --full
? b[1,1]=1
? b[1,2]=0
? b[2,1]=0
? b[2,2]=1
? b[1,6]=0
? b[1,5]=0
? a[1,8]=0
? end restrict
```

#### Conjunto de restrições

```
1: b[1,1] = 1
2: b[1,2] = 0
3: b[2,1] = 0
4: b[2,2] = 1
5: b[1,6] = 0
6: b[1,5] = 0
7: a[1,8] = 0
```

Ordem da Jacobiana = 27, número de parâmetros livres = 27

O modelo está completamente identificado

Baseado na Jacobiana,  $gl = 3$

Algoritmo de trocas: 38 iterações

$-(T/2)\log|\Omega| = 4173,403$ ,  $lldiff = 1,32706e-005$

Convergência fraca

Sistema VECM, grau de defasagem 9

Estimativas Máxima verossimilhança, observações 2002:10-2012:12 (T = 123)

Ordem de cointegração = 2

Caso 4: Tendência restringida, constante sem restrições

Restrições sobre beta:

```
b[1,1] = 1
b[1,2] = 0
b[2,1] = 0
b[2,2] = 1
b[1,6] = 0
b[1,5] = 0
```

Restrições sobre alfa:

```
a[1,8] = 0
```

Log da verossimilhança sem restrições (lu) = 2778,943

Log da verossimilhança restringido (lr) = 2777,1675

$2 * (lu - lr) = 3,55094$

$P(\text{Qui-quadrado}(3) > 3,55094) = 0,314215$

beta (vetores de cointegração, erros padrão entre parênteses)

icc	1,0000	0,00000
	(0,00000)	(0,00000)
ina2	0,00000	1,0000
	(0,00000)	(0,00000)
fve	-0,77714	0,0087232
	(0,16415)	(0,067233)
INPC	-0,10017	-0,030437
	(0,023713)	(0,010792)
jur	0,00000	0,44736
	(0,00000)	(0,070119)
vipi	0,00000	0,085395
	(0,00000)	(0,0079038)
poc	0,45278	-0,24213
	(0,15262)	(0,066268)
soc	0,29790	-0,097542
	(0,048498)	(0,021422)
trend	-0,0079620	0,0046070
	(0,0016942)	(0,00074001)

alpha (vetores de ajustamento, erros padrão entre parênteses)

icc	-0,31987	-0,10334
	(0,15889)	(0,47939)
ina2	-0,016049	0,035118
	(0,0054254)	(0,016493)
fve	1,1696	-3,4992
	(0,31129)	(0,93575)
INPC	4,7564	-26,628
	(3,1116)	(9,3524)
jur	-0,14126	0,36238
	(0,038293)	(0,11679)
vipi	-2,7842	-1,0556
	(1,1779)	(3,5394)
poc	-0,025187	-0,22445
	(0,048130)	(0,14867)
soc	0,00000	0,46771
	(0,00000)	(0,61592)

Determinante da matriz de covariâncias = 3,3781937e-030

AIC = -32,9296  
 BIC = -15,7364  
 HQC = -25,9457

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

APÊNDICE H - Testes de Autocorrelação serial, Teste ARCH e Teste de normalidade dos resíduos do modelo restrito

Teste de Autocorrelação serial – Modelo restrito

Equação 1:

Ljung-Box Q' = 28,9413 com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 28,9413) = 0,00402$

Equação 2:

Ljung-Box Q' = 11,6489 com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 11,6489) = 0,474$

Equação 3:

Ljung-Box Q' = 11,3412 com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 11,3412) = 0,5$

Equação 4:

Ljung-Box Q' = 27,3278 com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 27,3278) = 0,00693$

Equação 5:

Ljung-Box Q' = 14,4336 com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 14,4336) = 0,274$

Equação 6:

Ljung-Box Q' = 23,784 com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 23,784) = 0,0218$

Equação 7:

Ljung-Box Q' = 35,643 com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 35,643) = 0,00037$

Equação 8:

Ljung-Box Q' = 12,4254 com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 12,4254) = 0,412$

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

Teste ARCH – Modelo restrito

Teste ARCH de ordem 9

Equação 1:

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
alpha(0)	0,000174725	7,23425e-05	2,415	0,0175	**
alpha(1)	-0,125751	0,0982606	-1,280	0,2035	
alpha(2)	0,106246	0,0978762	1,086	0,2802	
alpha(3)	0,0477618	0,0983807	0,4855	0,6284	
alpha(4)	0,0475528	0,0984744	0,4829	0,6302	

alpha(5)	0,0504715	0,0985135	0,5123	0,6095
alpha(6)	-0,00778331	0,0986680	-0,07888	0,9373
alpha(7)	-0,0266244	0,0986609	-0,2699	0,7878
alpha(8)	0,143511	0,0983633	1,459	0,1476
alpha(9)	0,0231816	0,0986508	0,2350	0,8147

Hipótese nula: efeito ARCH não está presente

Estatística de teste: LM = 6,56134

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(9) > 6,56134) = 0,682685$

Equação 2:

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

-----				
	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
alpha(0)	3,27695e-07	9,22935e-08	3,551	0,0006 ***
alpha(1)	0,0151351	0,0981124	0,1543	0,8777
alpha(2)	-0,0128189	0,0980427	-0,1307	0,8962
alpha(3)	0,0460208	0,0977232	0,4709	0,6387
alpha(4)	-0,0473947	0,0970221	-0,4885	0,6262
alpha(5)	0,107047	0,0949175	1,128	0,2620
alpha(6)	-0,129684	0,0954661	-1,358	0,1773
alpha(7)	-0,0703909	0,0962290	-0,7315	0,4661
alpha(8)	-0,0378922	0,0963912	-0,3931	0,6950
alpha(9)	-0,0451386	0,0964377	-0,4681	0,6407

Hipótese nula: efeito ARCH não está presente

Estatística de teste: LM = 4,88566

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(9) > 4,88566) = 0,844159$

Equação 3:

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

-----				
	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
alpha(0)	0,000664227	0,000194103	3,422	0,0009 ***
alpha(1)	0,145128	0,0975235	1,488	0,1397
alpha(2)	-0,0353564	0,0966086	-0,3660	0,7151
alpha(3)	0,216257	0,0969232	2,231	0,0278 **
alpha(4)	0,234567	0,0986067	2,379	0,0192 **
alpha(5)	0,112229	0,100695	1,115	0,2676
alpha(6)	-0,122822	0,0984239	-1,248	0,2149
alpha(7)	0,0125203	0,0970062	0,1291	0,8976
alpha(8)	-0,205481	0,0970639	-2,117	0,0366 **
alpha(9)	-0,108119	0,0980930	-1,102	0,2729

Hipótese nula: efeito ARCH não está presente

Estatística de teste: LM = 23,3191

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(9) > 23,3191) = 0,00551812$

Equação 4:

coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
alpha(0)	0,0439536	0,0209482	2,098	0,0383 **
alpha(1)	0,0842619	0,0980980	0,8590	0,3923
alpha(2)	0,127658	0,0984740	1,296	0,1977
alpha(3)	0,100955	0,0981914	1,028	0,3063
alpha(4)	-0,0107612	0,0986067	-0,1091	0,9133
alpha(5)	0,0623903	0,0984408	0,6338	0,5276
alpha(6)	-0,0176891	0,0985827	-0,1794	0,8579
alpha(7)	0,146764	0,0982534	1,494	0,1383
alpha(8)	0,00536285	0,0984279	0,05449	0,9567
alpha(9)	0,0151885	0,0986756	0,1539	0,8780

Hipótese nula: efeito ARCH não está presente

Estatística de teste: LM = 9,65492

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(9) > 9,65492) = 0,379137$

Equação 5:

coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
alpha(0)	1,29668e-05	3,63561e-06	3,567	0,0005 ***
alpha(1)	-0,00433932	0,0992754	-0,04371	0,9652
alpha(2)	0,251016	0,0982913	2,554	0,0121 **
alpha(3)	0,158739	0,100462	1,580	0,1171
alpha(4)	-0,114396	0,100886	-1,134	0,2594
alpha(5)	0,0151297	0,101346	0,1493	0,8816
alpha(6)	0,119129	0,100666	1,183	0,2393
alpha(7)	-0,158812	0,100400	-1,582	0,1167
alpha(8)	-0,156506	0,0984822	-1,589	0,1151
alpha(9)	-0,0103499	0,0996615	-0,1039	0,9175

Hipótese nula: efeito ARCH não está presente

Estatística de teste: LM = 15,8213

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(9) > 15,8213) = 0,0707087$

Equação 6:

coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
alpha(0)	0,0161979	0,00471219	3,437	0,0008 ***
alpha(1)	-0,0367968	0,0979153	-0,3758	0,7078
alpha(2)	0,0235786	0,0974506	0,2420	0,8093
alpha(3)	-0,0189135	0,0974975	-0,1940	0,8466
alpha(4)	-0,0485644	0,0975291	-0,4979	0,6196
alpha(5)	-0,0807627	0,0972623	-0,8304	0,4082
alpha(6)	0,0363764	0,0974192	0,3734	0,7096

alpha(7) -0,0232223 0,0975473 -0,2381 0,8123  
 alpha(8) -0,102275 0,0976587 -1,047 0,2974  
 alpha(9) -0,0474351 0,0980894 -0,4836 0,6297

Hipótese nula: efeito ARCH não está presente

Estatística de teste: LM = 2,62921

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(9) > 2,62921) = 0,977204$

Equação 7:

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
alpha(0)	2,46922e-05	7,14270e-06	3,457	0,0008	***
alpha(1)	-0,0457945	0,0984546	-0,4651	0,6428	
alpha(2)	0,214255	0,0987467	2,170	0,0323	**
alpha(3)	-0,168501	0,100561	-1,676	0,0968	*
alpha(4)	0,0812381	0,101659	0,7991	0,4260	
alpha(5)	0,0742457	0,101841	0,7290	0,4676	
alpha(6)	-0,0721918	0,101712	-0,7098	0,4794	
alpha(7)	-0,0574214	0,100582	-0,5709	0,5693	
alpha(8)	-0,0153733	0,0987290	-0,1557	0,8766	
alpha(9)	-0,0410549	0,0982541	-0,4178	0,6769	

Hipótese nula: efeito ARCH não está presente

Estatística de teste: LM = 11,6537

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(9) > 11,6537) = 0,233545$

Equação 8:

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
alpha(0)	0,000809853	0,000281509	2,877	0,0049	***
alpha(1)	0,0617386	0,0980869	0,6294	0,5304	
alpha(2)	0,0923409	0,0979850	0,9424	0,3482	
alpha(3)	0,0263478	0,0978912	0,2692	0,7883	
alpha(4)	-0,0933780	0,0979074	-0,9537	0,3424	
alpha(5)	-0,106504	0,0976493	-1,091	0,2779	
alpha(6)	0,0504209	0,0976911	0,5161	0,6069	
alpha(7)	-0,109281	0,0978022	-1,117	0,2664	
alpha(8)	0,0813254	0,0980347	0,8296	0,4087	
alpha(9)	0,0973046	0,0980891	0,9920	0,3235	

Hipótese nula: efeito ARCH não está presente

Estatística de teste: LM = 7,73794

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(9) > 7,73794) = 0,560757$

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

Teste de normalidade dos resíduos – Modelo restrito

Matriz de correlação dos resíduos, C (8 x 8)

1,0000	-0,16679	0,23292	0,14368	-0,20916	0,43439	0,030309	0,14758
-0,16679	1,0000	0,17721	-0,25482	-0,10169	0,068028	-0,083376	-0,23484
0,23292	0,17721	1,0000	-0,19858	0,24824	-0,10542	0,26278	0,071067
0,14368	-0,25482	-0,19858	1,0000	-0,013094	-0,11770	-0,19563	0,066128
-0,20916	-0,10169	0,24824	-0,013094	1,0000	-0,47615	0,34614	0,26304
0,43439	0,068028	-0,10542	-0,11770	-0,47615	1,0000	-0,25571	-0,056422
0,030309	-0,083376	0,26278	-0,19563	0,34614	-0,25571	1,0000	0,34644
0,14758	-0,23484	0,071067	0,066128	0,26304	-0,056422	0,34644	1,0000

Autovalores de C

0,314943  
0,44392  
0,567746  
0,673092  
0,905926  
1,46958  
1,55214  
2,07265

Teste de Doornik-Hansen

Qui-quadrado(16) = 26,824 [0,0435]

Fonte: Resultados da pesquisa, 2013

#### APÊNDICE I – *Dummies* de impulso

Data	Justificativas
2004 M2	Expectativa da sanção da lei de Alienação Fundiária.
2005 M9	Menor valor registrado da inadimplência acima de 90 dias para aquisição de veículos.
2008 M7	Expectativa da redução de compulsório.
2009 M1	Política de redução do IPI para automóveis.
2010 M8	Aumento dos compulsórios e expectativa do aumento do fator de ponderação de risco.
2012 M1	Estabilização do saldo de operações de crédito para aquisição de veículos.
2012 M5 2012 M6	Pico da inadimplência acima de 90 dias para aquisição de veículos.
2007 M11 2008 M1	<i>Dummies</i> adicionais a fim de normalizar os resíduos.

Fonte: Elaboração própria, 2013

**ANEXOS**

## ANEXO A - Função Resposta ao Impulso

A partir do sistema restrito da equação (7), estima-se os parâmetros na equação da média, o  $\text{Var}(e_1)$ ,  $\text{Var}(e_2)$  e  $\text{Cov}(e_1, e_2)$ . Neste sistema primitivo, além dos coeficientes estruturais, existe a variância de cada um dos choques. Sims (1980) sugere um sistema recursivo que imponha alguns coeficientes sejam iguais a zero a fim de definir por via dos argumentos econômicos quais deles seriam zero. No modelo bivariado exposto na equação (7), o exemplo apresentado por Bueno (2008) é que  $a_{12} = 0$ . Desse modo, o modelo é definido como:

$$y_t = a_{10} + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \epsilon_{yt};$$

$$z_t = a_{20} - a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \sigma_z \epsilon_{zt}.$$

A restrição torna os parâmetros estruturais restantes identificáveis, conforme visto abaixo:

$$A^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \Rightarrow$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ -a_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_z & 0 \\ 0 & \sigma_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix}.$$

Sendo  $a_{12} = 0$ , os erros reduzidos são:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_y \epsilon_{yt} \\ \sigma_z \epsilon_{zt} - a_{21} \sigma_y \epsilon_{yt} \end{bmatrix},$$

tendo como

$$\text{Var}(e_1) = \sigma_y^2;$$

$$\text{Var}(e_2) = \sigma_z^2 + a_{21}^2 \sigma_y^2;$$

$$\text{Cov}(e_1, e_2) = -a_{21} \sigma_y^2.$$

De modo que as três equações combinam-se com as estimativas a fim de identificar o modelo. E as três equações abaixo identificam os parâmetros estruturais do modelo.

$$\begin{aligned}\varphi_{10} &= a_{10}; & \varphi_{20} &= a_{20} - a_{10}a_{21}; \\ \varphi_{11} &= b_{11}; & \varphi_{12} &= b_{12}; \\ \varphi_{21} &= -a_{21}b_{11} + b_{21}; & \varphi_{22} &= -a_{21}b_{12} + b_{22}.\end{aligned}$$

Sims (1980) sugere decompor os resíduos de forma triangular, a partir da *decomposição de Choleski*. A metodologia proposta pelo autor é generalizar por um vetor com  $n$  variáveis endógenas. A matriz de covariância é  $n \times n$ . Impõe-se a condição de identificação  $(n^2 - n)/2$  restrições.

A decomposição de Choleski é triangular e força com que a parte superior da diagonal tenha zeros, equivale a impor as restrições. A imposição provoca um problema de definir a ordem das variáveis na matriz e atribuir as razões econômicas para tal manobra. A ordenação fica a critério do pesquisador e define a forma das restrições. Sendo assim, diferentes ordenamentos geram diferentes restrições ao modelo.

Os autovalores da polinomial  $(I - \sum_{i=1}^p \varphi_i L^i)$  estando fora do círculo unitário, pode-se aplicar um VAR(p) como um vetor de médias móveis infinita. Como em nosso exemplo da equação (7) tem-se um modelo bivariado de ordem 1:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_1^i e_{t-1} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\varphi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \epsilon_{yt-1} \\ \sigma_z \epsilon_{zt-1} \end{bmatrix},$$

no qual  $\bar{X} = (I - \varphi_1)^{-1} \varphi_0$  é a média de longo prazo.

A matriz é definida como:

$$\Psi_i = \frac{\varphi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix}.$$

Portanto:

$$\begin{aligned}X_t &= \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \epsilon_{t-i} \\ &= \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \psi_{i,11} & \psi_{i,12} \\ \psi_{i,21} & \psi_{i,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \epsilon_{yt-1} \\ \sigma_z \epsilon_{zt-1} \end{bmatrix}.\end{aligned}$$

De acordo com Bueno (2008) os elementos da matriz  $\Psi_i$  são os multiplicadores de impacto de um choque nas variáveis endógenas no modelo bivariado. Sendo assim, o impacto total de uma perturbação de  $\epsilon_{yt}$  sobre  $y_{t+h}$  é dado pela soma dos coeficientes  $\psi_{i,11}$ ,  $i=0, 1, 2, \dots, h$ . e sobre  $z_{t+h}$ , soma-se os coeficientes de  $\psi_{i,21}$ . Desse modo, a soma dos coeficientes geram um função de resposta ao impulso acumulado quando desenhado em um gráfico contra  $i$ .

## ANEXO B - Decomposição da Variância

Outra forma de avaliar os resultados do modelo vetor auto regressivo é pela análise da decomposição da variância. Trata-se de observar a porcentagem da variância do erro de previsão decorre da variável endógena ao longo da previsão. Partindo do modelo bivariado de ordem 1 da equação (7), o VAR(1) com duas variáveis endógenas,  $y$  e  $z$ :

$$X_{t+h} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \epsilon_{t+h-i}.$$

Calculando o erro de previsão:

$$X_{t+h} - E_t(X_{t+h}) = \sum_{i=0}^{h-1} \Psi_i \epsilon_{t+h-i}.$$

E destrinchando  $y_{t+h}$ , tem-se:

$$\begin{aligned} y_{t+h} - E_t(y_{t+h}) &= \psi_{0,11}\epsilon_{yt+h} + \psi_{1,11}\epsilon_{yt+h-1} + \dots + \psi_{h-1,11}\epsilon_{yt+1} + \psi_{0,12}\epsilon_{zt+h} + \psi_{1,12}\epsilon_{zt+h-1} \\ &+ \dots + \psi_{h-1,12}\epsilon_{zt+1}. \end{aligned}$$

Tendo como variância:

$$\sigma_y^2(h) = \sigma_y^2(\psi_{0,11}^2 + \psi_{1,11}^2 + \dots + \psi_{h-1,11}^2) + \sigma_z^2(\psi_{0,12}^2 + \psi_{1,12}^2 + \dots + \psi_{h-1,12}^2).$$

Como neste exemplo foi estabelecido o modelo bivariado de ordem 1, a variância é decomposta em dois períodos de tempo, dividindo ambos por  $\sigma_y^2(h)$ .

$$1 = \frac{\sigma_y^2(\psi_{0,11}^2 + \psi_{1,11}^2 + \dots + \psi_{h-1,11}^2)}{\sigma_y^2(h)} + \frac{\sigma_z^2(\psi_{0,12}^2 + \psi_{1,12}^2 + \dots + \psi_{h-1,12}^2)}{\sigma_y^2(h)}$$

### ANEXO C - Teste de Granger – Causalidade

O teste de Granger é aplicado a fim de saber se uma variável é capaz de prever outra e em que condições. Seguindo o modelo bivariado de ordem 1, pergunta-se se é possível saber se a escalar y ajuda a prever a escalar z. Usa-se o teste F convencional, até o momento que os coeficientes de interesse puderem ser escritos ao multiplicar as variáveis estacionárias. São três passos utilizados neste teste.

$$1. \text{ Estima-se: } z_t = \phi_{20} + \sum_{i=1}^p \phi_{1,21} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{1,22} z_{t-i} + e_{2t};$$

2. Teste de y não-Granger-causa z usando o teste F.

$$H_0: \phi_{1,21} = \phi_{2,21} = \dots = \phi_{p,21} = 0$$

$$H_1: \phi_{i,21} \neq 0, i = 1, 2, \dots, p,$$

no qual a estatística do teste:

$$S_1 = \frac{(e_r^2 e_u^2)/p}{e_u^2/(T - 2p - 1)} \xrightarrow{d} F(p, T - 2p - 1),$$

em que r representa restrito e u, não restrito. Se  $S_1 > F^{5\%}$ , rejeita-se  $H_0$  (y não-Granger-causa z)

3. Faz-se um teste equivalente:

$$S_2 = \frac{T(e_r^2 - e_u^2)}{e_u^2} \xrightarrow{d} X_p^2.$$

Rejeita a hipótese nula se  $S_2 > X_p^2$ , com 5% de significância.

O teste de Granger pode ser feito com mais variáveis cujo nome é bloco-exogeneidade ou bloco-causalidade (ENDERS, 2004). Estima-se o modelo com restrição e sem

restrição e aplica-se o teste F convencional. Para sistemas com  $n > 2$ , o teste de causalidade pode gerar problemas. O problema é não perceber a dinâmica do modelo no qual a variável que não cause diretamente sobre outra, pode causa-la indiretamente. Tendo portanto que  $y_{2t}$  causar  $y_{3t}$  que por sua vez, causa  $y_{1t}$ . Portanto, o teste de Granger não foi desenvolvido para resolver este caso. O mais apropriado é o sistema trivariado proposto por Lütkepohl e Krätzig (2004).

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ y_{3t} \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} \phi_{i,11} & \phi_{i,12} & \phi_{i,13} \\ \phi_{i,21} & \phi_{i,22} & \phi_{i,23} \\ \phi_{i,31} & \phi_{i,32} & \phi_{i,33} \end{bmatrix} X_{t-i} + e_t$$

Em que para verificar o teste de bloco-exogeneidade ou bloco-causalidade sugere o seguinte teste para verificar a causalidade de  $y_{2t}$  a  $y_{1t}$ :

$$H_0: \phi_{i,12} = 0, \forall i.$$

Porém, ainda é possível que  $y_{2t}$  cause  $y_{1t}$  por intermédio de  $y_{3t}$ . Desse modo, os sistemas de equações com maiores dimensões, as restrições para testar Granger-causalidade são restrições não-lineares (BUENO, 2008).