



UNIVERSIDADE FEDERAL DA BAHIA
FACULDADE DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO EM ECONOMIA

DIEGO NUNES TEIXEIRA

INSTABILIDADE FINANCEIRA E CICLOS ECONÔMICOS NO BRASIL

SALVADOR

2016

DIEGO NUNES TEIXEIRA

INSTABILIDADE FINANCEIRA E CICLOS ECONÔMICOS NO BRASIL

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia da Universidade Federal da Bahia como requisito parcial à obtenção do grau de Mestre em Economia.

Orientadora: Prof.^a Dra. Gisele Ferreira Tiryaki

SALVADOR

2016

T266 Teixeira, Diego Nunes
Instabilidade financeira e ciclos econômicos no Brasil. /
Diego Nunes Teixeira. – Salvador., 2016

166f.. il

Dissertação (Mestrado) - Programa de Pós Graduação
em Economia, Faculdade de Economia, Universidade Federal da
Bahia, 2016

Orientador: Prof. Dra. Gisele Ferreira Tiryaki

1.Sistema financeiro - Brasil 2.Ciclos econômicos 3.Instabilidade
econômica.I. Tiryaky, Gisele Ferreira III. Universidade Federal
da Bahia

CDD 332.10981



Universidade Federal da Bahia
Faculdade de Economia
Programa de Pós-Graduação em Economia
Mestrado e Doutorado em Economia

TERMO DE APROVAÇÃO

DIEGO NUNES TEIXEIRA

"INSTABILIDADE FINANCEIRA E CICLOS ECONÔMICOS NO BRASIL"

Dissertação de Mestrado aprovada como requisito parcial para obtenção do Grau de Mestre em Economia no Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia da Universidade Federal da Bahia, pela seguinte banca examinadora:

Prof.ª Dra. Gisele Ferreira Tiryaki
(Orientadora - PPGE/ECO/UFBA)

Prof. Dr. André Luis Mota dos Santos
(PPGE/ECO/UFBA)

Prof. Dr. Carlos Eduardo Drumond
(UESC)

Aprovada em 12 de dezembro de 2016.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a minha orientadora Prof. Dra. Gisele Ferreira Tiryaki pela dedicação e interesse em trazer para a discussão deste trabalho aspectos decisivos na sua elaboração.

A todos que contribuíram de modo direto ou indireto para o desenvolvimento deste trabalho. Agradeço à minha família por me dar as condições e o suporte necessários para alcançar a minha formação acadêmica. Aos meus amigos de turma: Lorena, Aroldo e Daniel por terem sempre me ajudado nos momentos mais difíceis e turbulentos do mestrado. Nos tornamos amigos de estudo, de conversas e desabafos. Eles são pessoas de bem e quero levar essa amizade por toda a vida.

Agradeço aos integrantes do Grupo de Pesquisas em Economia Aplicada, no qual fiz muitos amigos, em especial para Daniela, Jamilly, Geidson, Camus, Edson, Vinicius Mendes, Gervásio e André Luís. Vocês tiveram papel relevante durante todo o processo até a finalização deste trabalho. Muito obrigado!

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo investigar a relação entre instabilidade financeira e os ciclos econômicos no Brasil. Considera-se como instabilidade financeira, choques financeiros que interferem na canalização de recursos financeiros para os gastos de consumo e investimento dos agentes econômicos e que aumentam os problemas de assimetria de informação no mercado financeiro. Nesse sentido, a instabilidade deteriora o funcionamento do setor bancário e corroboram com oscilações dos agregados macroeconômicos da economia brasileira. A literatura econômica enfatiza que as flutuações dos ciclos econômicos são prejudiciais e que o sistema financeiro apresenta forte relação com a volatilidade macroeconômica. O sistema financeiro mais eficiente, estável e profundo, proporciona melhor alocação de recursos financeiros e reduz os custos de transação no mercado de crédito. Portanto, o mercado financeiro promove crescimento econômico e redução das oscilações dos ciclos econômicos. Com base nesses elementos, este trabalho utilizará a metodologia de análise fatorial para construir um indicador de instabilidade do sistema financeiro brasileiro, que será adicionado ao modelo vetor auto regressivo (VAR) para analisar os impactos deste indicador de instabilidade financeira sobre o componente cíclico do produto interno bruto (PIB), consumo das famílias e investimento no Brasil. Os resultados mostraram que existe impactos negativos estatisticamente significantes sobre os agregados macroeconômicos e que a própria dinâmica da atividade econômica pode provocar períodos de instabilidade financeira na economia brasileira.

Palavras-chave: Instabilidade financeira. Ciclos econômicos. Brasil.

ABSTRACT

This paper aims to investigate the relationship between financial instability and business cycles in Brazil. Financial instability is considered as financial shocks that interfere in the channeling of financial resources to the consumption and investment expenditures of the economic agents and that increase the problems of asymmetry of information in the financial market. In this sense, instability deteriorates the functioning of the banking sector and corroborates with fluctuations in the macroeconomic aggregates of the Brazilian economy. The economic literature emphasizes that the fluctuations of business cycles are harmful and that the financial system is strongly related to macroeconomic volatility. The more efficient, stable and deep financial system provides better allocation of financial resources and reduces transaction costs in the credit market. Therefore, the financial market promotes economic growth and reduces the oscillations of business cycles. Based on these elements, this work will use the factor analysis methodology to construct an instability indicator of the Brazilian financial system, which will be added to the vector autoregressive (VAR) to analyze the impacts of this indicator of financial instability on the cycle component of the output (GDP), consumption and investment in Brazil. The results showed that there are statistically significant negative impacts on the macroeconomic aggregates and that the very dynamics of economic activity can provoke periods of financial instability in the Brazilian economy.

Keywords: Financial instability. Business cycles. Brazil.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	CONTEXTO	14
2.1	O PAPEL DO SISTEMA FINANCEIRO E A VOLATILIDADE DOS CICLOS ECONÔMICOS	14
2.2	AVALIAÇÃO DE INDICADORES DO SISTEMA FINANCEIRO DA ECONOMIA BRASILEIRA	21
2.2.1	Indicadores de liquidez e provisão do sistema financeiro brasileiro	22
2.2.2	Indicadores do mercado de crédito e do mercado financeiro da economia brasileira	25
3	REVISÃO TEÓRICA	28
3.1	TEORIA DOS CICLOS REAIS DE NEGÓCIOS: VISÃO TRADICIONAL	29
3.2	INSTABILIDADE FINANCEIRA E POLÍTICAS MACROECONÔMICAS PARA MITIGAR A VOLATILIDADE DOS CICLOS DE NEGÓCIOS	31
3.3	AVERSÃO AO RISCO, IRRACIONALIDADE E INSTABILIDADE FINANCEIRA	37
3.3.1	Hipótese de instabilidade financeira e volatilidade dos ciclos econômicos	37
3.3.2	Instabilidade financeira, volatilidade dos ciclos de negócios e bolha de ativos	40
3.4	VOLATILIDADE DOS CICLOS DE NEGÓCIOS E PROPAGAÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA	43
3.4.1	“Acelerador financeiro” e problemas de assimetria de informação no mercado de crédito	44
3.4.2	Canais de transmissão da política monetária	50
3.5	REVISÃO EMPÍRICA	57
4	BANCO DE DADOS	60
4.1	VARIÁVEIS DO INDICADOR DE INSTABILIDADE FINANCEIRA	60
4.1.1	Análise de fatores	63
4.1.2	Indicador de instabilidade financeira: caso Brasil	67
4.2	VOLATILIDADE DOS CICLOS ECONÔMICOS	71
4.3	VARIÁVEIS DE CONTROLE	73
4.4	ANÁLISE DESCRITIVA	76
5	METODOLOGIA	79
5.1	MODELO VETOR AUTO REGRESSIVO	79
6	RESULTADOS	84
6.1	VOLATILIDADE DO PIB	86
6.1.1	Considerações adicionais sobre as flutuações do produto agregado	88
6.2	VOLATILIDADE DO CONSUMO	92
6.3	VOLATILIDADE DO INVESTIMENTO	94

6.4	MODELO DE CONSISTÊNCIA DOS RESULTADOS	96
7	CONSIDERAÇÕES FINAIS	100
	REFERÊNCIAS	104
	APÊNDICES	112
	ANEXOS	157

1 INTRODUÇÃO

A crise financeira de 2008 reabriu o debate a respeito do papel do setor financeiro em propagar e ampliar a volatilidade macroeconômica. Existe uma forte interação entre os campos de estudo da macroeconomia e finanças. Levine (2005) afirma que os sistemas financeiros influenciam na alocação de recursos financeiros e reduzem as fricções de mercado e dos ciclos econômicos. O mercado financeiro proporciona maior fluxo de empréstimos, reduz os custos de transação e diminui a assimetria de informação diante das condições financeiras dos setores econômicos. Desse modo, o sistema financeiro canaliza os recursos financeiros para o investimento produtivo, o consumo das famílias e serve de estímulo para a atividade econômica.

As oscilações dos ciclos de negócios acontecem ao longo do tempo e podem estar inter-relacionadas entre a instabilidade do sistema financeiro e a volatilidade macroeconômica. As fricções no mercado financeiro provocam períodos de instabilidade nos quais afetam o mercado de crédito, as expectativas dos agentes, aumentam os custos de transação e informação e limita o fluxo de ativos financeiros. Mishkin (1997) enfatiza que a deterioração dos mecanismos de troca do mercado financeiro prejudica a canalização de recursos financeiros para a economia real. Dessa forma, a instabilidade do sistema financeiro pode transmitir um cenário de incerteza e expectativas negativas para os agentes econômicos, reduz a canalização de recursos financeiros para o investimento produtivo e os gastos das famílias e, portanto, provoca volatilidade no ciclo de negócios.

O mercado de ações no Brasil está mais robusto e eficiente em precificar as empresas negociadas no mercado de ações nacional e o seu desenvolvimento ao longo dos anos pode ter contribuído para reduzir os custos de informação no sistema financeiro. Com isso, é possível verificar que após a estabilidade macroeconômica obtida com o Plano Real, o mercado financeiro no Brasil apresenta tendência de redução da volatilidade do preço dos ativos.

O mercado financeiro brasileiro apresenta algumas características importantes a serem sinalizadas. O Brasil apresenta elevado nível de concentração bancária, principalmente após a crise financeira de 2008. O sistema financeiro no Brasil melhorou os instrumentos de sinalização, distribuição e classificação dos riscos diante os agentes econômicos ao

longo do tempo. Com isso, reduziu a probabilidade de inadimplência do setor bancário comercial do Brasil quando comparada a relação entre a capitalização e a volatilidade dos retornos dos ativos financeiros.

Observa-se que a economia brasileira apresenta uma melhora significativa nos níveis de liquidez e de crédito destinado ao setor privado no país, principalmente atribuídas ao Plano Real e suas medidas de estabilidade macroeconômica e maior responsabilidade fiscal. Maior liquidez do sistema financeiro facilita o acesso a recursos financeiros e fomentam os gastos de consumo e investimento. E, o maior volume de financiamentos para o setor produtivo são indícios de sistema financeiros mais robustos e com melhor capacidade da economia em reduzir as flutuações dos ciclos econômicos. Desse modo, contribuindo para a melhora da atividade econômica e redução das flutuações do ciclo econômico no Brasil.

Neste trabalho, pretende-se verificar a existência da conexão entre períodos de instabilidade financeira e seus impactos sobre o produto interno bruto, no consumo das famílias e no investimento no Brasil. O objetivo é investigar a relação entre períodos de instabilidade do sistema financeiro e os ciclos econômicos no Brasil. Além disso, compreender a importância do sistema financeiro para mitigar a volatilidade macroeconômica. Desse modo, a hipótese levantada neste trabalho é que períodos de instabilidade no sistema financeiro provocam flutuações nos agregados macroeconômicos da economia brasileira.

A literatura econômica tem discutido a respeito da relação entre o sistema financeiro e as flutuações do ciclo econômico. A piora das condições financeiras do setor bancário pode conduzir a pânico bancários (MISHKIN, 2000). Os problemas de assimetria de informação e as expectativas pessimistas de uma possível falência bancária podem espalhar sobre a sociedade desconfiança sobre a robustez do sistema financeiro e levar a uma corrida para a retirada dos depósitos bancários. A fragilização do sistema financeiro provoca retração na economia por aumentar os custos de informação.

A assimetria de informação do mercado de crédito surge devido à incerteza que os credores têm sobre o retorno esperado do projeto financiado (JAFFE; STIGLITZ, 1990). Em resposta a incerteza, os credores podem utilizar o mecanismo de racionamento de

crédito para mitigar o risco de não cumprimento da operação de crédito. Desse modo, restringe a oferta de recursos emprestáveis e reduz os gastos de consumo e investimento, provocando possíveis flutuações dos ciclos econômicos.

Portanto, esta pesquisa propõe trazer o debate sobre a relação entre a instabilidade financeira e a flutuações dos agregados macroeconômicos para a economia brasileira partindo do problema de pesquisa: Qual o impacto de choques de instabilidade do sistema financeiro brasileiro sobre a volatilidade do produto agregado, do consumo das famílias e do investimento em capital no Brasil?

Os desafios deste trabalho são em construir um indicador de instabilidade financeira para o sistema financeiro brasileiro a partir da metodologia de análise fatorial e mensurar o impacto deste indicador sobre a flutuação dos ciclos de negócios através de modelos vetor autor regressivo (VAR). Uma parte da literatura econômica utilizada para captar as possíveis variáveis para compor o indicador tem como foco de estudo a relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico. Os trabalhos empíricos afirmam que existe relação de longo prazo entre desenvolvimento do sistema financeiro e maior crescimento econômico e redução da volatilidade do ciclo de negócios. Entretanto, esta relação é ambígua quando se trata da análise de curto prazo da atividade econômica.

Maior desenvolvimento financeiro não necessariamente provoca menor volatilidade dos agregados macroeconômicos devido ao possível surgimento de produtos financeiros e mecanismos mais propensos ao aumento do risco dos contratos financeiros. Com isso, a relação de curto prazo entre o sistema financeiro a volatilidade dos ciclos de negócios pode aumentar a avidez dos agentes econômicos e o prêmio de risco das instituições financeiras. Desse modo, existe uma dificuldade em encontrar estudos empíricos que relacionem períodos de instabilidade financeira e volatilidade dos ciclos econômicos. Portanto, esta pesquisa contribuirá para melhor compreender os impactos de curto prazo da fragilidade financeira nas flutuações do PIB, consumo das famílias e no investimento.

Além desta introdução, a dissertação é composta por mais seis capítulos. O segundo capítulo aborda as possíveis causas do surgimento de períodos de instabilidade do setor financeiro e as consequências para a atividade real da economia e contribui para a compreensão da importância do sistema financeiro em mitigar a volatilidade

macroeconômica. Os principais elementos abordados neste capítulo serão a análise de indicadores que avaliam a profundidade, eficiência e estabilidade do sistema financeiro brasileiro. Desse modo, após contextualizar alguns aspectos do setor financeiro da economia brasileira, o problema de pesquisa é estruturado ao longo deste capítulo.

O terceiro capítulo tratará do referencial teórico, no qual discute com maior ênfase a importância dos efeitos da instabilidade financeira no comportamento dos ciclos de negócios. Algumas pesquisas sugerem que o sistema financeiro mais profundo, estável e eficiente propicia melhores condições para a economia se desenvolver e amortecer as oscilações no consumo e investimento dos agentes econômicos. Portanto, os estudos que serão apresentados neste capítulo ajudam a entender quais fatores são determinantes para mitigar as flutuações dos agregados macroeconômicos.

O quarto capítulo, refere-se ao banco de dados utilizado para analisar a relação entre a instabilidade do sistema financeiro e os ciclos de negócios no Brasil. Neste capítulo apresenta-se o conjunto de variáveis utilizadas para construir o indicador de instabilidade financeira através da metodologia de análise de fatores e as variáveis que serão utilizadas no modelo econométrico para mensurar a volatilidade do produto interno bruto (PIB), do consumo das famílias e do investimento. Ao final do capítulo, será realizada a análise descritiva das variáveis do modelo.

O quinto capítulo, será desenvolvido a metodologia da pesquisa. Neste capítulo, será formulada a estrutura das equações econométricas para analisar a volatilidade do produto agregado, consumo e investimento sobre períodos de fragilidade financeira na economia brasileira e o modelo vetor auto regressivo (VAR), exemplificando os processos de determinação necessários a fim de torna-lo congruentes.

O penúltimo capítulo, apresentará os resultados dos modelos VAR com o intuito de responder ao problema de pesquisa. O objetivo deste capítulo é encontrar a relação entre a instabilidade do sistema financeiro e a volatilidade macroeconômica. Desse modo, analisa-se as funções impulso resposta através de choques do indicador de instabilidade financeira para observar a resposta dos agregados macroeconômicos da economia brasileira. Por fim, o último capítulo é destinado às considerações finais deste trabalho.

2 CONTEXTO

Neste capítulo, desenvolve-se uma breve discussão entre a relação da instabilidade financeira e a volatilidade dos ciclos de negócios. A literatura econômica traz elementos que discutem os impactos de fricções no mercado financeiro sobre a atividade real. Com isso, pretende-se verificar a existência da conexão entre períodos de instabilidade financeira e seus impactos sobre o produto interno bruto, no consumo das famílias e no investimento no Brasil. Portanto, o objetivo deste capítulo é abordar as possíveis causas do surgimento de períodos de instabilidade do setor financeiro e as consequências para a atividade real da economia. Além disso, compreender a importância do sistema financeiro para mitigar a volatilidade macroeconômica; e construir indicadores de mensuração da qualidade e robustez para avaliar as características do sistema financeiro brasileiro.

O capítulo será dividido em duas seções. A primeira seção discute o papel do sistema financeiro para fomentar a atividade econômica e reduzir a volatilidade dos ciclos econômicos. A segunda seção terá como foco a apresentação do sistema financeiro brasileiro a partir de indicadores utilizados pela literatura econômica para mensurar as condições deste setor.

2.1 O PAPEL DO SISTEMA FINANCEIRO E A VOLATILIDADE DOS CICLOS ECONÔMICOS

Segundo Čihák e outros (2013), o sistema financeiro tem papel central no desenvolvimento socioeconômico de um país. Economias com sistemas financeiros mais estruturados e mais capazes de coletar informações favorecem maior crescimento econômico, menores flutuações dos agregados macroeconômicos (produto agregado, consumo das famílias, investimento, emprego, índices de preços e etc.) e reduções mais rápidas nos níveis de pobreza no longo prazo. No curto prazo, esta relação é considerada ambígua pela literatura econômica visto que o processo de desenvolvimento financeiro pode trazer maior volatilidade da atividade econômica devido ao possível surgimento de contratos financeiros com altos custos de informação e incerteza.

O objetivo esperado ao financiar uma empresa é a produção de fluxos de caixa que fomentem a produção e paguem os compromissos firmados. De forma semelhante

acontece com o financiamento das instituições financeiras na qual são esperados retornos dos ativos financeiros possam apresentar resultados como os indicados por seus contratos. Diante destes fatos, esta seção discute as funções do setor bancário para a economia e os benefícios do desenvolvimento, da regulação e inovação do sistema financeiro para mitigar as flutuações dos ciclos econômicos.

Os estudos econômicos que abordam a relação entre o sistema financeiro e a volatilidade dos ciclos econômicos afirmam que o sistema financeiro é considerado um mercado com características de assimetria de informação. Stiglitz (1989) afirma que existem custos e incertezas para adquirir informações sobre os ativos financeiros e os projetos de investimento mais rentáveis. Além dos custos associados com a formulação de contratos financeiros e de transação de bens, serviços e instrumentos financeiros. Com isso, estes custos reduzem os fluxos de recursos financeiros entre poupadores e tomadores de financiamento e prejudicam a atividade econômica e as melhorias no bem-estar da sociedade.

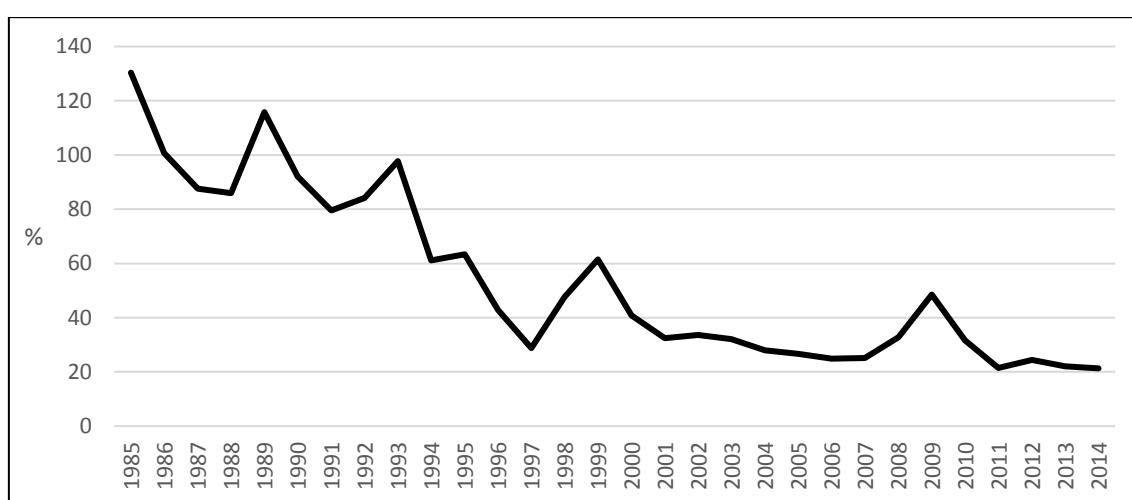
O mercado financeiro proporciona maior fluxo de empréstimos, reduz os custos de transação e diminui a assimetria de informação diante das condições financeiras dos setores econômicos. Estes fatores ajudam a canalizar os recursos financeiros para o investimento produtivo, o consumo das famílias e estimular a atividade econômica. Desse modo, o sistema financeiro é caracterizado por realizar transações de financiamento com base em combinações de ações de capitais e de dívidas.

A volatilidade do mercado de ações pode aumentar os custos de informação no sistema financeiro e reduzir o fluxo de recursos no mercado de crédito. O patrimônio líquido das firmas está relacionado como uma proteção às perdas futuras dos empréstimos fornecidos pelas instituições financeiras. Desta forma, com o declínio do valor dos ativos das firmas, aumenta os problemas de seleção adversa e risco moral e propiciam instabilidade do sistema financeiro por dificultar a alocação de recursos em projetos de investimentos de menor risco de não pagamento. Portanto, prejudicando a dinâmica da economia.

A partir dos dados do Banco Mundial (WDI), o gráfico 01 representa a volatilidade média anual do índice do mercado de ações brasileiro, o IBOVESPA. Ao longo dos anos se observa tendência de redução da volatilidade do mercado acionário no Brasil,

principalmente após estabilidade macroeconômica com o Plano Real. Os picos nos anos de 1999 e 2008 refletem, respectivamente, a crise cambial no Brasil e a crise financeira dos Estados Unidos, nas quais foram períodos pontuais de aumento da volatilidade. Após estas turbulências o mercado acionário retornou à tendência de queda da volatilidade no preço dos ativos. Desse modo, sugere-se que o mercado de ações no Brasil está mais robusto e eficiente em precificar as empresas negociadas no mercado de ações nacional e, com isso, pode ter contribuído para reduzir os custos de informação no sistema financeiro.

Gráfico 01 – Volatilidade no mercado de ações no Brasil



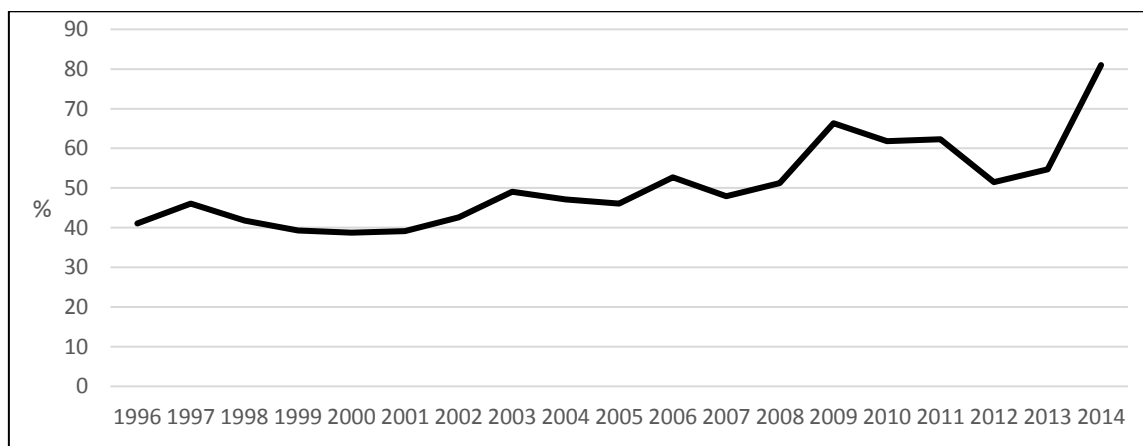
Fonte: Elaboração própria, 2016. Com base em WDI, 2016

Barth e outros (2006) afirmam que políticas de regulação e supervisão são adotadas pelos governos para evitar comportamento mais arriscados dos bancos, como por exemplo, delimitando o tamanho dos bancos. Limitar a concentração pode por um lado ser benéfico porque limita a parcela de cada instituição no mercado e reduz o poder de mercado. Entretanto, pode reduzir o incentivo de buscar novas tecnologias para diversificação de riscos e procedimentos para reduzir a assimetria de informação no setor. Desse modo, a política prejudicaria a atividade econômica.

Conforme pode ser visto no gráfico 02, o Brasil tem como característica elevado nível de concentração bancária. A concentração é medida pela razão entre o total de ativos dos três maiores bancos comerciais sobre o total de ativos do segmento. A concentração aumentou significativamente após a crise financeira de 2008. A aquisição de ativos de

bancos comerciais médios e pequenos por grandes instituições financeiras e a fusão das instituições financeiras Itaú e Unibanco favoreceram no crescimento da concentração. Com isso, a taxa de concentração bancária deslocou-se de cerca 50% em 2008 para patamares acima de 80% em 2014.

Gráfico 02 – Concentração bancária do sistema financeiro brasileiro



Fonte: Elaboração própria, 2016. Com base em WDI, 2016

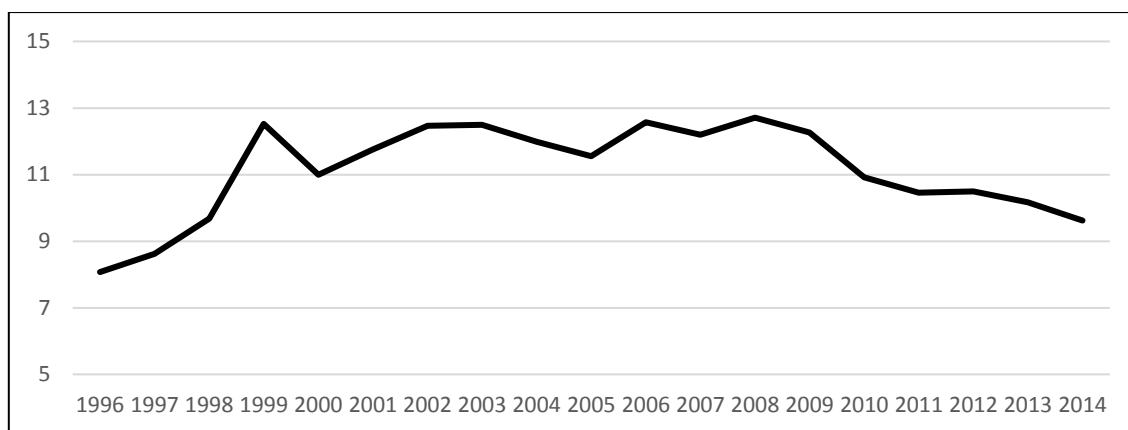
O gráfico 03 representa a probabilidade de inadimplência do setor bancário comercial do Brasil. O indicador *Z-score*¹ compara a capitalização e retornos dos bancos comerciais com a volatilidade dos retornos dos contratos financeiros. Quanto maior o *score*, melhor a situação dos agentes econômicos em honrar os contratos financeiros e reduz a probabilidade de inadimplência do sistema financeiro. O sistema financeiro brasileiro apresenta aumento deste indicador pós plano Real devido a melhora dos instrumentos de sinalização, distribuição e classificação dos riscos diante os agentes econômicos. E, durante o período de da crise financeira de 2008 houve redução do *Z-score* possivelmente pela maior volatilidade dos ativos e dos lucros. Com isso, retraindo o volume de ativos utilizados para amortizar choques no sistema financeiro.

As Centrais de Informação de Crédito (CIC) através da coleta de informações sobre os agentes econômicos e a concessão de crédito via crédito consignado, na qual retira-se a parcela do financiamento diretamente da fonte de renda do mutuário, possivelmente ajudaram na queda deste indicador de inadimplência do setor financeiro no Brasil. Desse

¹ *Z-score* é calculado da seguinte maneira: $(ROA + (\text{capital}/\text{ativos})) / \text{sd}(ROA)$, onde ROA representa a razão entre lucro líquido e total de ativos e $\text{sd}(ROA)$, o desvio-padrão da ROA.

modo, as instituições financeiras buscam reduzir os problemas de assimetria de informação do sistema financeiro com o intuito de facilitar o fluxo de recursos e mitigar os riscos das operações de crédito.

Gráfico 03 – Indicador bancário Z-score



Fonte: Elaboração própria, 2016. Com base em WDI, 2016

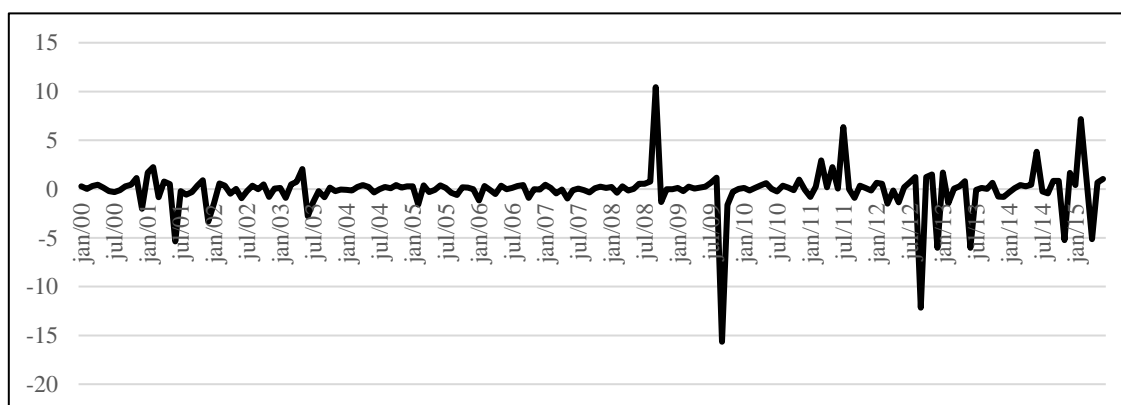
O desenvolvimento de instituições e produtos financeiros criam incentivos para o surgimento de contratos financeiros e intermediadores dos fluxos de recursos que mitiguem os efeitos das imperfeições do mercado. Um sistema financeiro mais robusto consegue reduzir os efeitos dos custos de informação e de transação em uma economia. Desse modo, economias com sistemas financeiros desenvolvidos tendem a crescer mais rápido durante longos períodos de tempo.

Entretanto, as oscilações dos ciclos de negócios acontecem ao longo do tempo e podem estar inter-relacionadas com a instabilidade do sistema financeiro e a volatilidade macroeconômica. As fricções no mercado financeiro provocam períodos de instabilidade nos quais afetam o mercado de crédito, as expectativas dos agentes, aumentam os custos de transação e informação e limita o fluxo de ativos financeiros. Mishkin (1997) enfatiza que a deterioração dos mecanismos de troca do mercado financeiro prejudica a canalização de recursos financeiros para a economia real. Dessa forma, é possível verificar que a instabilidade do sistema financeiro transmite um cenário de incerteza e expectativas negativas para os agentes, além de provocar flutuações no ciclo de negócios.

O gráfico 04 analisa a diferença entre a taxa de crescimento do preço dos ativos na bolsa de valores brasileira, a IBOVESPA, e a taxa de crescimento do PIB. A persistente

diferença entre o crescimento do preço das ações no mercado financeiro e o produto agregado da economia brasileira corroboram para sinalizar um possível surgimento de bolha de ativos. A teoria econômica, na qual será discutida no próximo capítulo, sugere que bolha de ativos pode ser prejudiciais para a atividade econômica por aumentar os problemas de iliquidez e instabilidade do sistema financeiro. O gráfico sinaliza que houve um descolamento mais acentuado entre o preço das ações e o PIB, principalmente, no pós-crise financeira de 2008. Entretanto, não é possível afirmar que a economia brasileira esteja passando por um processo de surgimento de bolha de ativos visto que as diferenças entre as taxas de crescimento não se descolam em torno do valor inicial.

Gráfico 04 – Diferença entre preço dos ativos e produto agregado no Brasil



Fonte: Elaboração própria, 2016. Com base em BCB, 2016

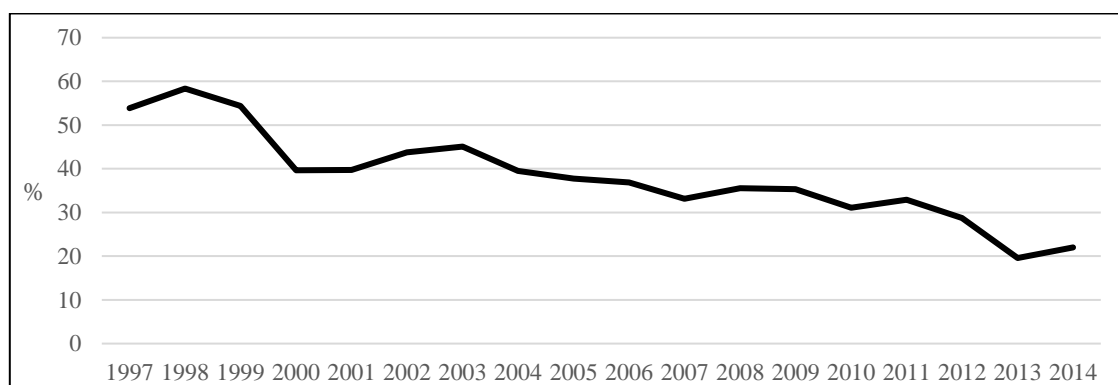
As grandes flutuações dos agregados macroeconômicos são uma preocupação persistente dos condutores de políticas governamentais. A literatura econômica tem enfatizado que um dos fatores importantes para reduzir os impactos de choques externos na economia é proveniente da capacidade do sistema financeiro em reduzir a volatilidade dos agregados macroeconômicos. Wang e Wen (2013) argumentam que o tamanho do mercado de crédito em relação ao PIB pode diminuir a volatilidade da economia. Ou seja, um sistema bancário mais robusto estaria associado a menor volatilidade agregada. Denizer e outros (2000) e Iyigun e Owen (1999) afirmam que o acesso ao crédito destinado ao setor privado é importante para reduzir a volatilidade macroeconômica. A maior oferta de crédito para o setor privado reduz a volatilidade do consumo e da renda.

Uma das possíveis evidências de melhora das condições de financiamento e do fluxo de recursos financeiros entre demandantes e ofertantes de crédito é a análise da evolução do

spread bancário. O gráfico 05 representa a diferença entre a taxa de juros cobrada sobre os empréstimos ao setor privado e a taxa de juros oferecida pelos bancos comerciais para depósitos de três meses. Observa-se que o *spread* apresenta uma tendência de queda no mercado de crédito brasileiro. Uma das possíveis razões para a queda do *spread* a partir do ano de 2010 foram as sucessivas intervenções do governo sobre a redução das taxas de juros dos bancos públicos. Com isso, esta intervenção do governo no sistema financeiro brasileiro pode ter acentuado a tendência de queda das taxas de juros no mercado financeiro no Brasil.

Entretanto, o *spread* bancário ajuda a sinalizar o nível de assimetria de informação do sistema financeiro brasileiro e de instabilidade financeira, visto que em períodos de fricções financeiras o *spread* bancário pode aumentar devido à dificuldade de mensurar agentes econômicos menos avessos ao risco. Portanto, o *spread* pode ser um importante indicador de possíveis cenários de instabilidade financeira.

Gráfico 05 – Spread bancário do sistema financeiro brasileiro



Fonte: Elaboração própria, 2016. Com base em WDI, 2016

Portanto, mercados financeiros mais desenvolvidos são mais eficientes em: alocar os recursos entre poupadores e investidores e absorver choques externos; facilitar a diversificação de riscos; e reduzir o nível de assimetria de informação. Redução dos custos de transação aumentam o acesso ao mercado de crédito e permite a distribuição mais eficiente dos recursos entre as empresas, maiores taxas de investimento em capital físico e crescimento da produtividade. Portanto, o mercado financeiro promove crescimento econômico e redução das oscilações dos ciclos econômicos.

Desse modo, para avaliar estas afirmações é possível construir um variado conjunto de indicadores utilizados pela literatura econômica para mensurar as características e as condições do sistema financeiro de um país. Na próxima seção serão apresentados alguns destes indicadores para a economia brasileira com o objetivo de verificar as possíveis evidências da relação entre o sistema financeiro e a volatilidade macroeconômica no Brasil.

2.2 AVALIAÇÃO DE INDICADORES DO SISTEMA FINANCEIRO DA ECONOMIA BRASILEIRA

Esta seção tem como objetivo apresentar alguns indicadores de mensuração das condições do sistema financeiro no Brasil. Estes indicadores foram desenvolvidos pela literatura econômica para avaliar as características de liquidez do sistema financeiro; das expectativas sobre o pagamento futuro das operações de crédito; do mercado de crédito; e dos indícios de eficiência, estabilidade, robustez e profundidade do sistema financeiro. Desse modo, ao avaliar estes indicadores é possível mensurar a qualidade e sinalizar a importância do setor financeiro sobre a volatilidade dos ciclos econômicos e o fomento da atividade econômica.

A seção será dividida em duas partes. A primeira parte apresenta os indicadores de liquidez e provisão do sistema financeiro brasileiro. Os dois indicadores citados nesta parte trazem a análise das condições de financiamento e expectativas das instituições financeiras sobre a atividade econômica no Brasil. A segunda parte apresenta dois indicadores sobre o mercado de crédito. O primeiro é utilizado pela literatura econômica para mensurar o desenvolvimento do sistema financeiro e o segundo avalia o tamanho da participação do Estado no mercado de crédito. Os trabalhos, como os de Levine (1997, 2005), Levine (1993a), Aghion (2004) e Fan e outros (2014), enfatizam a importância do sistema financeiro para o crescimento da economia e redução da volatilidade macroeconômica. Portanto, esta seção apresenta uma breve discussão sobre a conjuntura financeira no Brasil.

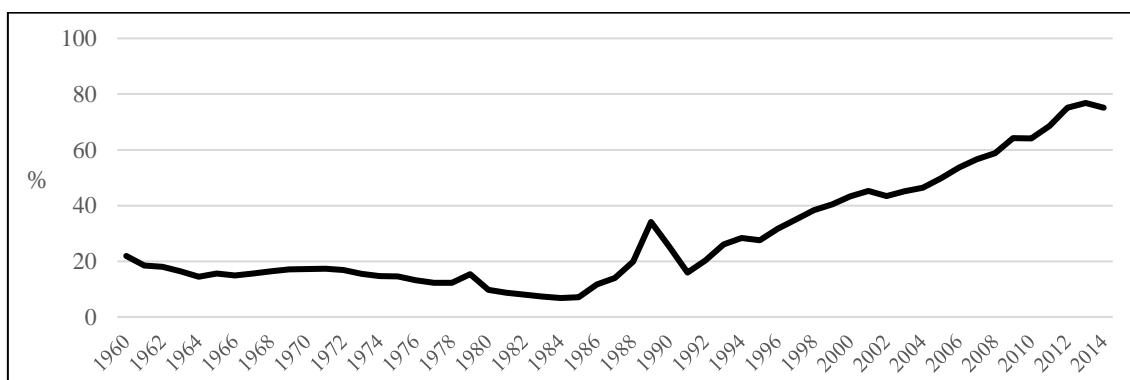
2.2.1 Indicadores de liquidez e provisão do sistema financeiro brasileiro

Os indicadores de liquidez são tradicionalmente utilizados para avaliar a eficiência, estabilidade, robustez e profundidade do sistema financeiro. A maior liquidez do setor bancário facilita o fluxo de recursos financeiros entre poupadores e investidores e a maior disponibilidade destes ativos para o financiamento dos projetos de investimento. Portanto, a liquidez do sistema financeiro sinaliza as condições da atividade econômica.

O gráfico 06 apresenta o nível de liquidez do mercado financeiro sob a perspectiva da razão entre os ativos líquidos em relação ao PIB. Os ativos líquidos representam o somatório da liquidez imediata dos agentes econômicos, ou seja, moeda em poder do público e depósitos à vista; depósitos a prazo; e papéis comerciais. Como pode ser observado no gráfico 06, o sistema financeiro brasileiro aumentou o nível de liquidez, principalmente após o plano Real em 1994 e maior controle macroeconômico.

O setor financeiro em meados do início da primeira década do século XXI saiu de meados de 40% de liquidez para cerca de 75% no ano de 2014. Observa-se que após a crise financeira de 2008 houve um crescimento mais acentuado do nível de liquidez. Em 2006, a liquidez estava em torno de 60% e após a crise financeira, o indicador de liquidez representa cerca de 78%. Este fato sinaliza a busca por liquidez imediata pelos agentes como medida de proteção e maior disponibilidade de ativos financeiros com o objetivo de diversificar e mitigar os riscos de perda de seus portfólios. Desse modo, pode indicar que o sistema financeiro se tornou mais robusto em distribuir os recursos financeiros na economia e fomentar a atividade econômica da economia brasileira.

Gráfico 06 – Indicadores de liquidez do sistema financeiro brasileiro



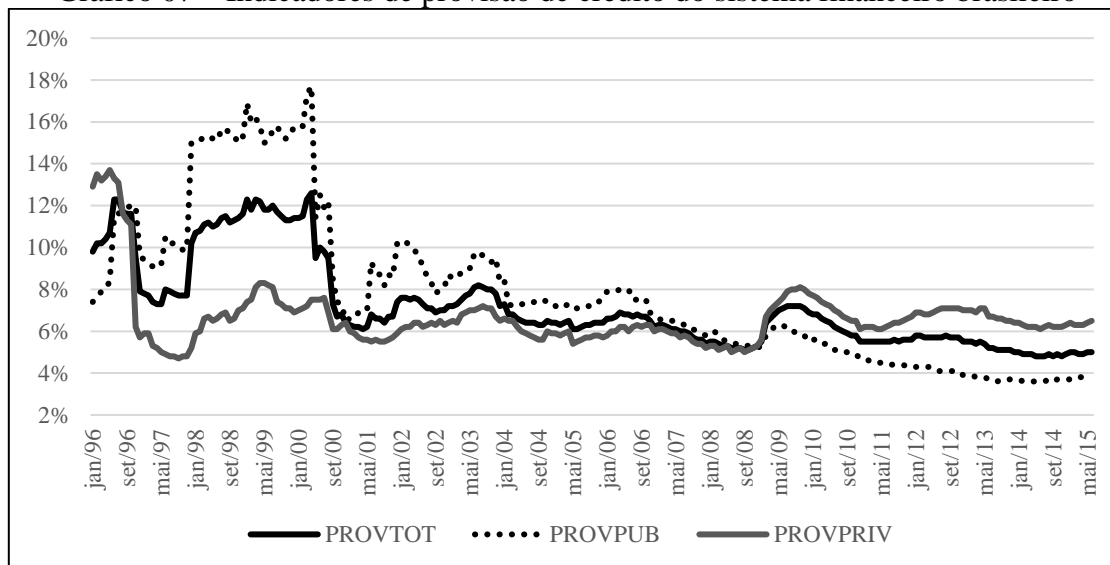
Fonte: Elaboração própria, 2016. Com base em WDI, 2016

Entre as políticas contra cíclicas conduzidas durante a crise financeira de 2008 cita-se: a redução taxa de juros do financiamento, as concessões de empréstimos subsidiados via bancos públicos, os mecanismos que facilitaram o acesso ao crédito, como por exemplo o crédito consignado e redução da alíquota de reservas compulsórias, na qual as instituições financeiras foram autorizados a utilizar 40% dos compulsórios sobre depósitos a prazo para compra de direitos creditórios no mercado interbancário². Estas ações realizadas pelo governo ajudaram a fomentar o consumo das famílias, principalmente no setor imobiliário e setor automobilístico, e o investimento das empresas (CHU, 2002; GARCIA-ESCRIBANO; HAN, 2015). Desse modo, os indicadores de liquidez avaliam a capacidade do sistema financeiro em facilitar e desenvolver o acesso à recursos financeiros e ajuda a sinalizar possíveis períodos de instabilidade financeira e piora das condições do fluxo de recursos financeiros.

Os indicadores de provisão retratam a expectativa de perdas futuras das operações de crédito realizadas pelo setor bancário. A maior provisão do sistema financeiro sinaliza ao mercado que os agentes estão postergando o pagamento dos contratos devido à dificuldade de realização de seus fluxos de caixa. Portanto, a provisão pode indicar períodos de declínio das expectativas e queda da atividade econômica. Ao verificar a provisão a partir do gráfico 07, a carteira de operações de crédito das instituições financeiras sob o controle do setor privado (PROVPRIV), do setor público (PROVPUB) e para ambos setores da economia brasileira (PROVTOT) se observa redução das expectativas de perda durante o período analisado.

² Circular BCB nº 3.407, de 2 de outubro de 2008.

Gráfico 07 – Indicadores de provisão de crédito do sistema financeiro brasileiro



Fonte: Elaboração própria, 2016. Com base em BCB, 2016

As medidas tomadas para reduzir os problemas de assimetria de informação, como as centrais de informação de crédito (CIC) via regulamentação do Banco Central do Brasil (BCB), e estabilização macroeconômica após o Plano Real favoreceram a criação de ferramentas pelo mercado financeiro para mensurar os riscos das operações e qualificar os melhores projetos de investimento. A provisão do setor bancário vem reduzindo no Brasil. Os três indicadores de provisão expostos no gráfico 07 apresentam patamares médios abaixo de 8%. É possível sugerir que as políticas de avaliação de crédito estão melhorando a alocação dos ativos. Com isso, reduzindo as expectativas de perdas futuras com os contratos financeiros.

Portanto, os indicadores de liquidez e provisão avaliam a capacidade de financiamento das instituições financeiras e as condições do sistema financeiro. Os indicadores de liquidez mensuram a quantidade de recursos emprestáveis no mercado financeiro, ou seja, avaliam o fluxo de recursos. Quanto maior a liquidez, melhor o acesso e alocação de ativos e, como consequência, o aumento do consumo e do investimento. Os indicadores de provisão sinalizam as expectativas de perdas futuras com as operações do mercado financeiro. Maior provisão das carteiras de crédito do sistema financeiro reduzem o volume de financiamento do mercado de crédito devido ao aumento dos problemas de assimetria de informação. Com isso, reduzindo a atividade agregada.

Desse modo, os indicadores apresentados nesta subseção são importantes para avaliar e quantificar a relação entre as condições do sistema financeiro e os possíveis impactos da deterioração destes indicadores sobre os ciclos econômicos. Na próxima subseção será apresentado os indicadores de crédito, nos quais a recente literatura econômica está trabalhando para estabelecer a relação entre o sistema financeiro e a volatilidade macroeconômica.

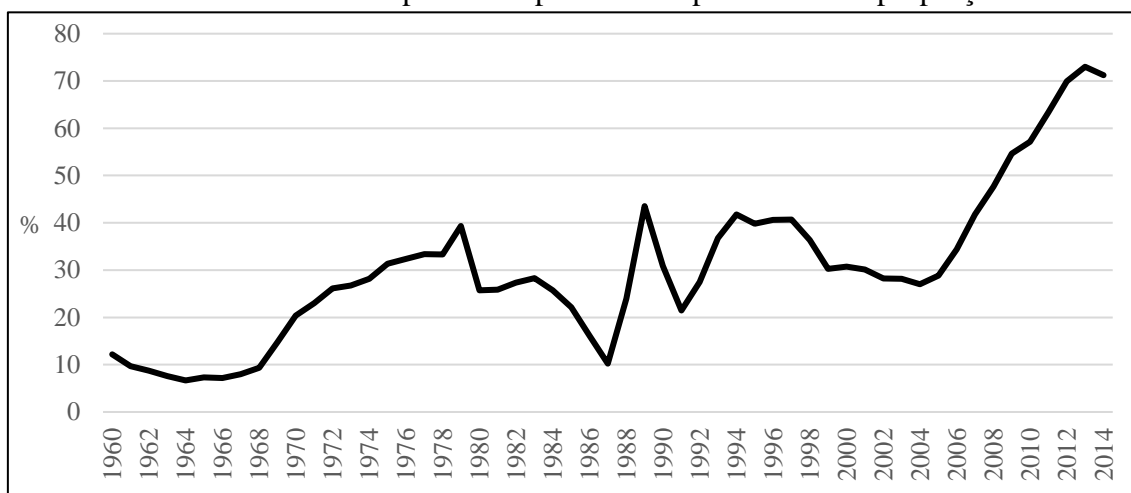
2.2.2 Indicadores do mercado de crédito e do mercado financeiro da economia brasileira

A literatura econômica tem discutido a importância da relação entre o sistema financeiro e a volatilidade macroeconômica. Os trabalhos sugerem que sistemas financeiros mais robustos reduzem os períodos de instabilidade financeira e as oscilações dos ciclos de negócios no longo prazo por reduzir os custos de transação e informação e facilitar o fluxo de recurso entre os agentes. Com isso, o setor financeiro indica melhor capacidade da economia em reduzir as flutuações dos ciclos econômicos ao longo do tempo.

Diante desta afirmativa acima, serão apresentados dois indicadores de crédito para avaliar as condições do mercado de crédito da economia brasileira. O indicador PRIVY retrata o volume de financiamento destinado ao setor privado em relação ao PIB. Este indicador é comumente utilizado pelos trabalhos empíricos para quantificar o grau de profundidade financeira de uma economia (KING; LEVINE, 1993a; LEVINE, 1993, 2005; DENIZER e outros, 2000; TIRYAKI, 2002; BECK e outros, 2006; WANG; WEN, 2013).

Na primeira década do segundo milênio, a economia brasileira retoma com maior força os ganhos de renda real e aumento do emprego nos quais favorece o aumento da demanda por crédito. Pelo lado da oferta de crédito, aumenta-se o volume de recursos emprestáveis após a crise financeira de 2008 como medida de estímulo para a economia (BCB, 2010). O gráfico 08 representa o volume de empréstimos sobre o PIB para o setor privado. Observa-se que existe uma tendência de expansão da oferta de crédito para este setor principalmente após a crise financeira de 2008. As instituições financeiras concederam um alto volume de financiamentos às firmas neste período.

Gráfico 08 – Volume de empréstimos para o setor privado como proporção do PIB



Fonte: Elaboração própria, 2016. Com base em WDI, 2016

Os mecanismos de captação de recursos subsidiados via bancos públicos, pagamento pelos demandantes de crédito através do desconto em contracheque, a lei nº 10.931 de Alienação Fundiária, sancionada em dois de agosto de 2004, favoreceram o aumento da oferta de crédito, dos prazos dos contratos, redução da taxa de juros e dos riscos em reaver os ativos emprestados (BCB, 2005; TEIXEIRA, 2013; CARRIÈRE-SWALLOW e outros, 2016). Desse modo, é possível sinalizar que o sistema financeiro está progressivamente se desenvolvendo e ajudando a fomentar a atividade econômica no Brasil.

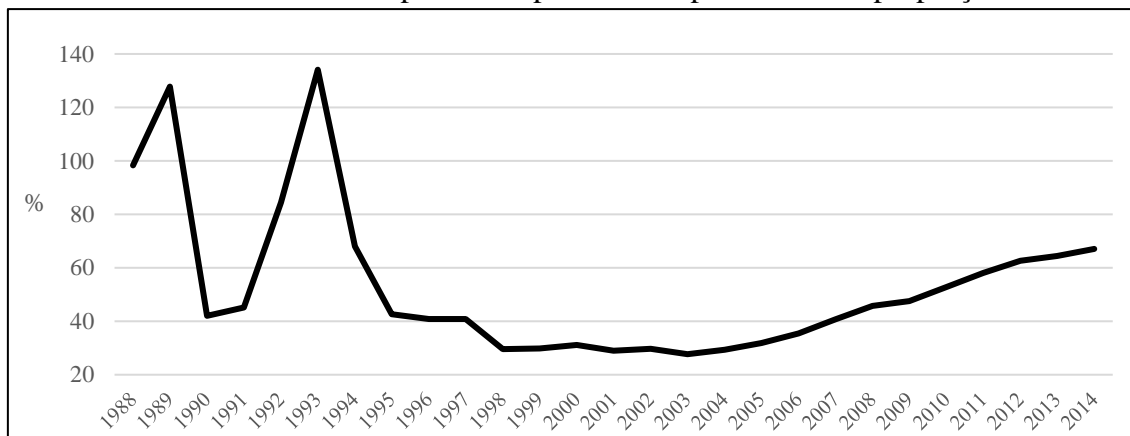
Visualizando o gráfico 09, observa-se que após o Plano Real, em meados do ano de 1995, houve redução da proporção de crédito ao setor público em relação ao PIB. Este período é caracterizado por flexibilização da taxa de câmbio, maior compromisso com as metas de inflação, maior controle dos gastos públicos, redução do tamanho do Estado via privatizações e sanção da lei de responsabilidade fiscal³. Estes fatores são importantes para analisar a baixa participação do mercado de crédito ao setor público durante os anos de 2000 a 2008.

Durante as fricções financeiras da crise internacional em 2008 observa-se comportamento semelhante ao do indicador PRIVY para a razão de financiamentos destinados ao setor público sobre o PIB. O governo utilizou o estímulo à demanda agregada como política de

³ Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000.

redução do impacto da crise. Com isso, expandiu o crédito também no setor público com o intuito de fomentar os gastos públicos e a atividade econômica.

Gráfico 09 - Volume de empréstimos para o setor público como proporção do PIB



Fonte: Elaboração própria, 2016. Com base em WDI, 2016

Como pode ser visto ainda no gráfico 09, ainda persiste a tendência de alta da oferta de crédito para o setor público. O cenário de maior volume de crédito às instituições governamentais pode trazer problemas de pagamento da dívida pública e arrocho das contas futuras do governo. Desse modo, o aumento deste indicador no mercado de crédito frequentemente é prejudicial para a economia, pois pode causar possíveis problemas nas contas nacionais e afetar os agregados macroeconômicos.

Portanto, a partir da discussão dos indicadores citados acima para avaliar as condições do sistema financeiro brasileiro, este trabalho propõe trazer o debate sobre a relação entre a instabilidade financeira e a flutuações dos agregados macroeconômicos para a economia brasileira partindo da seguinte pergunta: Qual o impacto de choques de instabilidade do sistema financeiro brasileiro sobre a volatilidade do produto agregado, do consumo das famílias e do investimento em capital no Brasil? Para responder a essa pergunta, a revisão teórica realizada no próximo capítulo consiste em apresentar os fatores que podem ampliar a volatilidade dos ciclos econômicos e os possíveis mecanismos a serem utilizados pelos formuladores de política para reduzir fortes oscilações do ciclo econômico.

3 REVISÃO TEÓRICA

Este capítulo tem como objetivo fazer uma breve revisão da literatura sobre os determinantes da volatilidade dos ciclos de negócios. O sistema capitalista é caracterizado por períodos expansão e contração da atividade econômica. Os economistas estão interessados em avaliar os fatores que possam mitigar as flutuações e fomentar o crescimento dos agregados econômicos. Neste trabalho, discute-se com maior ênfase a importância dos efeitos da instabilidade financeira no comportamento dos ciclos de negócios. Algumas pesquisas sugerem que o sistema financeiro propicia melhores condições para a economia se desenvolver e amortecer as oscilações no consumo e investimento dos agentes econômicos. Portanto, os estudos que serão apresentados neste capítulo ajudam a entender quais fatores são determinantes para mitigar as flutuações dos agregados macroeconômicos.

Os sistemas financeiros influenciam na alocação de recursos financeiros e reduzem as fricções de mercado e dos ciclos econômicos. Seguindo esta linha de pensamento, o autor apresenta cinco funções que ajudam a estabelecer a relação entre o papel do sistema financeiro e o fomento da economia real. Levine defende que o sistema financeiro auxilia na melhoria da produção de informações ex-ante sobre investimentos e alocação de capital (BOYD; PRESCOTT, 1986; GREENWOOD; JOVAOVIC, 1990); no monitoramento dos investimentos e implementação de governança corporativa após a concessão do financiamento (KING; LEVINE, 1993b, 1997, 2005); facilita a negociação, diversificação e gestão do risco das operações financeiras; mobiliza a captação de poupança (SIRRI; TUFANO; 1995 *apud* LEVINE, 2005); e facilita a troca de bens e serviços. Todas estas cinco funções serão descritas ao longo desta subseção para melhor compreender a importância do sistema financeiro para a economia.

Desse modo, este capítulo foi dividido em cinco partes. A primeira parte refere-se ao arcabouço da teoria neoclássica sobre os ciclos de negócios enfatizando os choques de produtividade na economia. A segunda parte, define e apresenta as principais causas que podem gerar instabilidade financeira na economia. Assim como diferencia o processo de propagação dos períodos de instabilidade para economias desenvolvidas e emergentes; as possíveis políticas que possam prevenir choques financeiros; e a importância do sistema financeiro para a atividade econômica. A terceira parte, traz a discussão da hipótese de

instabilidade financeira de Minsky apresentando os efeitos da estrutura financeira e das expectativas dos agentes sobre o ciclo econômico. Além disso, propõe uma breve discussão a respeito do processo de surgimento de bolhas de ativos e o impacto destas sobre a instabilidade financeira e a volatilidade dos ciclos econômicos.

O sistema financeiro favorece na redução da volatilidade dos ciclos por mitigar os riscos e facilita o fluxo de recursos na economia. A penúltima parte, discute a importância do mercado de crédito em propagar e ampliar os choques na economia e os problemas de assimetria de informação e os custos de financiamento externo. Ainda nesta subseção, verifica-se o debate sobre os canais de transmissão de política monetária para fomentar a estabilidade da atividade econômica, facilitar o acesso ao crédito e mitigar o risco das operações no mercado financeiro. Por fim, a última parte expõe a contribuição dos trabalhos empíricos que estudaram a relação entre o sistema financeiro e a volatilidade dos agregados macroeconômicos.

3.1 TEORIA DOS CICLOS REAIS DE NEGÓCIOS: VISÃO TRADICIONAL

As flutuações dos ciclos econômicos são comuns na economia. A estabilidade da economia real está interligada às condições dos agregados macroeconômicos e do sistema financeiro. O artigo seminal de Kyndland e Prescott (1982, 1990) introduz a literatura sobre o *Real Business Cycles* (RBC). Os modelos de ciclos de negócios neoclássicos tradicionais são regidos por três princípios básicos. O primeiro princípio estabelece que o processo de acumulação de capital é a estrutura central dos modelos de ciclos de negócios. O segundo afirma que os ciclos de negócios são criados por expectativas racionais dos agentes a partir de respostas ótimas para choques reais, principalmente choques de produtividade. O último princípio considera que os fatores monetários têm pouca importância nos ciclos de negócios.

Prescott (1986) apresenta o modelo neoclássico para demonstrar a importância dos choques de produtividade sobre a volatilidade dos ciclos. O autor afirma que existem variáveis que são procíclicas (aumentam em expansões e reduzem em recessões), contra cíclicas (reduzem em expansões e aumentam em recessões) e acíclicas (variável não apresenta relações com o ciclo de negócios) na atividade real. Prescott (1986) conclui que o modelo de ciclo de negócios é consistente com a grande variação dos investimentos em

períodos de grande volatilidade da atividade econômica. Os investimentos são em geral, três vezes mais voláteis do que o consumo. Desse modo, os artigos que iniciaram o ramo de pesquisa do RBC partiram da análise do consumo, emprego e produtividade e restringiram a importância da política monetária nos modelos. A política monetária entra como um instrumento acessório proveniente de choques de produtividade na economia real.

Os resultados encontrados por Prescott (1986) propõem que os choques tecnológicos representam cerca de 75% das flutuações dos agregados econômicos. O autor aplica a produtividade total de fatores como elemento de mensuração de choques tecnológicos exógenos. Entretanto, este tipo de mensuração pode vir carregada de fatores endógenos, como indicadores de política monetária que não são susceptíveis de afetar a taxa de progresso técnico (EVANS, 1992). Burnside e Eichenbaum (1996), King e Rebelo (1999), e Jaimovich (2004) aplicam novos métodos e retificam que os choques tecnológicos são importantes, mas tem menores efeitos sobre a volatilidade dos ciclos econômicos. Desse modo, a literatura tradicional do RBC está inicialmente focada em mensurar os efeitos exógenos do progresso técnico. Entretanto, é controverso que os choques tecnológicos são condutores centrais destas variações.

Rebelo (2005) ratifica que as expansões nos ciclos econômicos de longo prazo são movidas pelo aumento da produtividade dos fatores a partir do progresso técnico como podem ser observados no crescimento do PIB real, emprego e rendimento real. Entretanto, quando se analisa períodos de declínio da atividade econômica, a produtividade cai, mas não necessariamente é devido a regressão tecnológica. Portanto, os choques tecnológicos devem ser analisados para observar a atividade real da economia.

Uma alternativa à análise de choques tecnológicos são os investimentos específicos em tecnologia. Os modelos RBC tradicionais avaliam os choques tecnológicos sobre o trabalho e capital existente. O investimento em progresso técnico eleva o retorno real do investimento, visto que torna os bens de capital mais produtivos e com menores custos (REBELO, 2005). Desse modo, o processo de acumulação de capital e choques tecnológicos persistentes são objetos centrais para o estudo dos ciclos de negócios.

Na visão tradicional do RBC, os choques monetários provocam pequenos efeitos sobre as flutuações dos agregados macroeconômicos. Choques fiscais de gastos de governo, mudanças na tributação do mercado de trabalho e de rendimentos de capital têm efeitos semelhantes aos choques de produtividade. Entretanto, os gastos do governo são resultantes de medidas contra cíclicas e os impostos raramente são modificados para conter flutuações dos ciclos de negócios. Os choques de política monetária não apresentam efeitos significativos nos modelos clássicos de RBC (KYNDLAND, PRESCOTT, 1982; MEHRA, PRESCOTT, 1985). Portanto, os modelos tradicionais de ciclos de negócios apresentam os choques de produtividade como ingrediente essencial na formulação dos ciclos de negócios.

Os modelos tradicionais derivados da teoria neoclássica dos ciclos de negócios estão preocupados em avaliar o impacto dos choques de produtividade sobre as flutuações econômicas. Os autores que defendem a visão tradicional do RBC analisam os choques fiscais e monetários como paliativos e não fomentam as condições necessárias para o crescimento de longo prazo da economia e estabilidade da atividade econômica. Com isso, o progresso técnico é visto como o fator mais representativo para o crescimento do nível de emprego, do consumo, investimento e renda.

Portanto, a teoria dos ciclos reais de negócios discute a associação dos choques de produtividade para a análise da volatilidade dos ciclos econômicos. Diante deste fato, utiliza-se como *proxy* para os choques de produtividade, o resíduo de Solow como um dos fatores condicionantes para avaliar o impacto da instabilidade do sistema financeiro sobre a volatilidade macroeconômica.

3.2 INSTABILIDADE FINANCEIRA E POLÍTICAS MACROECONÔMICAS PARA MITIGAR A VOLATILIDADE DOS CICLOS DE NEGÓCIOS

Esta seção apresenta a definição de instabilidade financeira utilizada neste trabalho e os possíveis impactos de períodos de instabilidade na economia e políticas a serem implementadas, dadas a conjuntura econômica de cada país, para reduzir a volatilidade no ciclo de negócios.

Mishkin (2000) define a instabilidade financeira como choques no sistema financeiro que interferem nos fluxos de informação e dificultam a canalização dos fundos para projetos de investimento produtivo. Fricções no sistema financeiro tornam os problemas de informação mais aparentes e reduzem os financiamentos no mercado de crédito. Sem acesso aos recursos financeiros, as firmas cortam investimentos e gastos, resultando em contração da atividade econômica. Desse modo, fatores que contribuem para o crescimento da assimetria de informação no setor bancário contribuem para períodos de instabilidade financeira.

Mishkin (1998, 2000) propõe quatro fatores nos quais levam a aumentar a probabilidade de surgimento de instabilidades no sistema financeiro: a deterioração dos balanços das instituições financeiras; deterioração dos balanços das firmas devido às mudanças nos preços dos ativos; aumentos das taxas de juros; e aumento da incerteza. Estas quatro categorias serão discutidas nesta subseção para avaliarmos os possíveis fatores que causam instabilidade financeira e o processo de propagação da instabilidade financeiras sobre as economias desenvolvidas e emergentes. Assim como, as políticas de prevenção a instabilidade do sistema financeiro.

Os efeitos da piora das condições financeiras do setor bancário pode conduzir a pânico bancários (MISHKIN, 2000). Os problemas de assimetria de informação e as expectativas pessimistas de uma possível falência bancária podem espalhar na sociedade desconfiança sobre a robustez do sistema financeiro e levar a uma corrida para a retirada dos depósitos bancários. A fragilização do sistema financeiro provoca retração na economia por aumentar os custos de informação de quais bancos seriam menos propícios a falência. Com isso, os agentes perdem a capacidade de decisão sobre a qualidade do portfólio das instituições financeiras; retiram seus ativos financeiros do mercado, contraem o crédito, reduzem a liquidez e proporcionam ainda mais a probabilidade de falência dos bancos.

O primeiro fator que pode causar instabilidade financeira é a piora das condições contábeis do setor bancário. O balanço contábil tem um efeito importante sobre o mercado de crédito e a atividade econômica visto que a deterioração dos balanços do setor financeiro pode causar retração na oferta de crédito. As instituições podem recorrer à retração com o objetivo de reestabelecer o nível de capital ao reduzir os ativos ou, como medida de recompor o balanço, captar novo capital no mercado. Instituições financeiras

tem dificuldade de novos aportes de capital devido aos altos custos das taxas de juros de redesconto oferecidas pelo Banco Central como forma de penalizar estas ao recorrer à instituição máxima do sistema financeiro do país para reequilibrar suas contas. Desta forma, é mais comum que as instituições financeiras reduzam a oferta de empréstimos e, conseqüentemente, a atividade econômica.

O segundo fator refere-se às mudanças nos preços dos ativos. Mishkin (1998) afirma que a principal fonte de instabilidade financeira é proveniente da deterioração do valor das firmas devido à bruscas oscilações dos preços dos ativos. A mudança dos preços dos ativos interfere no patrimônio líquido das firmas e amplifica os problemas de sinalização de quais firmas têm menos risco de *default* em projetos de investimento (BERNANKE; GERTLER, 1995).

O penúltimo fator apresentado por Mishkin (1998, 2000) para conduzir o sistema financeiro para períodos de instabilidade é o aumento na taxa de juros. O racionamento de crédito proposto por Jaffe e Stiglitz (1990) consiste em dificultar o acesso ao crédito para projetos muito arriscados e que não maximizam o retorno do investimento. O aumento na taxa de juros propicia a instabilidade financeira, visto que bons projetos não estariam dispostos a pagar preços acima do retorno esperado do investimento. Além disso, a alta da taxa de juros aumenta o custo da dívida das firmas, reduz seu fluxo de caixa e prejudica o pagamento dos contratos (BERNANKE; GERTLER, 1995). Com isso, as instituições financeiras emprestariam um volume maior para projetos com risco de crédito ruins, aumentariam a assimetria de informação no mercado de crédito e reduziriam a oferta de empréstimos, os investimentos e a atividade da economia agregada.

O último fator destacado é o aumento das incertezas. Um sistema financeiro mais propenso a choques de incerteza torna mais difícil para as instituições financeiras filtrarem os bons projetos de investimento. A incerteza promove menor capacidade de resolver os problemas de assimetria de informação, reduzem o tamanho do mercado de crédito e da atividade real da economia.

A literatura tem discutido os efeitos da incerteza sobre a atividade econômica. O aumento da incerteza pode ser uma resposta ao baixo crescimento da economia devido a períodos ruins de incentivo a comportamento de risco (BACHMANN; MOSCARINI, 2011 *apud*

LUDVIGSON; MA; NG, 2015); informação assimétrica em relação a resultados futuros da economia (VAN NIEUWERBURGH; VELDKAMP, 2006 *apud* LUDVIGSON; MA; NG, 2015); ou incerteza sobre novas políticas econômicas (PASTOR; VERONESI, 2013 *apud* LUDVIGSON; MA; NG, 2015). Os estudos pressupõem que a incerteza causa efeitos sobre as flutuações financeiras e nos agregados macroeconômicos (GILCHRIST; SIM; ZAKRAJSEK, 2014). Desse modo, períodos de incerteza estão associados à instabilidade do setor financeiro.

Algumas políticas podem ser adotadas para reduzir a instabilidade financeira. Mishkin (2000) sinaliza a política microeconômica de regulação bancária e políticas macroeconômicas para evitar fricções no sistema financeiro. As políticas sugeridas e os benefícios na aplicação destas pelos tomadores de decisão do governo serão discutidas a seguir.

A política microeconômica tem como objetivo alterar os incentivos das decisões econômicas dos agentes. A regulação do setor bancário pode reduzir os riscos excessivos nos quais as instituições financeiras aplicam seus ativos a fim de aumentar o retorno das aplicações financeiras. Mishkin (2000) afirma que o órgão regulador tem de ter recursos e autoridade adequados para impor a supervisão; adotar medidas corretivas imediatas; ser independente e apresentar um sistema jurídico que consiga promover o funcionamento eficaz do sistema financeiro. Com isso, ao aplicar estas medidas seria uma estratégia para promover a recuperação da economia a períodos de instabilidade financeira.

A discussão das possíveis medidas macroeconômicas para reduzir o surgimento de períodos de instabilidade financeira se diferencia entre os países devido às características da estrutura econômica e do sistema financeiro no qual está inserido o país. Mishkin (2000) afirma que geralmente, em países desenvolvidos, os contratos da dívida de longo prazo são denominados em moeda nacional. Enquanto que, em países em desenvolvimento, estes contratos usualmente são de curto prazo e, em alguns casos, lastreados em moeda estrangeira. O autor ratifica que políticas adequadas em países industrializados podem causar sérios problemas para a econômica de países emergentes. Desse modo, políticas macroeconômicas adversas tem de ser implementadas a depender do cenário macroeconômico para promover recuperação da instabilidade financeira.

Um dos fatores mais importantes no processo de propagação da instabilidade financeira são a deterioração dos balanços do setor bancário e das firmas. Países desenvolvidos apresentam estrutura institucional do mercado de dívidas de longo prazo. Portanto, em períodos de instabilidade financeira, os condutores de política poderiam utilizar a expansão monetária para injetar liquidez no sistema financeiro. A política monetária expansionista via operações no mercado aberto de ativos ou no mercado de crédito conduziriam no aumento da oferta de empréstimos e dos preços dos ativos⁴. Desta forma, proporcionariam crescimento patrimônio líquido e redução dos problemas de assimetria de informação no mercado financeiro (BERNANKE; GERTLER; GILCHRIST 1999; MISHKIN, 1997, 2000, 2001).

Além da utilização do mecanismo de política monetária para reduzir a instabilidade, é possível promover a recuperação de uma crise financeira através do auxílio do Banco Central. Mishkin (2000) afirma que o Banco Central pode ser acionado como papel de prestador de último recurso durante a crise. O objetivo deste método é impedir que as flutuações financeiras cresçam em grande escala para instituições financeiras que estejam sofrendo problemas de liquidez. O Banco Central pode ser capaz de reduzir a propagação da crise por fornecer liquidez ao sistema e manter estabilizado o nível de empréstimos na economia. Desse modo, reduz as oscilações do mercado de crédito e dos agregados macroeconômicos.

Outra alternativa a política monetária e a taxa de redesconto do Banco Central é via política fiscal expansionista. Os *policymakers* podem promover redução da instabilidade financeira através de estímulos à demanda agregada. O Estado, fornecendo condições fiscais que propiciem o crescimento da demanda, possibilita a recuperação dos balanços das firmas e torna mais fácil a venda das mercadorias e maior probabilidade de pagamentos dos financiamentos bancários (MISHKIN, 2000).

A melhora do fluxo de caixa das firmas melhora o balanço do setor bancário e favorece no combate a períodos de volatilidade macroeconômica. Entretanto, a condução de medidas de política fiscal apresenta algumas desvantagens: a política fiscal traz aumento da dívida do governo; é difícil de ser implementada em um curto período de tempo; e a

⁴ Os instrumentos de política monetária serão aprofundados ao longo deste capítulo.

política monetária tem efeitos mais rápidos e diretos sobre o nível de preços e expectativas de inflação. Com isso, a política fiscal mesmo sendo uma alternativa aos choques monetários, é menos precisa e rápida quanto aos ajustes praticados pelo Banco Central.

Os aspectos institucionais divergem quando se observa a estrutura financeira de países em desenvolvimento. O Banco Central tem dificuldades em promover uma rápida redução das oscilações financeiras. Países em desenvolvimento, como é o caso do Brasil, têm contratos de curta duração devido à alta variação das taxas de inflação e de juros. Mishkin (2000) afirma que a condução de uma política monetária expansionista para reaver liquidez no sistema financeiro traz a possibilidade de severa alta da taxa de inflação.

A fricção monetária pode causar desvalorização da moeda local e deterioração do patrimônio líquido das firmas do país, visto que grande parte dos contratos da dívida são de curto prazo e denominadas em moeda estrangeira. Desse modo, a política monetária expansionista em países em desenvolvimento provocaria aumento do endividamento e redução valor dos ativos das firmas.

O aumento das expectativas de inflação e da taxa de juros sinalizam que as instituições financeiras necessitam de maior proteção para financiar os projetos de investimento. O aumento da taxa de juros provoca aumento da dívida e declínio dos fluxos de caixa dos agentes econômicos. A deterioração dos balanços destes agentes resulta em retração no mercado de crédito devido ao aumento dos problemas de seleção adversa e risco moral. Com isso, a política monetária expansionista em economias em desenvolvimento retrai o patrimônio das famílias, firmas e instituições financeiras. A sugestão de Mishkin (2000) é promover retração da política monetária a fim de reduzir a inflação e restaurar a confiança na moeda nacional. Além disso, recorrer ao financiamento externo para reaver a liquidez diante de crise financeira.

A instabilidade financeira causa distintos impactos a depender do estágio de desenvolvimento econômico do país. Economias desenvolvidas e com sistemas financeiros mais robustos tem melhores mecanismos e instrumentos de política econômica para reduzir a volatilidade dos ciclos econômicos. Desse modo, a importância do estudo de instrumentos fiscais e monetários, como por exemplo avaliar a proporção de gastos do governo em relação ao produto agregado, os níveis de inflação e taxa de juros,

como maneiras de mensurar os impactos que medidas econômicas auferem sobre a volatilidade dos ciclos de negócios.

Portanto, é possível sugerir que a instabilidade do sistema financeiro é inerente a economia, assim como as flutuações dos agregados macroeconômicos. As fricções financeiras podem ser nocivas para o bom funcionamento do fluxo de recursos entre as instituições financeiras e agentes ávidos a crédito devido ao aumento dos problemas de assimetria de informação no sistema financeiro. A instabilidade apareceria como um fator que traz efeitos negativos sobre a atividade real da economia por deteriorar os mecanismos de troca do mercado financeiro ajudam a canalizar os recursos financeiros para o investimento produtivo, o consumo das famílias e para a atividade econômica.

Com isso, a importância de verificar as condições e características do sistema financeiro através da análise do volume de financiamento concedidos aos setores econômicos como instrumento de mensuração de profundidade e robustez do setor bancário. Na próxima seção deste capítulo serão discutidas a hipótese de instabilidade financeira de Minsky e a importância do sistema financeiro para facilitar a dinâmica econômica e reduzir os custos de informação.

3.3 AVERSÃO AO RISCO, IRRACIONALIDADE E INSTABILIDADE FINANCEIRA

Nesta seção, analisa-se a discussão sobre a aversão ao risco e irracionalidade dos agentes econômicos durante períodos de instabilidade financeira. A seção está dividida em duas subseções. A primeira subseção apresenta a hipótese de instabilidade financeira de Minsky e as consequências da menor aversão ao risco e da não concretização das expectativas dos agentes econômicos para aumentar a volatilidade dos ciclos de negócios. A segunda subseção avalia o processo de surgimento de bolha de ativos financeiros e impactos sobre a instabilidade financeira e a volatilidade dos ciclos econômicos.

3.3.1 Hipótese de instabilidade financeira e volatilidade dos ciclos econômicos

O sistema financeiro é caracterizado por realizar transações de financiamento com base em combinações de ações de capitais e de dívidas. O objetivo esperado ao financiar uma

empresa é que esta tenha a capacidade de produzir fluxos de caixa futuros que consigam honrar as despesas financeiras. Desse modo, agentes que estão envolvidos nesta situação, implicam na necessidade de refinanciamento do principal e/ou os juros da dívida estão mais vulneráveis à volatilidade do mercado financeiro.

Minsky (1992) acredita que a instabilidade financeira é endógena ao ciclo de negócios. Em períodos de estabilidade e com expectativas positivas sobre o futuro, os agentes recorrem a ativos de maior risco e reduzem a aversão ao risco. As instituições financeiras aumentam a oferta de crédito e os prazos de financiamento com o intuito de obterem mais lucro. Como resultado, os agentes aumentam seus investimentos e consumo e dinamizam a atividade econômica.

Minsky (1986) afirma que, para compreender a instabilidade dos ciclos de negócios, é preciso analisar os compromissos financeiros através dos fluxos de caixa dos agentes. Fluxos de caixa das firmas têm como base o pagamento de salários e de bens de produção intermediários e finais. Com isso, os agentes econômicos podem ser classificados em três distintas situações. Cada uma dessas situações retrata o comportamento financeiro de cada agente durante o ciclo de negócios.

A hipótese de instabilidade financeira construída por Minsky (1992) afirma que as concretizações dos resultados esperados pelos projetos de investimento provocam ainda mais expectativas positivas em relação ao futuro. Com isso, as firmas buscam contratos financeiros cada vez mais arriscados para conceber investimentos menos avessos ao risco e de maior retorno. Entretanto, ao longo de tempo que estes projetos podem não realizar as expectativas expostas, estas firmas vão perdendo a capacidade de arcar com seus débitos e as instituições retraem a oferta de crédito. Desse modo, os agentes percorrem a transição de total controle financeiro, considerado pelo estágio *Hedge*, para estágio especulativo e em último caso, o *Ponzi*.

A situação *Hedge* refere-se às situações em que o fluxo de caixa excede em todos os períodos o pagamento do passivo. No especulativo, o fluxo de caixa excede ao total do pagamento de dívidas, sendo que no curto prazo pode ser inferior ao total do passivo e com isso, é necessário refinarçar alguns empréstimos. No estágio *Ponzi* (classificado como de alto risco de não pagamento), as firmas não têm capacidade de honrar seus

compromissos em todo o período e têm a necessidade de refinar o principal e os juros da dívida. Quanto maior a quantidade de firmas na situação *Ponzi*, maior será a instabilidade financeira da economia. Desse modo, com as expectativas dos agentes em relação aos lucros revertendo-se, as firmas com posturas *Especulativa* e *Ponzi* entram em falência e criam pessimismo generalizado na economia, fazendo com que o período de expansão do ciclo econômico pare e a economia entre em recessão.

Nas situações *especulativo* e *Ponzi*, os fluxos de caixa podem ser maiores do que as receitas dos rendimentos esperados. Com isso, agentes que rolam as suas dívidas precisam se inserir no mercado financeiro em operações de carteira de venda de ativos para cumprir os compromissos de pagamento. Agentes em situações *Hedge* podem se envolver em transações de carteira para adquirir ativos no mercado financeiro como estratégia de negócio e não necessariamente como ajuda financeira. Desse modo, na visão de Minsky (1986), os fluxos de caixa e os pagamentos de carteira determinam a sustentabilidade do sistema financeiro de uma economia.

As mudanças nas taxas de juros e o contínuo processo de refinanciamento de suas posições podem aumentar o custo da dívida e com isso piorar a situação do fluxo de caixa. Minsky (1986) afirma que a robustez ou fragilidade do sistema financeiro depende do tamanho que cada estágio (*Hedge*, *Especulativo* e *Ponzi*) está inserido na economia. Períodos com uma maior parcela dos agentes econômicos localizados em uma situação *Hedge* favorecem o crescimento da economia e aumento das expectativas dos fluxos de caixa futuros. Entretanto, é importante enfatizar que o aumento das expectativas reduz a aversão ao risco e eleva os compromissos financeiros dos agentes econômicos. A transição da total capacidade de pagamentos de seus fluxos de caixa para situações nas quais amplia-se a vulnerabilidade destes agentes à choques nas taxas de juros propiciam períodos de volatilidade macroeconômica. Portanto, o aumento nas taxas de juros pode acarretar em aumento dos compromissos de fluxo de caixa, sem concretizar as receitas esperadas.

Os ciclos de negócios oscilam entre estruturas financeiras robustas e frágeis. Em períodos de instabilidade financeira requer uma estrutura financeira frágil. Minsky (1986; 1992) apresentam que um sistema financeiro dominado por finanças *Hedge* podem propiciar o surgimento de arranjos especulativos devido a expectativas desacerbadas sobre o futuro.

A introdução de ações especulativas aumenta a demanda por ativos financeiros e o preço dos ativos nos quais conduzem a ganhos de capital. Entretanto, ganhos de capital propiciam um ambiente favorável para finanças do tipo especulativas e *Ponzi*. Para o autor, as novas oportunidades de lucro na economia acarretam em uma transição de uma estrutura financeira robusta para uma situação de instabilidade financeira. Portanto, esta transição ocorre de forma endógena. Quanto maior a participação de finanças especulativas e *Ponzi* na economia, maior será a fragilidade financeira devido à dificuldade no pagamento das dívidas e menor estabilidade da economia causada pela redução da produção e dos lucros.

Portanto, quanto maior a quantidade de agentes econômicos menos avessos ao risco e com expectativas exageradas sobre a geração de receita futura, maior será a probabilidade de períodos de fragilidade do sistema financeiro, visto que os fluxos de caixa em situação *Hedge* e *Ponzi* possivelmente serão a grande parcela do total de características do sistema financeiro. Sendo o objetivo deste trabalho avaliar a relação entre a instabilidade financeira e a volatilidade do produto agregado, consumo das famílias e do investimento. A hipótese de instabilidade financeira de Minsky ajuda a compreender as flutuações dos ciclos econômicos diante o processo de redução da aversão ao risco e aumento de contratos financeiros especulativos. O processo de reaver lucros cada vez maiores deteriora as condições do sistema financeiro em mitigar projetos de investimento mais arrojados e, com isso, possibilita o surgimento de períodos de instabilidade financeira, nos quais afetam a atividade econômica. Na próxima subseção se discute a relação entre crise financeira e o surgimento de bolha de ativos.

3.3.2 Instabilidade financeira, volatilidade dos ciclos de negócios e bolha de ativos

As crises são períodos de grande instabilidade financeira, deterioração das expectativas dos agentes e das condições financeiras das firmas, redução da oferta de crédito e retração da atividade econômica. Mishkin (2011) afirma que as crises financeiras são seguidas de um crescimento muito lento e de deterioração rápida das contas do governo. A utilização de política monetária não convencional para reaquecer a economia pode dificultar a capacidade do Banco Central em gerir a economia no futuro.

Choques monetários não convencionais para manter a estabilidade da economia e as expectativas podem acarretar em problemas de credibilidade e o não compromisso de âncora nominal forte. Lucas (1972, 1973, 1976) afirma que os agentes usam todas as informações disponíveis no mercado para produzir suas expectativas futuras e otimizar seus comportamentos. Portanto, a maioria dos Bancos Centrais tomam suas decisões derivadas da teoria econômica e da análise empírica para avaliar os impactos da condução da política monetária nos ciclos econômicos.

Mishkin (2010) afirma que os condutores da política monetária precisam evitar as flutuações inesperadas do nível de preços para mitigar a bruscas flutuações no consumo e nos investimentos na economia. Entretanto, alguns economistas criticam a atuação da autoridade monetária para conter o surgimento de bolhas de preços de ativos. Os atritos financeiros desempenham um papel importante canal de transmissão para conter flutuações nos ciclos de negócios. Mishkin (2010) afirma que existem dois tipos de bolhas de ativos que provocam instabilidade financeira e não necessariamente afetem o ciclo de negócios.

O primeiro tipo de bolha refere-se à bolha desenvolvida através do crédito. O *boom* de crédito causa distorções das expectativas dos agentes sobre a atividade economia e no mercado financeiro. Expectativas elevadas aumenta a demanda e o preço dos ativos, o número de empréstimos e fomentando ainda mais a busca por ativos financeiros. Este movimento pode causar o surgimento de uma bolha de crédito e causar uma menor aversão ao risco nos agentes. Desse modo, credores estariam menos preocupados com a capacidade de pagamento e mutuários com previsão de maior valorização dos ativos para proteger-se das perdas.

O processo de *boom* do crédito ao longo do tempo fará com que em algum momento haja uma inversão das realizações das receitas, das expectativas e, conseqüentemente, o colapso do preço dos ativos. A inversão do ciclo econômico traz como conseqüências o aumento da assimetria de informação, a redução das concessões de crédito e dos preços dos ativos. Desse modo, os balanços patrimoniais e fluxos de caixa das instituições financeiras retraem e comprometem ainda mais a oferta de crédito, os projetos de investimento, o consumo das famílias e a atividade econômica (BERNANKE, GERTLER, 1995, 1999; MISHKIN, 2001).

O segundo tipo de bolha é derivado exclusivamente dos preços dos ativos. Este tipo de bolha financeira desenvolve-se através das expectativas otimistas dos agentes e dificilmente provoca distorções no mercado de crédito e reduções no balanço patrimonial das instituições financeiras. As flutuações dos preços no sistema financeiro são comuns e reagem às condições intrínsecas à estrutura deste mercado. Os preços dos ativos são quantificados através das informações contábeis e da estratégia de longo prazo da firma. Estas informações afetam as expectativas dos agentes sobre a qualidade e saúde da firma. A sinalização de prejuízos, aumento do endividamento e tomada de decisões erradas pela diretoria têm efeito negativo sobre o preço desta firma, mas dificilmente afetam o restante dos ativos da economia. Portanto, Mishkin (2010) afirma que as flutuações dos preços no mercado financeiro são comuns, as depreciações dos preços acontecem em nichos específicos do mercado e são menos perigosas para a atividade econômica.

White (2009) e Mishkin (2010) afirmam que é muito mais fácil de identificar a bolha de crédito do que é para identificar as bolhas de preços de ativos. Estudos comprovam que o aumento da bolha de preços dos ativos, assim como *booms* de crédito e de investimento trazem consequências graves para a economia⁵. Além disso, a incerteza do tamanho da bolha de ativos é um fator importante na análise do impacto desta bolha sobre a instabilidade financeira e volatilidade dos ciclos de negócios.

Greenspan (2004), Bernanke (2002, 2004), Kohn (2004) e Ferguson (2005) argumentam que a visão da maioria dos Bancos Centrais é de que a política monetária não tem como lidar com uma bolha de ativos. A atuação da autoridade monetária ao colocar como alvo os preços dos ativos afeta a credibilidade em manter a estabilidade do ciclo de negócios através dos efeitos das taxas de juros de curto prazo. Desse modo, alterando as condições de crédito, investimento e consumo e, por consequência, os preços dos ativos.

Segundo Greenspan (2004), o Banco Central não deve intervir se os preços dos ativos aumentam ou diminuem de forma gradual e lenta. A intervenção é necessária quando os preços dos ativos caem rapidamente visto que a queda abrupta pode provocar períodos de redução da liquidez e instabilidade no mercado financeiro. Instabilidade e iliquidez nos

⁵ IMF, 2000, 2003; Bordo e Jeanne, 2002; Borio e Lowe, 2002; Bordo, 2003; Helbling e Bayoumi, 2003.

mercados provocam problemas de assimetria de informação (seleção adversa e risco moral) e corroboram para aumentar a volatilidade dos ciclos econômicos⁶. Desse modo, a ação assimétrica do Banco Central em não intervir em momentos de aumento gradual do preço dos ativos deve-se à incerteza da formação da bolha e as consequências dos efeitos no ciclo econômico.

Desse modo, uma possível variável para avaliar o surgimento de bolha de ativos financeiros é através da diferença entre a taxa de crescimento do mercado de ações e do produto interno bruto. Sistemas financeiros caracterizados por altos *gaps* entre estas duas variáveis podem sinalizar a presença de bolha de ativos e futuros períodos de instabilidade financeira, problemas de iliquidez no mercado financeiro e impactos sobre a atividade econômica. Com isso, esta variável seria importante para verificar fricções no sistema financeiro e na volatilidade dos ciclos de negócios. Na próxima seção será apresentada os possíveis instrumentos utilizados para ampliar o efeito de choques monetários na atividade econômica e na redução de problemas de assimetria de informação no sistema financeiro.

3.4 VOLATILIDADE DOS CICLOS DE NEGÓCIOS E PROPAGAÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

Esta seção tem como objetivo discutir a importância do processo de propagação da política monetária para reduzir a volatilidade dos ciclos de negócios. Desse modo, a seção será dividida em duas partes. A primeira parte corrobora com o debate sobre a visão do “acelerador financeiro” como instrumento de ampliação dos efeitos da política monetária na atividade econômica e sinaliza os problemas de assimetria de informação no sistema financeiro. A segunda subseção apresenta os canais de transmissão de política monetária para fomentar o crescimento da atividade econômica, facilitar o acesso ao crédito e mitigar o risco das operações no mercado financeiro.

⁶ Stiglitz, 1989; Stiglitz e Weiss, 1981, 1988; Jaffe e Stiglitz, 1990; Greenwald e Stiglitz, 1993.

3.4.1 “Acelerador financeiro” e problemas de assimetria de informação no mercado de crédito

O mercado financeiro proporciona maior fluxo de empréstimos, reduz os custos de transação e diminui a assimetria de informação do mercado de crédito. Estes fatores ajudam a canalizar os recursos financeiros para o investimento produtivo, o consumo das famílias e estimular a atividade econômica. O Banco Central, através dos instrumentos de política monetária, tem como objetivo principal a estabilidade dos preços para manter a economia em uma tendência de crescimento a fim de minimizar as flutuações do produto durante os ciclos de negócios (FISHER, 1993; ENGLISH, 1996; FELDSTEIN, 1997). Desse modo, quanto menor a instabilidade do sistema financeiro e do nível de preços, menores serão as flutuações do produto agregado diante da curva de tendência do crescimento econômico.

Bernanke, Gertler e Gilchrist (1996) atribuem aos mercados de crédito o fator de propagar e ampliar os choques na economia. O artigo seminal traz o conceito do “acelerador financeiro”. A visão do acelerador financeiro condiz como um processo de desenvolvimento endógeno da estrutura financeira na qual pequenas variações nos preços dos ativos podem provocar efeitos significativos na economia real. Gerlter (1988) afirma que as condições do mercado de crédito têm efeitos reais na economia. A deterioração do mercado de crédito através do aumento da assimetria de informações entre os agentes econômicos provoca um aumento dos encargos da dívida, retração do preço dos ativos e possível falência de instituições financeiras. Desse modo, os distúrbios oriundos da instabilidade do sistema financeiro são importantes fatores de propagação das flutuações no ciclo de negócios.

O “acelerador financeiro” proposto propõe a visão que pequenas fricções no mercado de crédito amplificam choques nominais e reais na economia. Para entender o mecanismo do “acelerador financeiro” é preciso analisar a ligação entre o prêmio de financiamento e o patrimônio líquido dos agentes econômicos. Choques em mercados de crédito caracterizados pela existência de assimetria de informação implicam em uma relação inversa entre o risco de financiar e o nível de riqueza dos mutuários. Em projetos de investimento nos quais os tomadores de crédito não apresentam boas garantias para o seu financiamento isto dificulta a realização da operação de crédito devido a presença da

assimetria de informação sobre o retorno do investimento (BERNANKE, GERTLER, GILCHRIST, 1999). Com isso, surgem custos para mitigar o risco da operação que devem ser compensados com um prêmio maior às instituições financeiras. Portanto, considerando que o patrimônio líquido dos agentes procíclico e o prêmio de financiamento anticíclico, as flutuações no mercado de crédito resultariam em choques nos investimentos, no consumo e na produção, ou seja, afetariam a atividade real da economia.

Mutuários com elevado patrimônio líquido estão menos suscetíveis à falência, visto que dependem menos do financiamento externo. Portanto, menor prêmio de financiamento. Entretanto, firmas com menos recursos próprios apresentam dificuldades em períodos de instabilidade financeira. Bernanke e Gertler (1995) afirmam que quanto maior a exposição das firmas ao financiamento externo, maior será a propagação sobre os fluxos de caixa e nível de riqueza. A ação do Banco Central em conduzir uma política monetária expansionista, com a redução da taxa de juros, estimula a demanda por financiamento; aumenta o investimento resulta em aumento do preço dos ativos e do patrimônio líquido dos agentes. Além disso, estimula ainda mais a redução do prêmio de financiamento e, conseqüentemente, o aumento dos agregados macroeconômicos. Dessa forma, a visão dinâmica do “acelerador financeiro” retrata o impacto do efeito multiplicador da política monetária sobre a atividade real da economia.

Bernanke e Gertler (1995) argumentam que a análise dos efeitos do mercado de crédito pode explicar a resposta da economia aos choques de política monetária. As medidas desta política podem permanecer ao longo do tempo, mesmo depois que a taxa de juros voltarem ao patamar de equilíbrio. Os pequenos ajustes da política monetária é um fator importante das flutuações no ciclo de negócios. A construção do modelo destes autores ratifica que os choques de política monetária são amplificados e propagados devido ao efeito nos fluxos de caixa dos tomadores de crédito. Bernanke, Gertler e Gilchrist (1999) cita como exemplo, um choque negativo sobre a produtividade, que reduz o fluxo de caixa e a capacidade das firmas em financiar projetos de investimento. O choque adverso na produtividade afeta o investimento de firmas mais expostas ao sistema financeiro. Desse modo, reduz o investimento, a atividade econômica e os fluxos de caixa das firmas, além de ampliar os efeitos do choque inicial.

Os choques no sistema financeiro aumentam a assimetria de informação, dificulta o fluxo de empréstimos e causam instabilidade financeira. A deterioração dos mecanismos de troca do mercado financeiro reduz a canalização de recursos financeiros para o investimento produtivo e os gastos das famílias e, portanto, afetam a atividade econômica (MISHKIN, 1997). Desse modo, as fricções financeiras têm papel importante sobre a volatilidade do ciclo econômico.

Bernanke, Gertler e Gilchrist (1999) ratificam a importância da abordagem da assimetria de informação no mercado de crédito. As assimetrias de informação são um importante fator para compreender a relação desempenhada entre as instituições financeiras e os tomadores de crédito. Os emprestadores, com o intuito de mitigar o risco do financiamento e de *default* de projetos maus sucedidos, preferem aplicar em contratos financeiros seguros, como os títulos do governo americano, a fim de reduzir os problemas de seleção adversa e risco moral no mercado de crédito e os custos de informação. Os autores afirmam que em períodos de instabilidade financeira, uma característica comum no mercado de crédito é a propensão ao aumento da assimetria de informação e dos custos de agência em selecionar projetos que tragam o retorno esperado pelas instituições financeiras. Desse modo, a assimetria de informação pode gerar efeitos reais na atividade econômica.

Stiglitz (1987) e Stiglitz e Weiss (1981) propõem a análise da atuação do mercado de crédito sobre a atividade econômica pela ótica do preço de equilíbrio da taxa de juros sobre o retorno do financiamento. Stiglitz (1987) afirma que a qualidade depende do preço que os mutuários estão dispostos a pagar no mercado de crédito. As taxas de juros neste mercado são caracterizadas por não apresentarem a dicotomia da teoria econômica padrão de equilíbrio. Desse modo, as instituições financeiras não simplesmente tomam a taxa de juros dada no mercado financeiro.

O mercado de crédito envolve credores e tomadores de crédito que trocam uma promessa de pagamento no futuro do empréstimo concedido. Jaffe e Stiglitz (1990) afirmam que a necessidade de crédito tem origem na alocação mais eficiente dos recursos da economia. Um indivíduo que detém um volume de recursos financeiros não necessariamente é o mais eficiente em utilizar estes ativos. Com isso, este transfere os recursos para instituições financeiras, com a promessa de retorno sobre os ativos financeiros

depositados na instituição. Entretanto, a alocação destes recursos pode ter dificuldades de capturar os melhores tomadores de crédito.

A estrutura do mercado de crédito não funciona como a maioria dos mercados da economia. A taxa de juros de mercado não necessariamente será aquela que iguala a oferta e demanda por crédito. A demanda por crédito em excesso pode exceder a taxa de juros de mercado. Neste cenário, a taxa de juros indica apenas o quanto o agente econômico promete pagar e não a realização do pagamento do financiamento. A assimetria de informação do mercado de crédito surge devido à incerteza que os credores têm sobre o retorno esperado do projeto financiado. Em resposta a incerteza, os credores podem utilizar o mecanismo de racionamento de crédito para mitigar o risco de não cumprimento da operação de crédito. Com isso, as diferenças de informação entre as instituições financeiras e o tomador de crédito sobre os reembolsos prometidos são resultado da incerteza do risco do projeto e o racionamento de crédito é proporcional ao grau de aversão ao risco das instituições financeiras.

Jaffe e Stiglitz (1990) definem o racionamento de crédito como uma situação na qual existe um excesso de demanda por crédito e a taxa de juros que maximiza o retorno dos projetos de investimento financiados pelas instituições financeiras está abaixo do equilíbrio do mercado tradicional walrasiano. A presença de informação imperfeita sobre os mutuários é o argumento para a presença de racionamento de crédito. Portanto, o aumento das taxas de juros do mercado de crédito não resulta em maiores retornos, visto que a probabilidade de inadimplência pode aumentar.

Stiglitz e Weiss (1981) analisam o sistema financeiro através do pressuposto de que as instituições financeiras buscam capturar os projetos menos susceptíveis à risco de *default* ao estabelecer um preço que maximize o retorno esperado do empréstimo. Desta forma, ao suporem que agentes econômicos com projetos de maior risco estão menos preocupados com o preço do financiamento, defendem que o aumento da taxa de juros dos bancos provoca uma redução da qualidade dos mutuários, pois os projetos mais seguros e com menor risco de *default* não seriam viáveis com a cobrança de uma taxa acima do retorno dos seus investimentos. Com isso, existe uma maior probabilidade de não pagamento dos empréstimos destes projetos que aceitam taxa de juros elevadas e, conseqüentemente, o retorno esperado de um empréstimo pode reduzir.

Na visão de Jaffe e Stiglitz (1990) existem dois mecanismos mais utilizados para restringir a probabilidade de inadimplência. O primeiro refere-se às garantias. Eles afirmam que as garantias são um instrumento importante para mitigar o risco. As garantias consistem em ativos que garantem uma parte do reembolso da concessão de crédito. Entretanto, os autores ponderam que mesmo o agente econômico apresentando altas garantias, a taxa de juros não chega a ser próxima a contratos livre de risco. O segundo mecanismo é a classificação do mutuário ao avaliar o risco do projeto. Ao classificar o risco da operação de crédito, os intermediários financeiros determinam a taxa de juros cobrada e a eficiência da alocação do recurso na economia. Stiglitz e Weiss (1981) e Jaffe e Stiglitz (1990) afirmam que a concorrência entre os credores provoca melhor classificação do risco dos mutuários. Com isso, reduzem a proporção do racionamento de crédito.

A perspectiva de seleção adversa no mercado de capitais é defendida por Stiglitz e Weiss (1981) e Stiglitz (1987) para estabelecer a taxa de juros de equilíbrio do mercado de crédito. O fato de que agentes econômicos estão dispostos a se endividar a taxa de juros maiores do que a média do sistema financeiro transmite informações importantes sobre o seu comportamento em relação ao risco. Agentes econômicos com menor aversão ao risco estão menos preocupados com taxa de juros e sinalizam uma maior probabilidade de não pagamento dos financiamentos. Stiglitz e Weiss (1981) formalizam que projetos mais arriscados registram menor retorno para os bancos e que taxa de juros mais elevadas ratificam que projetos mais seguros não irão se comprometer, mas o mais arriscado sim. A taxa de juros cobrada é um efeito da seleção adversa devido à assimetria de informação existente no mercado de crédito. Desse modo, a seleção adversa pode superar o aumento da taxa de juros devido à perda de qualidade.

Stiglitz e Weiss (1981), Stiglitz (1987) e Greenwald e Stiglitz (1993) afirmam que ao maximizar o retorno em função de uma determinada taxa de juros, as instituições financeiras não irão cobrar taxa de juros maiores mesmo em situações de excesso de demanda. Jaffe e Stiglitz (1990) ratificam que o equilíbrio do mercado de crédito é caracterizado por racionamento sempre que existe uma taxa de juros menor do que ao equilíbrio walrasiano. Desse modo, o racionamento de crédito do setor bancário apresenta os efeitos do problema de seleção adversa e risco moral no mercado financeiro.

O aumento da taxa de juros provoca redução dos empréstimos para os mutuários mais seguros visto que os tomadores de crédito que aceitam pagar este preço não se importam com a promessa de pagamento futura da operação. Taxa de juros elevadas proporcionam aumento de empreendimentos mais arriscados. Stiglitz e Weiss (1981) sinalizam que o efeito adverso de incentivo do aumento dos juros acarreta em um comportamento dos agentes menos avesso ao risco dado que é preciso de maiores retornos para compensar o empréstimo em elevadas taxas de juros. Desse modo, os mutuários mais avessos ao risco param de demandar crédito e o retorno para os credores reduz.

Bernanke e Lown (1991) retificam a visão de Stiglitz e Weiss (1981) sobre a taxa de juros. O mercado de crédito não depende apenas do produto marginal do retorno líquido do investimento, mas também dos custos de intermediação financeira. Com isso, a demanda de crédito depende da avidez ao risco das instituições financeiras em realizar operações de crédito mais arriscadas e da consciência de que existem outras formas de financiamento que são substitutos imperfeitos para os empréstimos. Desse modo, os autores apresentam que em períodos de crise não necessariamente existem elementos de racionamento de crédito ou corte de grupos de crédito.

Por fim, a estrutura do mercado de crédito aparenta como característica a assimetria de informação e substituição imperfeita por ativos financeiros. Bernanke e Lown (1991) analisam o impacto do racionamento de crédito e os efeitos diretos sobre as instituições financeiras e efeitos indiretos sobre os ciclos econômicos. Os resultados encontrados sugerem que os empréstimos bancários são imperfeitos e existe um custo de transição para outros tipos de financiamento dos projetos de investimento.

Ao verificar os efeitos da redução da oferta de crédito sobre a atividade econômica observa-se que o grau de redução da concessão de crédito aumenta o custo do financiamento proporcionando redução do acesso ao crédito para projetos de investimento. Menos projetos de investimentos retraem a produção e o emprego. Desse modo, as instituições financeiras ao promover ações de mitigar o risco das operações de crédito através do racionamento de crédito e do custo de intermediação financeira, amplificam os efeitos sobre os agregados macroeconômicos.

Bons instrumentos para verificar problemas de assimetria de informação e a probabilidade do surgimento de períodos de instabilidade financeira são o *spread* bancário e a razão do volume total de empréstimos em relação ao PIB. O *spread* bancário é um importante instrumento para verificar os custos de agenciamento das instituições financeiras e o volume de operações de crédito sinalizam a dinâmica do mercado de crédito da economia. Agentes menos preocupados com a taxa de juros vigente proporcionam projetos de investimentos com altos retornos. Entretanto, mais suscetíveis ao risco de *default*. Desse modo, o aumento do prêmio de risco pode sinalizar uma possível deterioração das condições do sistema financeiro, visto que aumentam a possibilidade de redução do fluxo de recursos financeiros, aumento dos custos de informação e retração do investimentos e consumo das famílias. Na próxima subseção apresenta uma breve discussão sobre os possíveis instrumentos de política monetária que podem ser utilizados pelos condutores de política para reduzir a volatilidade dos ciclos econômicos.

3.4.2 Canais de transmissão da política monetária

A autoridade monetária apresenta-se como um importante instrumento para dinamizar e manter o crescimento da economia. Os mecanismos de transmissão de política monetária através dos canais de transmissão: canal tradicional da taxa de juros e dos canais de crédito estimulam a atividade econômica e reduzem a probabilidade de instabilidade financeira e volatilidade dos ciclos econômicos. O artigo seminal de Mishkin (1976) retrata o comportamento da política monetária sobre o consumo de bens duráveis através dos efeitos da taxa de juros e do ativo líquido dos agentes.

A contribuição do trabalho de Mishkin (1976) deve-se ao fato de construir o início do debate da literatura econômica sobre a participação dos mecanismos de política monetária sobre a atividade real da economia. Os resultados encontrados pelo autor aferem que a política monetária afeta as taxas de juros, os preços dos ativos e o custo de financiamento de novos projetos de investimento. Ou seja, irá repercutir sobre os ativos líquidos dos agentes e no consumo de bens duráveis; no mercado de ações e de títulos das firmas; e na concessão de empréstimos no mercado de crédito. Desse modo, a transmissão de política monetária afeta nas decisões de consumo e investimento da economia e cumpre um papel importante em mitigar volatilidade dos ciclos econômicos.

Para iniciar o debate sobre a importância dos mecanismos de transmissão de política monetária apresenta-se o canal de transmissão tradicional da síntese neoclássica via taxa de juros e a visão dos canais do crédito. Após será discutido a relevância dos canais de transmissão de política monetária nas flutuações dos ciclos de negócios.

Taylor (1995) afirma que o mecanismo tradicional de transmissão da política monetária ao afetar a taxa de juros de curto prazo apresenta efeitos sobre as taxas de juros de longo prazo e a de câmbio. Dada a rigidez nominal da economia, as mudanças nas taxas reais de juros e de câmbio implicam em efeitos de curto prazo sobre as exportações líquidas, consumo e investimento. Após o choque monetário de curto prazo, os salários e preços começam a se reajustar e ao longo do tempo, a taxa real de juros e de câmbio retornam ao equilíbrio. Desse modo, a medida que a taxa de juros de longo prazo é um fator importante para o consumo e investimento, o mecanismo tradicional de transmissão de política monetária depende do efeito de longo prazo na taxa de juros. Os resultados encontrados por Taylor (1995) apresentam forte conexão entre a taxa de juros e os agregados macroeconômicos.

Para exemplificar a transmissão de política monetária via canal tradicional tem-se que a política monetária expansionista provoca queda da taxa de juros real de curto prazo e longo prazo na qual proporcionam redução do custo do capital e estimula os investimentos. Os modelos de teoria das expectativas racionais ao inserir a estrutura termo, na qual é a relação da taxa de juros de longo prazo é um média das taxas de curto prazo, facilita o entendimento do processo de amplificação dos efeitos da política monetária sobre os ciclos de negócios. Portanto, a redução das taxas de juros, o suposto de expectativas racionais e rigidez dos preços provocam aumento dos gastos de capital, em consumo de bens duráveis e eleva o produto agregado.

O foco da visão do canal de crédito é derivado da característica da assimetria de informação do mercado de crédito conforme discutido anteriormente. Os trabalhos de Bernanke e Gertler (1995), Hubbard (1995), Kashyap e Steins (1994) e Bernanke e Lown (1991) foram os primeiros trabalhos a analisar o impacto deste canal sobre a atividade econômica. Os mecanismos de transmissão de política monetária via canal de crédito se decompõem em cinco vetores de transmissão.

O primeiro canal de crédito apresentado será o canal do crédito via balanço do patrimônio líquido dos agentes. Bernanke e Gertler (1995) argumentam que agentes com problemas no balanço patrimonial oferecem menor disponibilidade de capturar recursos financeiros devido ao problema de seleção adversa e risco moral. Mishkin (2001) afirma que menor fluxo de caixa significa menor nível de colateral para os empréstimos. Com isso, os problemas de assimetria de informação se agravam, reduzindo os financiamentos e os gastos de investimento. Como exemplo deste canal, avalia-se os efeitos da política monetária expansionista sobre o balanço patrimonial das firmas. O choque monetário expansionista afeta os preços das ações, reduz a assimetria de informação das firmas, devido à melhora do fluxo proveniente da valorização das ações. Desse modo, implica em concessão de novos empréstimos, aumento do investimento em projetos de capital e da atividade econômica.

O segundo canal de crédito é via os efeitos da liquidez das famílias. Este canal de crédito apresenta resultados similares ao trabalho de Mishkin (1976) sobre os efeitos no patrimônio das famílias sobre o consumo de bens duráveis. A liquidez das famílias reflete as condições de sua renda dado que o consumo de bens duráveis é caracterizado como ativos de baixa liquidez. Com isso, para fomentar o consumo neste segmento, é preciso que o orçamento familiar esteja saudável o suficiente para ter condições de realizar gastos. Mishkin (2001) analisa os efeitos da liquidez das famílias a partir da expansão da política monetária. Desse modo, choque monetário implica em aumento do preço das ações, eleva o valor dos ativos financeiros, reduz a probabilidade de *default* e aumenta os gastos com bens duráveis e, conseqüentemente, do produto agregado.

O terceiro canal de crédito analisa a relação dos preços não antecipados e os problemas de seleção adversa e risco moral no mercado de crédito. O mecanismo de transmissão da política monetária afeta o nível de preços não antecipados visto que os contratos são determinais por preços nominais. Com isso, um choque monetário positivo causa um aumento inesperado dos preços, afetando os passivos dos agentes em termos reais. Portanto, Mishkin (2004) afirma que este canal melhora a composição do patrimônio líquido das firmas, sinaliza melhora nas condições de pagamentos dos mutuários, reduz os problemas de risco moral e seleção adversa, aumenta as operações de crédito dos projetos de investimento em capital.

O penúltimo vetor de transmissão de política monetária é pela visão do canal de crédito via fluxo de caixa. Mishkin (2004) afirma que para melhores condições do fluxo de caixa provocam maior liquidez das firmas e torna mais fácil para as instituições financeiras ofertarem recursos financeiros. A melhor capacidade de pagamento das firmas reduz os problemas de seleção adversa e risco moral e aumenta o volume de crédito e da atividade econômica. Um fato interessante sobre este canal é que são as taxas de juros nominais que afetam o fluxo de caixa das firmas, visto que os pagamentos de juros de curto prazo amplificam os impactos sobre os gastos dos agentes econômicos. Desse modo, uma política monetária expansionista reduz a taxa de juros nominal; aumenta o fluxo de caixa das firmas em resposta à queda das despesas financeiras e aumento dos lucros; reduz os problemas risco moral e seleção adversa; aumenta os empréstimos, os investimento e produto agregado.

O último canal de crédito via empréstimo bancário é o que mais traz evidências empíricas a respeito da eficiência do mecanismo de transmissão de política monetária⁷. Este canal tenta avaliar a importância das instituições financeiras para minimizar a assimetria de informação no mercado de crédito. Mishkin (2001; 2004), Hubbard (1995) e Bernanke, Gertler e Gilchrist (1999) argumentam que a política monetária terá maior impacto sobre as firmas menores visto que são mais dependentes do mercado bancário para financiar seus projetos de investimento.

O canal de empréstimos bancários segue o princípio de que a política monetária expansionista aumenta as reservas e os depósitos bancários; favorece o aumento da oferta de crédito e os gastos com consumo e investimentos dos agentes econômicos. Entretanto, o surgimento de novas modalidades de financiamento, como por exemplo os certificados de depósito, tem reduzido o impacto do canal via empréstimo bancário na atividade econômica. No cenário de presença de redução nas reservas bancárias e depósitos de varejo, os bancos podem emitir certificados de depósito que não precisam ser lastreados por reservas obrigatórias (MISHKIN, 2004).

⁷ Bernanke e Gertler (1995), Hubbard (1995), Kashyap e Steins (1994), Bernanke e Lown (1991), Mishkin (2001), Mishkin (2004), Bernanke, Gertler e Gilchrist (1999).

Os mecanismos de transmissão de política monetária através dos canais de crédito são importantes para observar os efeitos sobre a atividade econômica. Bernanke e Lown (1991) afirmam que, mesmo com a relutância das instituições financeiras em reduzir a oferta de crédito durante períodos de instabilidade financeira, a política monetária apresenta efeitos sobre a economia. Em um processo de crise de crédito pelos bancos, um aumento nas reservas bancárias irá aumentar a oferta de depósitos e, conseqüentemente, redução da taxa de juros do mercado e estímulo aos gastos sensíveis à taxa de juros. Entretanto, a menor disponibilidade do sistema financeiro em emprestar provoca menor impacto da política monetária nas flutuações dos ciclos econômicos.

A política monetária atua de maneiras distintas sobre os agregados macroeconômicos. Gertler e Gilchrist (1994) ratificam que os mecanismos de propagação da política monetária sobre a economia real apresentam efeitos diretos e indiretos. A atuação direta pode ser exemplificada com um aumento nas taxas de juros. O aumento das taxas de juros afeta diretamente o comprometimento do fluxo de caixa com os empréstimos visto que reduz o patrimônio líquido e as garantias da concessão de crédito. Desta forma, reduzindo os gastos com consumo e investimento. E de forma indireta ao reduzir o valor dos ativos utilizados como colateral para o financiamento dos projetos de investimento. Os agentes entram em um cenário de deterioração de seus balanços. Desse modo, a mudança de política monetária surte efeitos ao longo do tempo no ciclo de negócios e propagam choques na economia real.

Sob a perspectiva da teoria de transmissão de política monetária através do canal de crédito, Gertler e Gilchrist (1994) sugerem que o sistema financeiro está ligado a aspectos institucionais. Como por exemplo, a política monetária tem como capacidade regular a quantidade de recursos financeiros disponíveis através de exigências de reserva legal para os depósitos dos bancos. Os resultados encontrados mostram que os agentes com menos contratos financeiros sofrem menos com flutuações no mercado financeiro e conseqüentemente à choques de política monetária. Firms de menor porte como não tem capacidade de emitir títulos de dívida dependem do financiamento dos bancos para realizar seus investimentos. Desse modo, quanto maior a parcela de ativos financeiros para financiar os projetos de investimento, maiores os impactos da instabilidade financeira sobre o patrimônio líquido dos agentes econômicos.

Kashyap e Stein (1994) seguem a argumentação de Gertler e Gilchrist (1994) para avaliar o mecanismo de transmissão de política monetária pelo canal de crédito. O mecanismo de transmissão proposto pelos autores segue as seguintes etapas: o Banco Central reduz as reservas e enfraquece a emissão de depósitos a vista das instituições financeiras. A atuação do Banco Central implica em menor liquidez no sistema financeiro. Os agentes econômicos terão menos acesso a recursos financeiros; provocando aumento das taxas de juros reais e choques negativos sobre os investimentos e na atividade real da economia. Desse modo, o impacto agregado do canal de crédito depende da condição do setor bancário. Em períodos com baixa liquidez, o impacto do canal de crédito será mais fraco para compensar flutuações nos ciclos de negócios.

Existe um debate na literatura econômica sobre a diferença entre o canal tradicional de transmissão de política monetária e o canal de crédito. Kashyap e Stein (1994) afirmam que não é possível concluir a dinâmica da taxa de juros sobre os estoques das firmas via canal tradicional visto que a taxa de juros neste canal é usada como indicativo do custo do financiamento. Com isso, a política monetária pode atuar de maneira distinta entre os setores da economia.

O mecanismo convencional de transmissão de política monetária tem como característica a não diversificação dos serviços das instituições financeiras. O sistema bancário tem a capacidade de criar recursos financeiros através da emissão de depósitos à vista. Modigliani e Miller (1958) supõem que as decisões no mercado financeiro não são influenciadas pela estrutura de capital. Através do canal tradicional tem-se como pressupostos fundamentais a atuação do Banco Central em controlar os substitutos imperfeitos do crédito e afetar as taxas de juros reais de curto e longo prazo. Portanto, o Banco Central influencia nas decisões de produção, consumo e investimento dos agentes.

Se a visão do canal de crédito for correta, pequenas mudanças de política monetária provocam efeitos duradouros no investimento e na atividade econômica (BERNANKE, GERTLER, 1995). Kashyap e Stein (1994) e Gertler e Gilchrist (1994) avaliam a importância do canal de crédito através dos aspectos institucionais do sistema financeiro. O mercado financeiro a partir da criação de novos instrumentos de financiamento e do mercado de títulos proporcionam fatores que potencializam a transmissão de choques monetários na economia. Desse modo, para entender o mecanismo de transmissão de

política monetária via canais de crédito é necessário compreender como a inovação das instituições financeiras podem influenciar a condução da política monetária.

Como ilustração, uma redução das reservas via ação do Banco Central, reduz a capacidade do mercado financeiro em fomentar a atividade econômica. Os agentes terão menos recursos para o consumo devido a maior obrigação com as dívidas lastreadas ao aumento da taxa de juros. Hubbard (1995) e Mishkin (2001) afirmam que os reajustes dos preços não são instantâneos às mudanças na oferta monetária. Desse modo, para retorno do equilíbrio de mercado, o aumento da taxa de juros reflete no custo de financiamento da operação financeira para os projetos de investimento previstos e, portanto, sobre a atividade econômica (BERNANKE, GERTLER, 1995).

Trabalhos mais recentes discutem o papel de fricções no mercado financeiro sobre a como a volatilidade dos preços dos ativos e dos spreads bancários afetem os agregados macroeconômicos. Gilchrist, Sim e Zakrajšek (2014) afirmam, a partir do modelo DSGE, que mudanças na incerteza conduzem declínio na atividade real da economia, principalmente pela prolongada queda dos investimentos e as distorções financeiras provocadas pelos choques de spread apresentam impactos significativos na economia, independente do nível de incerteza. Entretanto, mesmo o spread de crédito sendo um bom e confiável indicador das condições financeiras do sistema financeiro, é importante ressaltar a literatura econômica afirma que choques no spread podem apresentar resultados macroeconômicos adversos. Gilchrist e Zakrajšek (2012) ratificam que o aumento do prêmio de risco reduz a capacidade do sistema financeiro em ofertar crédito e sinaliza as condições da atividade econômica e dos preços dos ativos. Desse modo, aumento do spread reduz a volume de recursos financeiros emprestáveis no mercado de crédito e traz consequências para os agregados macroeconômicos.

Portanto, os canais de transmissão de política monetária são importantes vetores de propagação e ampliação do crescimento da atividade econômica. Os condutores de política, ao realizarem choques monetários diretos sobre a taxa de juros, provocam efeitos indiretos sobre o ciclo de negócios e propiciam melhores condições para desenvolver o mercado de crédito e dinamizar a distribuição de recursos financeiros. Os canais de transmissão ajudam a mitigar os riscos das operações de crédito devido à redução da assimetria de informação; melhora do fluxo de caixa e do patrimônio líquido dos agentes.

Além disso, fomenta a atividade econômica ao facilitar o acesso ao financiamento e ao consumo. Desse modo, a política monetária pode apresentar efeitos duradouros para amortecer a volatilidade dos ciclos econômicos. Na próxima seção apresenta-se uma breve revisão de trabalhos empíricos que buscaram encontrar os efeitos da relação entre a instabilidade do sistema financeiro e a volatilidade dos ciclos econômicos.

3.5 REVISÃO EMPÍRICA

Esta seção tem como objetivo apresentar a revisão de literatura sobre o impacto do sistema financeiro sobre as flutuações nos ciclos de negócios. A volatilidade dos agregados macroeconômicos tem efeito negativo sobre o crescimento da economia. Ramey e Ramey (1994) avaliam que a volatilidade tem efeitos negativos sobre o crescimento econômico. Em países em desenvolvimento, como é o caso do Brasil, alta volatilidade representa bruscas flutuações no consumo e investimento.

Levine (1997, 2005), King e Levine (1993a) e Čihák e outros (2013) estudaram a relação entre o sistema financeiro e crescimento econômico. Com isso, economias com maior nível de desenvolvimento financeiro acarretam em rápido crescimento econômico por longos períodos de tempo e reduções nos níveis de pobreza. Čihák e outros (2013) ratificam que evidências empíricas sugerem uma relação causal entre crescimento de longo prazo e robustez do setor bancário. Entretanto, como o foco deste estudo é avaliar o impacto das condições do sistema financeiro sobre o ciclo de negócios no curto prazo, realiza-se a revisão da literatura sobre os efeitos da instabilidade do sistema financeiro sobre a volatilidade macroeconômica.

A literatura que estuda a relação entre a instabilidade financeira e a volatilidade dos ciclos econômicos mostra que em sistemas financeiros mais desenvolvidos, existe menor racionamento de crédito e melhor capacidade de reduzir os impactos de choques financeiros na atividade econômica. Caballero e Krishnamurty (2001) afirmam que os efeitos da flutuação na atividade econômica para países com maior robustez do mercado financeiro são menores, principalmente em períodos de menor liquidez do mercado internacional.

Acemoglu e Zilibotti (1997) argumentam que o sistema financeiro mais desenvolvido facilita na diversificação de ativos financeiros, de novos processos de concessão de crédito e melhor mensuração do risco. Estes fatores reduzem a assimetria de informação e as flutuações macroeconômicas. Os resultados do modelo de Aghion e outros (1999) observam que imperfeições no mercado de crédito corroboram com maior volatilidade da economia. Os credores e tomadores de crédito tendem a ter comportamento cíclico em sistemas financeiros pouco desenvolvidos. Desse modo, é importante mensurar o tamanho do mercado financeiro para avaliar o impacto dos períodos de instabilidade financeira na economia.

Loayza e Raddatz (2007) afirmam que a volatilidade dos ciclos econômicos repassa um cenário de incerteza e implica em efeitos negativos sobre as expectativas dos agentes. O desenvolvimento do setor bancário proporciona maior estabilidade, melhores condições de financiamento e qualidade de informação dos agentes. Kose e outros (2003) e Rodrik (1998) observam relação positiva entre a abertura comercial e financeira sobre a volatilidade dos ciclos. Os resultados destes autores sugerem que economias mais abertas são mais vulneráveis a choques externos. Com isso, períodos de recessão internacional e de instabilidade financeira fornece evidências de maior volatilidade da renda e do consumo.

A literatura empírica apresenta maior foco em estudos de *cross-country* para examinar a ligação entre o sistema financeiro e a volatilidade dos ciclos econômicos. Easterly e outros (2000) sugerem que *boom* de crédito, principalmente para países com razão de oferta de crédito ao setor privado maior de 100% do PIB, aumenta a volatilidade do produto agregado. Com isso, os autores observam que excesso de crédito traz maior volatilidade. Denizer e outros (2000) e Silva (2002) supõem relação negativa entre o setor financeiro e as flutuações dos agregados macroeconômicos. Popov (2011) argumenta que mercado de crédito mais robusto beneficia a economia, pois reduz os problemas de seleção adversa e risco moral e aumenta a diversificação de contratos financeiros. Entretanto, os resultados encontrados por Acemoglu e outros (2003) e Beck e outros (2006) encontram fracas evidências na relação entre a melhora das condições da intermediação financeira no mercado de capitais e a volatilidade do ciclo de negócios.

Dabla-Norris e Srivisal (2013) acrescentam evidências de que uma estrutura financeira desenvolvida reduz os efeitos de choques externos na volatilidade macroeconômica. As flutuações dos gastos do consumo das famílias e dos investimentos tende a ser mais elevadas em países em desenvolvimento. Os autores argumentam que o sistema financeiro está relacionado com o grau de abertura comercial. Uma economia caracterizada com maior robustez do setor financeiro e alta abertura comercial e financeira, menores serão os impactos dos termos de troca e choques de preços externos, como os preços de *commodities*, sobre o consumo. Desse modo, os resultados estão em paralelo aos encontrados por Kose e outros (2003) e Rodrik (1998) e ratificam a importância do país em estruturar o mercado financeiro com bons mecanismos de geração de informação e gerenciamento de riscos para mitigar grandes perturbações na economia real.

Portanto, os trabalhos empíricos sobre a volatilidade dos ciclos de negócios estão em parte preocupados em estabelecer a relação entre o sistema financeiro e crescimento econômico e volatilidade macroeconômica. Poucos trabalhos buscam estudar os efeitos de períodos de instabilidade financeira e a volatilidade dos agregados macroeconômicos. E, quando se propõem a fazê-lo são realizados pela metodologia *cross-country* sem desagregar os impactos para cada país. Sendo assim, dificulta a análise dos efeitos do setor bancário na volatilidade do produto agregado, do consumo e do investimento de cada economia. Desse modo, o presente trabalho corrobora com a literatura empírica ao propor o estudo da relação entre a instabilidade no mercado financeiro e a volatilidade dos ciclos econômicos no Brasil.

4 BANCO DE DADOS

Este capítulo tem como objetivo apresentar o banco de dados utilizado para analisar a relação entre a instabilidade do sistema financeiro e os ciclos de negócios no Brasil. Os dados são baseados na literatura empírica e estão disponíveis nos meios eletrônicos do Banco Central do Brasil (BCB), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do Tesouro Nacional. O período do estudo abrange os dados mensais de janeiro de 1996 a junho de 2015.

O capítulo está dividido em quatro partes. A primeira parte apresenta o conjunto de variáveis utilizadas para construir o indicador de instabilidade financeira através da metodologia de análise de fatores. A segunda parte refere-se à construção das variáveis que serão utilizadas no modelo VAR para mensurar a volatilidade do produto interno bruto (PIB), do consumo das famílias e do investimento. A penúltima parte consiste na descrição das variáveis de controle utilizadas pela literatura empírica sobre ciclos econômicos. A última parte do capítulo apresenta a análise descritiva das variáveis do modelo econométrico.

4.1 VARIÁVEIS DO INDICADOR DE INSTABILIDADE FINANCEIRA

A contribuição da literatura sobre a relação da instabilidade financeira e a volatilidade macroeconômica tem alguns trabalhos recentes. A maioria dos trabalhos empíricos avaliam o desenvolvimento financeiro, crescimento econômico e volatilidade dos agregados macroeconômicos de longo prazo. Com isso, grande parte das variáveis utilizadas para construir o indicador de instabilidade financeira são provenientes destes estudos, como por exemplo, os artigos de King e Levine (1993a), Levine (1997; 2005), Silva (2002) e Čihák e outros (2013). Entretanto, esta literatura pode ser utilizada como referência para mensurar as características no sistema financeiro e avaliar o impacto de períodos de instabilidade no mercado de capitais sobre a volatilidade dos ciclos de negócios de curto prazo. Os autores ratificam que existe relação causal entre a melhor gerenciamento e gestão dos riscos do fluxo de recursos financeiros e redução dos custos de agenciamento das instituições financeiras com o crescimento econômico e a volatilidade macroeconômica. Ramey e Ramey (1994) e Easterly, Islam e Stiglitz (2000) afirmam que o sistema financeiro mais robusto reduz a volatilidade dos ciclos

econômicos. Portanto, estes são alguns dos trabalhos que contribuem para a construção das variáveis que serão utilizadas no indicador.

O indicador de instabilidade financeira utilizou seis variáveis nas quais se mensuram características do funcionamento do sistema financeiro e do mercado de crédito. As três primeiras variáveis são provenientes dos estudos empíricos que quantificam as condições de financiamento do sistema financeiro através dos níveis de liquidez e proporção do volume de crédito destinado ao setor privado e as outras três variáveis avaliam a dinâmica do mercado de capitais através da expectativa de perda da carteira de crédito do sistema financeiro e dos prêmios de risco de financiamento do mercado de crédito. Desse modo, a seguir serão apresentadas as variáveis do indicador de instabilidade do sistema financeiro no Brasil.

A primeira variável do indicador refere-se à liquidez financeira. A variável de liquidez representa a capacidade do sistema financeiro em fomentar o acesso à recursos financeiros. A variável M1PIB é a razão entre meios de pagamento (M1) e PIB. A literatura econômica sinaliza que uma maior liquidez do sistema financeiro pode causar menores efeitos na flutuação dos ciclos econômicos. Desse modo, indicadores de liquidez ajudam a sinalizar períodos de instabilidade financeira e piora das condições do fluxo de recursos financeiros.

A literatura empírica mais recente tem avaliado o funcionamento do sistema financeiro a partir do volume de empréstimos para setores não bancários em relação ao PIB. Os trabalhos de Denizer e outros (2000), Aghion (2004), Levnie (2005), Eozenou (2009), Dabla-Norris e Srivisal (2013) e Fan e outros (2014) comprovam que um bom fluxo de recursos financeiros e mecanismos de produção de informação reduzem os impactos de choques externos e suavizam as flutuações econômicas. Para quantificar o setor financeiro de uma economia, os autores utilizam indicadores de crédito para verificar a relação entre o sistema financeiro e a volatilidade macroeconômica.

Neste trabalho, serão utilizadas duas variáveis discutidas pela literatura econômica para quantificar o volume de recursos emprestáveis do mercado financeiro: PRIVY é a razão entre crédito destinado a setor privado e PIB; CREDPRIVTOT é a razão entre crédito destinado a setor privado e crédito total. Os resultados encontrados por estes autores

afirmam que sistemas financeiros mais eficientes reduzem as restrições de financiamento externo. Desse modo, proporcionam melhores condições para o financiamento ao setor privado e ajudam a reduzir a volatilidade dos agregados macroeconômicos.

Para construir o indicador de instabilidade financeira também foi utilizada uma variável que mensura a provisão das carteiras de crédito do mercado financeiro. Esta variável avalia a expectativa das instituições financeiras de não pagamento de empréstimos. PROVTOT representa o percentual da provisão total de crédito das instituições financeiras do Sistema Financeiro Nacional. Quanto maior o volume de mutuários em atraso, maior será o índice de provisão das carteiras de crédito das instituições financeiras. A piora das expectativas pode provocar redução do consumo e investimento dos agentes econômicos.

Por fim, duas variáveis avaliam as condições de financiamento do mercado de crédito⁸. TBFSELIC mensura a diferença entre a taxa de juros TBF (taxa básica financeira) e SELIC (taxa básica de juros do setor financeiro brasileiro) e SPREADTCP a diferença entre a taxa de juros TCP (taxa crédito pessoal) e SELIC. Existem outras taxas de juros disponíveis para avaliar o *spread*, como taxas de juros específicas para pessoas física e jurídica. Entretanto, estas duas variáveis são utilizadas por serem as taxas de juros disponíveis para o período temporal desta pesquisa. Desse modo, supõe-se que em períodos de maior instabilidade financeira, o *spread* aumente devido a maior dificuldade em avaliar quais são os projetos de financiamento com menores risco de *default*. Entretanto, é importante sinalizar que as taxas de juros relevantes para o investimento produtivo são as taxas de juros de longo prazo. No caso brasileiro, grande parte dos investimentos de longo prazo são financiados por taxas de juros de longo prazo subsidiadas pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), porém as taxas de juros de curto prazo e longo prazo apresentam alta correlação e não prejudicam a análise deste trabalho. Desse modo, essas duas variáveis ajudam a sinalizar o nível de assimetria de informação no mercado de crédito.

Portanto, a partir destas seis variáveis que avaliam as características do sistema financeiro, será construído indicadores de instabilidade financeira da economia brasileira,

⁸ As taxas de juros destas duas variáveis foram anualizadas para melhor ajuste do comportamento das séries temporais.

utilizando a metodologia de análise fatorial. A análise fatorial foi construída a partir do trabalho de Latim, Carroll e Green (2011), que demonstram como agregar um conjunto de variáveis em uma quantidade mínima de fatores. Nas duas subseções seguintes, serão apresentados os procedimentos necessários para encontrar o fator de instabilidade financeira. Desse modo, este fator tem como objetivo explicar a relação entre o mercado financeiro e a volatilidade do ciclo econômicos no Brasil.

4.1.1 Análise de fatores

Latim, Carroll e Green (2011) afirmam que a análise fatorial pode descrever um conjunto de variáveis através de um número reduzido de fatores comuns subjacentes e um conjunto de fatores específicos para cada variável. Sendo ξ_i o fator comum e δ_i o fator específico para cada variável X_i , temos que a análise fatorial exploratória estima a variância do fator específico e do erro de medida. Assumindo que a variância específica se deve pelo erro de medida, é possível supor que os fatores específicos δ_i são mutuamente não correlacionados entre si e com o fator comum subjacente ξ . Desse modo, o modelo padrão de fator comum pode ser apresentado da seguinte maneira:

$$X_i = \sum_{j=1}^n \lambda_{ij} \xi_j + \delta_i \quad (1)$$

Onde, $i = 1, 2, \dots, n$

O coeficiente λ representa o grau de medida com que cada variável X reflete o fator comum subjacente ξ . Supondo ξ e X são variáveis com média zero e variância 1, temos que a variância de X_i :

$$var(X_i) = var\left(\sum_{j=1}^n \lambda_{ij} \xi_j + \delta_i\right) = \sum_{j=1}^n \lambda_{ij}^2 + var(\delta_i) = 1 \quad (2)$$

Os parâmetros λ_i e λ_{ij}^2 são interpretados como coeficiente de correlação e como proporção da variação de X_i explicada pelo fator comum ξ_j , respectivamente. E λ_{ii}^2 é chamado de comunalidade de X_i . A variância em X_i é explicada pelo fator específico δ_i . Sendo $\theta_{ii}^2 = var(\delta_i)$, a comunalidade de X_i é $1 - \theta_{ii}^2$. Com isso a medida que X_i se aproxima de 1

supõe que X_i é uma medida quase perfeita do fator subjacente ξ_j (LATIN; CARROLL; GREEN, 2011).

A solução da análise fatorial exploratória foca na decomposição da covariância ou na matriz de correlação de X. Assumindo que os fatores específicos são mutuamente não correlacionados e independentes dos fatores comuns subjacentes, estes fatores somente contribuem para a diagonal da matriz de covariância. O modelo de fator comum possui um número infinito de soluções, cada uma equivalente à capacidade de reproduzir a matriz de covariância. Desse modo, a solução fatorial é arbitrária e provém em encontrar uma matriz T de rotação ortogonal que preserva a independência dos fatores comuns subjacentes (LATIN; CARROLL; GREEN, 2011).

A rotação proposta por Thurstone (1947) tem como objetivo agrupar as variáveis em poucos fatores e encontrar uma rotação dos eixos do fator de tal modo que cada variável tenha altas cargas fatoriais em apenas um fator e nos restantes tenham valores próximos a zero. Este resultado é benéfico ao modelo de análise fatorial, pois ajuda ao pesquisador a melhor compreender as características de cada fator.

O objetivo da rotação dos fatores é alinhar cada variável aos seus fatores comuns a partir de um ângulo de rotação. Com isso, reduz as cargas fatoriais cruzadas e desloca a matriz de cargas na direção de uma estrutura simples, porém perde a maximização da variância da orientação do fator inicial. Ou seja, os fatores retidos explicam a variância do conjunto original dos dados, entretanto essa variância é dividida diferentemente através das novas dimensões da configuração rodada (LATIN; CARROLL; GREEN, 2011).

Na forma matricial, temos que o modelo de fator comum pode ser apresentado da seguinte maneira:

$$X = \Xi\Lambda'_c + \Delta \quad (3)$$

Onde $\Xi = [\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_c]$, $\Delta = [\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_p]$ e Λ'_c é uma matriz de coeficientes $p \times c$.

Supondo os três pressupostos básicos do modelo de análise fatorial exploratória:

1) ξ são mutuamente não correlacionados com a variância unitária:

$$\frac{1}{(n-1)} = \Xi' \Xi = I \text{ (matriz identidade)}$$

2) Fatores específicos δ são mutuamente não correlacionados com a matriz de covariância diagonal:

$$\Theta = \frac{1}{(n-1)} \Delta' \Delta = \text{diag}(\theta_{11}^2, \theta_{22}^2, \dots, \theta_{pp}^2)$$

3) Os fatores comuns ξ e os fatores específicos δ são não correlacionados:

$$\Xi' \Delta = 0$$

Portanto, para obter a aproximação da matriz de correlação R da amostra como uma função dos autovalores e autovetores:

$$R = \frac{1}{(n-1)} (\Xi \Lambda'_c + \Delta)' (\Xi \Lambda'_c + \Delta) \quad (4)$$

$$R = \frac{1}{(n-1)} (\Lambda_c \Xi' \Xi \Lambda'_c + \Delta' \Xi \Lambda'_c + \Lambda_c \Xi' \Delta + \Delta' \Delta)$$

Desse modo, seguindo os pressupostos da análise fatorial, temos que:

$$R = \Lambda_c \Lambda'_c + \Theta$$

$$R - \Theta = \Lambda_c \Lambda'_c \quad (5)$$

No modelo fator comum não existe limitação de não haver correlação entre os componentes selecionados. Latim, Carroll e Green (2011) argumentam que existe infinitas soluções que são idênticas no seu grau de aproximação da matriz $R - \Theta$. Como dito anteriormente, a rotação ortogonal tem como objetivo alinhar cada variável aos seus fatores comuns a partir de um ângulo de rotação. Com isso, a rotação segue:

$$T = \begin{bmatrix} \cos \alpha & -\operatorname{sen} \alpha \\ -\operatorname{sen} \alpha & \cos \alpha \end{bmatrix}$$

Ao aplicar a rotação dos eixos dos fatores comuns, modifica-se as cargas fatoriais das variáveis. Para calcular as novas cargas que são correlações entre os fatores rodados e as variáveis ortogonais X , temos que:

$$\Lambda_c^* = \frac{1}{(n-1)} (\Xi \Lambda_c' + \Delta)' \Xi T \quad (6)$$

Pelos pressupostos, se ξ são mutuamente não correlacionados com a variância unitária e os fatores comuns ξ e os fatores específicos δ são não correlacionados, encontra-se que $\Lambda_c^* = \Lambda_c T$.

A rotação muda a orientação dos eixos no espaço dos fatores comuns, sendo que não influencia na variação total explicada pelos fatores. Latim, Carroll e Green (2011) ratificam que a rotação reduz a variação explicada pelo primeiro fator e a solução por rotação ortogonal não altera as comunalidades visto que a matriz $R - \Theta$ não sofre alterações:

$$\begin{aligned} R - \Theta &= \Lambda_c^* \Lambda_c^{*'} \\ &= \Lambda_c T (\Lambda_c T)' \\ &= \Lambda_c T T' \Lambda_c' \end{aligned} \quad (7)$$

Sendo $T T' = I$

$$\begin{bmatrix} \cos^2 \alpha + \operatorname{sen}^2 \alpha = 1 & \operatorname{sen} \alpha \cos \alpha - \cos \alpha \operatorname{sen} \alpha = 0 \\ \operatorname{sen} \alpha \cos \alpha - \cos \alpha \operatorname{sen} \alpha = 0 & \cos^2 \alpha + \operatorname{sen}^2 \alpha = 1 \end{bmatrix}$$

Temos que $R - \Theta = \Lambda_c \Lambda_c'$.

Após encontrar o modelo fatorial que representa o conjunto de variáveis inseridas na análise fatorial, é preciso quantificar o nível de adequação dos dados utilizados por meio do teste de Kaiser Meyer Olkin (KMO). O teste estatístico varia entre zero e um. Quanto mais próximo de um, melhor ajustado está o modelo fatorial. Alguns pesquisadores

sugerem um limite de adequabilidade para o teste KMO. Hair e outros (2006) propõe 1/2 como valor mínimo aceitável, enquanto Palant (2007) propõe 3/5. O quadro 01 foi desenvolvido por Friel (2009) e apresenta uma classificação para ponderar o nível de adequação do teste KMO.

Quadro 01 – Adequabilidade do valor estatístico do KMO

Intervalo	Valor estatístico
0,90 – 1,00	Excelente
0,80 – 0,89	Bom
0,70 – 0,79	Mediano
0,60 – 0,69	Medíocre
0,50 – 0,59	Ruim
0,00 – 0,49	Inadequado

Fonte: FRIEL, 2009

4.1.2 Indicador de instabilidade financeira: caso Brasil

Esta subseção irá apresentar os resultados da análise fatorial realizada para encontrar o indicador de instabilidade financeira para a economia brasileira. Como dito anteriormente, foram utilizadas seis variáveis: três variáveis provenientes da literatura econômica que estuda a relação entre a estabilidade, robustez e profundidade do sistema financeiro, crescimento econômico e a volatilidade dos ciclos econômicos e outras três que mensuram o prêmio de financiamento e expectativas de perda das instituições financeiras com as operações de crédito⁹. Desse modo, os procedimentos seguem o trabalho de Latim, Carroll e Green (2011).

O primeiro procedimento é construir a matriz de correlação entre as variáveis. Tiryaki e outros (2016) sugerem que o mínimo de correlação entre as variáveis tem de ser de 0,30 e o satisfatório acima de 0,50. A matriz de correlação apresentada na tabela 01 condiz com exceto uma correlação entre as variáveis ficou abaixo do mínimo aceitável para realizar

⁹ Para mensurar as condições do mercado de ações brasileiro, utilizou como alternativa a variável que mensura a taxa de crescimento do preço dos ativos do IBOVSPA menos taxa de crescimento do PIB da economia brasileira. Entretanto, apresentou baixa correlação diante as outras seis variáveis e foi retirada da análise fatorial.

a análise fatorial. A grande parte das variáveis indica correlação acima de 0,30 entre elas. Desse modo, é possível realizar a análise fatorial diante as variáveis proposta neste trabalho.

Tabela 01 – Matriz de correlação – análise fatorial

	PRIVY	CREDPRIVTOT	M1PIB	PROVTOT	TBFSELIC	SPREADTCP
PRIVY	1					
CREDPRIVTOT	0.1844	1				
M1PIB	0.4592	0.8214	1			
PROVTOT	-0.5981	-0.6024	-0.7079	1		
TBFSELIC	-0.6739	-0.5819	-0.6774	0.7338	1	
SPREADTCP	-0.6998	-0.7243	-0.8055	0.7913	0.8861	1

Fonte: Elaboração própria, 2016. Resultados da pesquisa, 2016

A análise fatorial foi construída a partir do método de Fatores Principais. A extração de fatores é feita tendo como referência a análise dos fatores retidos via *Parallel Analysis*, e, como medida inicial de comunalidade, a correlação múltipla quadrática (SMC – *squared multiple correlation*) (LATIN; CARROLL; GREEN, 2011). A alta correlação entre as variáveis corrobora com a extração de somente um fator e facilita na análise das características do indicador. Desse modo, os resultados da tabela 02 representam a extração do fator e a comunalidade das variáveis do indicador de instabilidade financeira.

Tabela 02 – Extração Fatorial

	F1	Comunalidade	Unicidade		
PRIVY	-0.6709	0.4501	0.5499		
CREDPRIVTOT	-0.7613	0.5796	0.4204		
M1PIB	-0.8585	0.7370	0.2630		
PROVTOT	0.8232	0.6777	0.3223		
TBFSELIC	0.8763	0.7678	0.2322		
SPREADTCP	0.9697	0.9403	0.0597		
Fator	Variância	Cumulativo	Diferença	Proporção	Cumulativo
F1	4.1524	4.1524	---	1	1
Total	4.1524	4.1524		1	
	Modelo	Independência	Saturação		
Discrepância	0.1762	7.0059	0		
Parâmetros	12	6	21		
Graus de liberdade	9	15	---		

Fonte: Elaboração própria, 2016. Resultados da pesquisa, 2016

Como pode ser observado, a comunalidade das variáveis está acima do mínimo sugerido por Tiryaki e outros (2016) e Hair e outros (2006) de 0,40. Desse modo, todas as variáveis

serão utilizadas para compor o fator sinalizado pela análise paralela. É importante enfatizar que como a extração fatorial indicou somente um fator, o procedimento de rotação fatorial não será utilizado. Para mensurar a robustez do fator é preciso realizar o teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) no qual verifica a adequação dos dados. O teste KMO varia de 0 a 1 e quanto mais próximo de 1, mais adequado são as variáveis para a análise de fatores. A tabela 03 apresenta que os resultados do teste KMO foi de 0,8015. Com isso, é possível afirmar que as variáveis são adequadas para a análise de fatores.

Tabela 03 – Teste Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)

VARIÁVEL	VALORES
PRIVY	0.669319
CREDPRIVTOT	0.6667
M1PIB	0.8661
PROVTOT	0.9630
TBFSELIC	0.8766
SPREADTCP	0.7737
RESULTADO	0.8015

Fonte: Elaboração própria, 2016. Resultados da pesquisa, 2016

Tiryaki e outros (2016) afirmam a necessidade de realizar os testes de ajuste do modelo para indicar adequação da análise fatorial. O método da tabela 04 compara os resultados obtidos a partir de um modelo de independência e outro com ausência de um fator latente. Índices de ajuste incremental acima de 0,95 são considerados resultados satisfatórios. Os resultados da qualidade de adequação apresentam bons resultados de ajuste incremental.

Tabela 04 – Adequação do modelo de análise fatorial

Goodness-of-fit Summary			
	Modelo	Independência	Saturado
Parâmetros	12	6	21
Graus de liberdade	9	15	---
Relação de parsimônia	0.6	1	---
Ajuste de Índices Incrementais			
	Modelo		
Bollen Relative (RFI)	0.95809		
Bentler-Bonnet Normed (NFI)	0.974854		

Fonte: Elaboração própria, 2016. Resultados da pesquisa, 2016

O fator é inversamente relacionado como a variável que mensura a razão entre crédito privado e crédito total¹⁰ (CREDPRIVTOT), com a proporção de crédito destinado ao setor privado (PRIVY) e com indicador de liquidez do sistema financeiro (M1PIB). E, positivamente relacionado com o indicador de provisões de crédito de liquidação duvidosa e com os *spreads* de taxa de juros (PROVTOT, TBFSELIC e SPREADTCP). O fator sinaliza as condições de financiamento e as expectativas do sistema financeiro diante a atividade econômica. Com isso, reflete aspectos de instabilidade financeira e este fator será chamado de *FICYC*. Quanto maior *FICYC*, maiores serão as provisões das carteiras das instituições financeiras e o spread dos empréstimos aos mutuários. Desse modo, a conclusão que pode ser tirada do fator *FICYC* é que este indicador avalia as expectativas do setor bancário e o do mercado de crédito sobre a conjuntura econômica.

Gráfico 10 – Avaliação do comportamento do fator



Fonte: Elaboração própria, 2016. Resultados da pesquisa, 2016

Como pode ser visto no gráfico 10, o fator apresenta forte oscilação nos primeiros anos, principalmente no começo do Plano Real e apresenta tendência de redução deste indicador de instabilidade financeira após o maior compromisso do governo com a estabilidade macroeconômica em meados do ano 2000. Desse modo, verifica-se que o sistema financeiro brasileiro se tornou mais robusto e menos suscetível a períodos de instabilidade devido a maior liquidez e volume de contratos financeiros negociados no mercado de crédito e retração dos níveis de provisão e *spread* bancário.

¹⁰ O termo crédito total representa a soma entre o volume de crédito destinado ao setor público e privado.

O fator passou pelo método de filtragem Hodrick-Prescott (HP) para extrair o componente cíclico devido ao comportamento da série e para ajudar a visualizar como as variáveis se movem ao longo do ciclo. Testes de raiz unitária¹¹ também ratificam a utilização do filtro HP para analisar as flutuações no ciclo econômico (APÊNDICE A). Com isso, existe a necessidade de utilizar o filtro HP para apresentar resultados mais robustos na estimação econométrica. Na próxima seção, apresenta-se a técnica de extração do componente cíclico através do método HP, no qual também será utilizado nos agregados macroeconômicos verificados neste trabalho e em algumas variáveis de controle descritas na seção 4.3. Este fator será utilizado no modelo vetor auto regressivo (VAR) para verificar a relação entre a instabilidade do sistema financeiro e a volatilidade dos ciclos de negócios no Brasil.

4.2 VOLATILIDADE DOS CICLOS ECONÔMICOS

A construção das variáveis que mensuram a volatilidade dos ciclos econômicos são derivadas do método de extração do componente cíclico. Neste trabalho, será utilizada a técnica Hodrick-Prescott (HP) para filtrar somente os componentes de curto prazo das séries de tempo. A literatura econômica que estuda os ciclos econômicos utiliza os filtros para remover as flutuações de baixa frequência nas séries temporais para explicar as propriedades do ciclo econômico. Angelis (2004) afirma que o filtro HP tem como objetivo extrair a tendência estocástica, mas com variações suaves ao longo do tempo e não correlacionadas com o ciclo. Portanto, o filtro HP minimiza a seguinte equação:

$$[\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1}))^2]$$

Na qual y é a variável cíclica, τ é o componente de tendência, T representa o tamanho da amostra, λ é o parâmetro que penaliza a variação da tendência. Este trabalho segue o valor sugerido pela literatura econômica com λ para dados mensais de $\lambda = 14.400$.

¹¹ Foram utilizados os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) (1979), o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (1992), e o teste Schmidt Phillips (1992). 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.

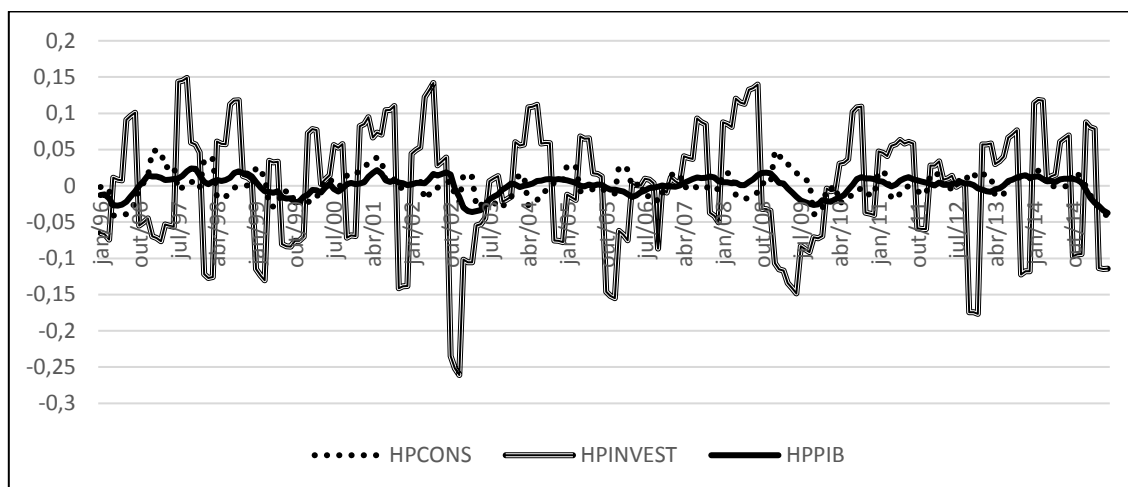
Entretanto, existem desvantagens nesta técnica devido a alteração da relação temporal das variáveis. Existem técnicas mais eficientes para retirar o componente cíclico das séries de tempo, como por exemplo o filtro Band-Pass (BP). Entretanto, o método do filtro BP é especialmente indicado para banco de dados com períodos anuais e tem como desvantagem a perda de observações (SILVA, 2002). Desse modo, como existe limitação do período da base de dados é preferível construir as variáveis de componente cíclico pelo filtro HP, pois não irá perder observações ao realizar a técnica.

Antes de aplicar o filtro HP nas séries, foi preciso construir as variáveis mensais em valor real do produto agregado, do consumo das famílias e do investimento. Para encontrar o produto agregado real, utilizou-se a série mensal de PIB nominal acumulado dos últimos doze meses do BCB, deflacionando-a ao aplicar um índice derivado da variação mensal do índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA). É importante sinalizar que não está disponível o deflator do PIB para dados mensais. Dessa forma, foi necessário aplicar o procedimento com o IPCA.

As variáveis de consumo e investimento não são fornecidas em valor corrente mensal. Desse modo, o procedimento adotado coletou os dados trimestrais do PIB nominal, consumo e investimento no IBGE e aplicou uma proporção no PIB nominal para cada variável ao longo de cada trimestre. Após encontrar a razão, aplicou esta proporção no PIB real mensal construído com a série do BCB para cada mês do trimestre. Com isso, foram construídas três variáveis para quantificar os componentes cíclicos da atividade econômica: *HPPIB*, *HPCONS* e *HPINVEST* (GRÁFICO 11) que correspondem, respectivamente, a extração dos componentes cíclicos pelo filtro HP, em valor logarítmico, do PIB, consumo das famílias e investimento.

A partir do gráfico 11, é possível observar que ao longo do período analisado neste trabalho, a volatilidade do investimento é mais acentuada e acontecem com maior frequência. Ao analisar os períodos antes da eleição de 2002, com o aumento das incertezas da eleição do governo Lula, e a crise financeira internacional de 2008, a retração dos investimentos foram muito mais rápidas e profundas do que a volatilidade do consumo das famílias e do PIB. Desse modo, os dados apresentados após a extração dos componentes cíclicos ratificam a literatura e corroboram com a necessidade de aplicar instrumentos econômicos para reduzir a volatilidade dos ciclos de negócios.

Gráfico 11 – Componente cíclico dos agregados macroeconômicos do Brasil



Fonte: Elaboração própria, 2016. Resultados da pesquisa, 2016

4.3 VARIÁVEIS DE CONTROLE

Além das variáveis construídas pela análise fatorial referentes às condições do sistema financeiro brasileiro, existem outras variáveis que também são determinantes para volatilidade da atividade econômica. As variáveis de controle utilizadas neste trabalho têm como objetivo encontrar resultados mais consistentes do modelo econométrico. Desse modo, serão apresentadas nesta seção as variáveis adicionais introduzidas ao modelo embasadas na literatura empírica, para mensurar os efeitos de choques financeiros sobre a volatilidade macroeconômica.

IPCA representa o valor logarítmico do índice de preços ao consumidor amplo para a economia brasileira. Esta variável tem como finalidade apresentar as flutuações dos preços na atividade econômica. Portanto, é considerada endógena pela literatura sobre ciclos econômicos por sinalizar a condução da política monetária pela autoridade monetária. A maior oscilação dos preços na economia causa distorções nas expectativas de inflação futura e aumenta a incerteza dos agentes econômicos. Com isso, choques nos preços repercutem nas decisões de consumo e investimento dos indivíduos e, conseqüentemente, nos ciclos econômicos.

*GGPIB*¹² é calculada a partir do logaritmo da proporção das despesas do governo em relação ao PIB. Rodrik (1998), Silva (2002), Kose (2003), Aghion (2004), Dabla-Norris e Srivisal (2013) utilizam *GGPIB* em seus trabalhos como variável controle para verificar os efeitos da política fiscal sobre os ciclos econômicos. Com isso, sinaliza o tamanho da participação do governo na economia e a atuação deste em reduzir as oscilações dos agregados macroeconômicos.

A variável *SOLOW* avalia os choques exógenos de tecnologia na atividade econômica. Os choques tecnológicos persistentes são objetos centrais para o estudo dos ciclos de negócios. Rebelo (2005) ratifica que as expansões nos ciclos econômicos são movidas pelo aumento da produtividade dos fatores a partir do progresso técnico. Desse modo, esta variável *proxy* para choques tecnológicos é chamada de resíduo de Solow e é construída a partir da extração do componente cíclico feito pelo filtro HP da mudança no logaritmo do PIB real menos $(1 - \alpha)$ do log do nível de emprego¹³.

*ABERTURA*¹⁴ representa o grau de abertura da economia através da razão entre o logaritmo da soma de exportações e importações sobre o PIB. Rodrik (1998) argumenta que existe relação positiva entre a abertura comercial e financeira sobre a volatilidade dos ciclos. Economias mais abertas são mais vulneráveis a choques externos. Com isso, períodos de recessão internacional e de instabilidade financeira fornecem evidências de maior volatilidade da renda e do consumo. Silva (2002) afirma que existe relação ambígua entre a abertura econômica devido a maior exposição a choques externos como também ajustar a economia via choques domésticos pela exportação. Desse modo, a variável de abertura econômica sinaliza possíveis choques internacionais que afetem o comportamento desta sobre a atividade agregada.

¹² Esta variável tem período temporal reduzido entre janeiro de 1998 a junho de 2015. Com isso, ela será utilizada no trabalho como variável adicional no modelo auxiliar dos resultados encontrados. A falta de dados fornecidos pelo Tesouro Nacional anteriores a 1998 não compromete a avaliação do modelo visto que se tem uma série temporal longa para a análise. Entretanto, pode causar distorções nos resultados.

¹³ Este trabalho segue os artigos de Backus e outros (1992) e Karras e Song (1996) que sinalizam $\alpha = 0,36$.

¹⁴ Devido à falta de informações mensais para as variáveis exportações e importações foi construída a variável *ABERTURA* a partir do procedimento de coleta dos dados trimestrais do PIB nominal, exportações e importações no IBGE e aplicou uma proporção do PIB nominal para cada variável. Após encontrar a razão, aplicou esta proporção no PIB real mensal construído com a série do Banco Central do Brasil.

A variável *CAMBIO* mede a volatilidade da taxa de câmbio (US\$/R\$). A variável é construída a partir do cálculo do desvio-padrão mensal da taxa de câmbio. Beck e outros (2006) sinalizam que uma maior abertura econômica aumenta a exposição do país a mudanças nos termos de troca e, conseqüentemente, maior volatilidade dos ciclos econômicos. É importante sinalizar que a utilização da variável em valores nominais não interfere no resultado visto que a taxa de câmbio real e nominal caminham em um mesmo sentido; e para a cálculo da volatilidade não apresentaria problemas para os resultados do trabalho. Desse modo, a variável *CAMBIO* mensura as relações de troca entre as economias e está sujeita a variações do mercado internacional.

BOVESPA representa a diferença entre a taxa de crescimento do preço dos ativos na bolsa de valores brasileira, a *IBOVESPA*, e a taxa de crescimento do PIB. Esta variável tem como objetivo verificar possíveis deslocamentos entre o preço dos ativos e a atividade real da economia. Quanto mais deslocada for a taxa de crescimento entre ambas é possível avaliar um processo de surgimento de bolha de ativos. Greenspan (2004) afirma que a autoridade monetária deve somente intervir nos preços dos ativos quando os preços dos ativos caem rapidamente. A intuição é reduzir os problemas de liquidez do mercado e de instabilidade financeira. Como dito anteriormente, instabilidade e iliquidez nos mercados provocam problemas de assimetria de informação e corroboram para aumentar a volatilidade dos ciclos econômicos.

Adicionalmente, ao analisar os gráficos das variáveis de controle se observa que as variáveis *IPCA*, *GGPIB* e *ABERTURA* necessitaram extrair os componentes cíclicos através do filtro HP devido a distorções fora da média das séries temporais e comprovadas pela avaliação via testes estatísticos. Foram realizados testes de raiz unitária e os resultados supõem a necessidade de aplicar diferenças para torná-las estacionárias. Entretanto, como este trabalho pretende verificar relações de curto prazo e verificar o comportamento entre elas ao longo do ciclo econômico, a extração do componente cíclico das variáveis responde aos objetivos da pesquisa em avaliar a relação entre a instabilidade do sistema financeiro e a volatilidade macroeconômica (CHRISTIANO; MOTTO; ROSTAGNO, 2010). Os gráficos das variáveis antes de aplicar a filtragem e os testes de raiz unitária podem ser vistos no APÊNDICE A.

4.4 ANÁLISE DESCRITIVA

Esta seção tem como objetivo realizar a análise descritiva das variáveis apresentadas no capítulo de metodologia e detalhadas neste capítulo e a sua matriz de correlação. O banco de dados, como dito anteriormente, delimita o período temporal do trabalho entre janeiro de 1996 a junho de 2015, sendo que para ratificar os resultados será feita a análise de um segundo modelo alternativo com a variável de controle considerada importante para verificar as flutuações no ciclo econômico, a variável *GGPIB* para o período de janeiro de 1998 a junho de 2015. O quadro 02 apresenta o resumo do detalhamento destas e a fonte do banco de dados e no APÊNDICE B os gráficos das variáveis inseridas na modelagem econométrica.

Quadro 02 – Detalhamento das variáveis do banco de dados

Variável	Forma	Código	Fonte
Componente cíclico do logaritmico do produto agregado.	Filtro HP	HPPIB	BCB (2016)
Componente cíclico do logaritmico do consumo das famílias.	Filtro HP	HPCONS	BCB e IBGE (2016)
Componente cíclico do logaritmico do investimento.	Filtro HP	HPINVEST	BCB e IBGE (2016)
Componente cíclico do logaritmico do índice de preços ao consumidor amplo (IPCA).	Filtro HP	IPCA	BCB (2016)
Componente cíclico da diferença entre o logaritmo do PIB real menos $(1-\alpha)$ do log do nível de emprego.	Filtro HP	SOLOW	BCB e IBGE (2016)
Componente cíclico da razão entre despesas do governo e PIB.	Filtro HP	GGPIB	Tesouro Nacional (2016)
Componente cíclico da razão entre o logaritmo da soma de exportações e importações sobre o PIB.	Filtro HP	ABERTURA	BCB e IBGE (2016)
Componente cíclico do fator de instabilidade financeira.	Filtro HP	F1CYC	Elaboração própria (2016)
Diferença entre a taxa de crescimento do preço dos ativos da IBOVESPA e a taxa de crescimento do PIB.	Nível	BOVESPA	BCB (2016)
Volatilidade da taxa de câmbio (US\$/R\$).	Nível	CAMBIO	BCB (2016)

Fonte: Elaboração própria, 2016

A tabela 05 exhibe as estatísticas descritivas ao longo do período de 1996 a 2015. Observa-se que a variável *BOVESPA* apresenta picos de máximo e mínimo com altas discrepâncias, entretanto são valores pontuais quando vemos o desvio-padrão. Outro fato relevante é o alto desvio-padrão do componente ciclo do investimento em relação aos componentes ciclos do consumo de produto agregado (GRÁFICO 11). Com isso, ratifica a literatura do RBC na qual se verifica o comportamento mais volátil do investimento ao longo dos ciclos econômicos. A volatilidade da taxa de câmbio apresenta dois pontos de pico no começo do ano de 1999 e de 2002 (APÊNDICE A). A primeira após a flexibilização da taxa de câmbio e a segunda devido à incerteza dos agentes sobre as possíveis medidas econômicas do governo eleito em 2002.

Tabela 05 – Estatísticas descritivas

Variável	Obs	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
HPPIB	234	-2.86E-09	0.013	-0.037	0.024
HPCONS	234	-4.62E-09	0.019	-0.042	0.049
HPINVEST	234	-2.73E-10	0.084	-0.261	0.149
IPCA	234	-3.73E-11	0.237	-0.888	0.614
GGPIB	210	1.08E-09	0.310	-0.739	0.989
SOLOW	234	2.13E-10	0.006	-0.032	0.023
ABERTURA	234	-3.26E-09	0.019	-0.056	0.067
FI	234	-3.29E-10	0.201	-0.673	0.598
BOVESPA	234	0.18805	3.170	-15.647	26.805
CAMBIO	234	0.031651	0.035	0.001	0.281

Fonte: Elaboração própria, 2016. Resultados da pesquisa, 2016

A matriz de correlação traz um indicativo sobre o comportamento das variáveis utilizadas no modelo econométrico. Observando a tabela 06, existem indicativos de que a variável *FICYC* impacta negativamente o *HPPIB* (-0,340), *HPCONS* (-0,334) e *HPINVEST* (-0,188). Com isso, sugere que em períodos de instabilidade do sistema financeiro haja impactos negativos sobre o ciclo econômico. As flutuações do índice de preços (*IPCA*) podem ser prejudiciais ao *HPPIB* (-0,394), *HPCONS* (-0,158) e *HPINVEST* (-0,131) como ratifica a literatura econômica. Desse modo, a exploração descritiva dos dados para a economia brasileira sugere resultados próximos aos discutidos pela literatura sobre ciclos econômicos a respeito da volatilidade macroeconômica.

Tabela 06 – Matriz de correlação

	HPPIB	HPCONS	HPINVEST	IPCA	SOLOW	ABERTURA	FI	BOVESPA	CAMBIO
HPPIB	1								
HPCONS	0.450	1							
HPINVEST	0.307	-0.178	1						
IPCA	-0.394	-0.158	-0.131	1					
SOLOW	0.142	0.145	0.170	-0.007	1				
ABERTURA	0.166	-0.048	-0.058	0.164	-0.145	1			
FI	-0.340	-0.334	-0.188	0.009	-0.069	0.007	1		
BOVESPA	-0.044	-0.044	0.024	0.106	0.123	0.051	0.206	1	
CAMBIO	-0.016	0.046	-0.144	-0.056	0.006	0.289	0.169	-0.002	1

Fonte: Elaboração própria, 2016. Resultados da pesquisa, 2016

Portanto, este capítulo teve como objetivo ilustrar o banco de dados proposto no trabalho mensurar os impactos da instabilidade financeira e a volatilidade dos ciclos econômicos

no Brasil. Utilizou-se da análise fatorial para construir dois fatores que avaliem as condições do sistema financeiro brasileiro. Neste capítulo, também foram descritos os procedimentos empregados para construir as variáveis de ciclo econômico e as variáveis de controle usadas pela literatura empírica a despeito do estudo da volatilidade macroeconômica. No próximo capítulo será apresentada a metodologia do modelo econométrico aplicado neste trabalho.

5 METODOLOGIA

A metodologia deste trabalho consiste na abordagem dos modelos multivariados de séries de tempo. Este capítulo apresentará o modelo vetor auto regressivo (VAR) exemplificando os processos de determinação necessários a fim de torna-lo congruentes. A metodologia de séries de tempo utilizou como base os trabalhos de Teixeira (2013), Bueno (2008) e Lütkepohl, Krätzig e Boreiko (2006). Desse modo, o capítulo discute o modelo VAR.

5.1 MODELO VETOR AUTO REGRESSIVO

Os modelos econômicos são utilizados para analisar, aplicar e testar os questionamentos baseados na teoria econômica. A produção de uma metodologia estatística tem como objetivo contribuir para avaliar e testar as hipóteses da teoria econômica. Portanto, a estatística auxilia a teoria econômica por ratificar os estudos dos economistas preocupados em construir modelos estruturais que expliquem uma parte da realidade. Bueno (2008) afirma que os modelos multivariados definem restrições entre os sistemas de equações do modelo estatístico.

Desse modo, os modelos multivariados permitem expressar os modelos econômicos completos, com o objetivo fundamental de estudar estas restrições e identificar os parâmetros estruturais do VAR. A primeira parte da metodologia que se dispõe a apresentar os modelos multivariados de séries de tempo irá demonstrar o modelo auto regressivo em uma abordagem estrutural e após na forma reduzida, o qual será utilizado neste trabalho.

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:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-1} + B\epsilon_t, \quad (8)$$

A é uma matriz $n \times n$ e 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;

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

Os modelos econômicos teoricamente estruturados apresentam as relações entre as variáveis endógenas de forma estrutural e são expressas pela equação (1). Os choques estruturais são considerados independentes. As relações das oscilações entre as variáveis endógenas são captadas indiretamente pela matriz A . Os choques ϵ_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:

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^n A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B\epsilon_t \quad (9)$$

$$= \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_1 X_{t-i} + e_t \quad (10)$$

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:

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

$$z_t = b_{20} - a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \sigma_z \epsilon_{zt}. \quad (12)$$

As variáveis são simultaneamente influenciadas uma pelas outras (equações 11 e 12), 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 ϵ_{yt} e ϵ_{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) $\epsilon_{yt} \perp \epsilon_{zt} \implies \text{Cov}(\epsilon_{yt}, \epsilon_{zt}) = 0$.

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

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{12} \\ a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_y & 0 \\ 0 & \sigma_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (13)$$

$$\equiv A \quad \equiv X_t \quad \equiv B_0 \quad \equiv B_1 \quad \equiv B \quad \equiv \epsilon_t$$

Sendo a forma reduzida do modelo simplificado:

$$\begin{aligned} X_t &= \varphi_0 + \varphi_1 X_{t-1} + e_t; \\ \varphi_0 &\equiv A^{-1}B_0; \quad \varphi_1 \equiv A^{-1}B_1; \\ Ae_t &\equiv B\epsilon_t \end{aligned} \quad (14)$$

Os autovalores têm de ser $(I - \varphi_1 L)$ dentro 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 (BUENO, 2008). Logo, desaparecem os problemas ao estimar o VAR. Para identificar os parâmetros adicionais que faltam é importante entender os erros adicionais. Sendo:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \equiv A^{-1}B\epsilon_t = \begin{bmatrix} \frac{\sigma_y \epsilon_{yt} - a_{12} \sigma_z \epsilon_{zt}}{1 - a_{12} a_{21}} \\ \frac{\sigma_z \epsilon_{zt} - a_{21} \sigma_y \epsilon_{yt}}{1 - a_{12} a_{21}} \end{bmatrix} \quad (15)$$

Portanto,

$$E(e_t) = 0;$$

$$\text{Cov}(e_t) \equiv \sum \begin{bmatrix} e_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & e_2^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\sigma_y^2 + \sigma_{12}^2 \sigma_z^2}{(1 - a_{12} a_{21})^2} & -\frac{a_{21} \sigma_y^2 + a_{12} \sigma_z^2}{(1 - a_{12} a_{21})^2} \\ -\frac{a_{21} \sigma_y^2 + a_{12} \sigma_z^2}{(1 - a_{12} a_{21})^2} & \frac{\sigma_z^2 + a_{21}^2 \sigma_y^2}{(1 - a_{12} a_{21})^2} \end{bmatrix} \quad (16)$$

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

$$\text{Cov}(e_{it}, e_{(t-j)}) = E \left[\left(\frac{\sigma_i \epsilon_{it} - a \sigma_{\sim i} \epsilon_{\sim it}}{1 - a_{12} a_{21}} \right) \left(\frac{\sigma_i \epsilon_{i(t-j)} - a \sigma_{\sim i} \epsilon_{\sim i(t-j)}}{1 - a_{12} a_{21}} \right) \right] = 0, \quad (17)$$

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

O problema dos modelos VAR é que, ao estimar o modelo na forma reduzida, é possível a perda de informações contidas na forma estrutural. Ou seja, os parâmetros estruturais podem ficar impossíveis de serem recuperados dos parâmetros do modelo original (BUENO, 2008).

Por meio dos modelos estruturais identificados, é possível designar políticas econômicas e permite avaliar se os resultados empíricos encontrados estão alinhados com a teoria econômica. Bueno (2008) argumenta que a utilização de modelos multivariados de séries de tempo na forma reduzida pode prejudicar a análise de uma política econômica, visto que existe uma probabilidade maior de mudança na trajetória das variáveis impostas no modelo. Com isso, é importante que o modelo vetor auto regressivo esteja bem alinhado com a teoria econômica para reduzir os possíveis desvios de comportamento das variáveis no modelo.

O processo de construção das curvas de impulso resposta nos quais serão aplicados nos resultados a partir do ordenamento via *Cholesky*; por funções impulso resposta generalizadas, quando o ordenamento das variáveis não importa; e pelo ordenamento baseado em testes de Granger estão descritos, respectivamente, nas seções de anexos A,

B e C. A metodologia dos testes de autocorrelação serial e heterocedasticidade são apresentadas nos anexos D e E.

Portanto, este capítulo apresentou a metodologia de modelos multivariados de séries de tempo no qual será utilizado para avaliar a relação entre a instabilidade do sistema financeiro e a volatilidade do ciclo econômico para a economia brasileira. No próximo capítulo se apresenta os resultados deste trabalho.

6 RESULTADOS

Este capítulo tem como objetivo responder à indagação da seguinte pergunta: Qual o impacto de choques de instabilidade do sistema financeiro brasileiro sobre a volatilidade do produto agregado, do consumo das famílias e do investimento em capital no Brasil? Diante deste problema de pesquisa, foram realizados procedimentos econométricos via o modelo vetor auto regressivo (VAR) para encontrar a relação entre a instabilidade do sistema financeiro e a volatilidade macroeconômica.

Com o intuito de avaliar o impacto de fricções financeiras sobre cada agregado macroeconômico, foram produzidos três modelos VAR distintos para analisar o impacto do indicador de instabilidade financeira (*FICYC*), construído pela análise fatorial, sobre a volatilidade do produto agregado (*HPPIB*), consumo (*HPCONS*) e investimento (*HPINVEST*). Desse modo, os choques de instabilidade serão observados a partir de funções impulso resposta.

As funções impulso resposta (FIR) seguem a metodologia *Orthogonal IR* (LUTKEPOHL; KRATZIG; BOREIKO, 2006) com avaliação da resposta aos choques para um período de 24 meses e 95% de seleção de intervalo de confiança através do *Hall Percentile CI* (ANEXO A). É comum que o ordenamento das variáveis do modelo provoque alterações nos resultados encontrados nas funções impulso resposta. Desse modo, serão construídos três procedimentos para avaliar os resultados encontrados.

O primeiro procedimento requer o ordenamento através da decomposição de *Cholesky* via teoria econômica (SIMS, 1980). O ordenamento de *Cholesky* é usualmente utilizado pela literatura empírica para ordenar as variáveis a partir do grau de reação que cada variável apresenta diante de choques exógenos ao modelo. Enders (2004) afirma o ordenamento das variáveis do modelo VAR não interferem no resultado obtido nas funções impulso resposta se os coeficientes, em valor absoluto, das matrizes de covariâncias e correlações cruzadas estiverem abaixo de 0,2. Como pode ser observado no apêndice I, as matrizes de covariâncias e correlações cruzadas dos modelos estimados neste trabalho estão abaixo de 0,2. Desse modo, ordenamento de *Cholesky* não prejudica os resultados.

O segundo procedimento utiliza o procedimento estatístico da Causalidade de Granger ou, como também é conhecido, *Block exogeneity Wald tests* (ENDERS, 2003). O teste de causalidade de Granger avalia as condições de exogeneidade e a capacidade que determinada variável cause efeitos diante do conjunto restante de variáveis do modelo via a análise da estatística chi-square. Quanto menor o valor do chi-square, mais exógena é a variável diante o modelo econométrico proposto. Portanto, este método define o ordenamento estatístico consistente das variáveis pelas mais exógenas para a mais endógena (ANEXO B).

O terceiro procedimento constroem as funções impulso resposta nas quais o ordenamento das variáveis não importa para mensurar os impulsos e respostas entre as variáveis do modelo VAR (PESARAN; SCHIN, 1998). As funções impulso resposta generalizadas são resultados mais rigorosos para avaliar os choques de instabilidade, pois independem do ordenamento via literatura econômica e de procedimentos estatísticos, e ajudam a comprovar a eficiência do modelo proposto no trabalho.

Como apresentado no capítulo de banco de dados, este trabalho tem como série temporal o período de janeiro de 1996 a junho de 2015 e um segundo modelo que analisa a série de tempo entre janeiro de 1998 a junho de 2015. O menor período de análise do segundo modelo se deve à falta de informações para a variável que mede a proporção dos gastos do governo em relação ao PIB (*GGPIB*) disponibilizadas pelo Tesouro Nacional. E, sendo as despesas do governo um vetor de estímulo da atividade real da economia, seria importante inserir esta variável no modelo para verificar a adequação dos resultados obtidos nesta pesquisa. Desse modo, tem-se o segundo modelo apresenta com um menor número de observações, porém espera-se que não comprometa os resultados a serem encontrados.

Portanto, o capítulo está dividido em quatro seções. As seções discutem a análise das funções impulso resposta de acordo com literatura econômica apresentada no capítulo de referencial teórico. A primeira seção apresenta os resultados dos choques do indicador de instabilidade financeira sobre a volatilidade do produto agregado e outras considerações da literatura econômica a respeito de fatores condicionantes a flutuações do produto agregado. A segunda seção avalia o impacto de *FICYC* sobre o componente cíclico do consumo das famílias. A penúltima seção observa o impulso de *FICYC* diante da variável

HPINVEST. Por fim, a última seção discute os resultados das três primeiras seções através do segundo modelo.

6.1 VOLATILIDADE DO PIB

As flutuações dos ciclos econômicos são comuns na economia. A estabilidade da economia real está interligada às condições dos agregados macroeconômicos e do sistema financeiro. Fricções no sistema financeiro tornam os problemas de informação mais aparentes e reduzem os financiamentos no mercado de crédito. Sem acesso aos recursos financeiros, as firmas cortam investimentos e gastos, resultando em contração da atividade econômica.

O modelo vetor auto regressivo para avaliar o choque de instabilidade financeira sobre o produto agregado utilizou dez defasagens e constante como termo determinístico para rejeitar as hipóteses de autocorrelação serial¹⁵ (LJUNG; BOX,1978) e de heterocedasticidade condicional¹⁶ (ENGLE, 1982). Os resultados dos testes podem ser vistos no apêndice C. Segue o modelo VAR com o ordenamento de *Cholesky*:

$$\begin{bmatrix} HPPIB \\ IPCA \\ BOVESPA \\ CAMBIO \\ SOLOW \\ ABERTURA \\ F1CYC \end{bmatrix}$$

Partindo desta especificação do VAR, observa-se que o choque do indicador *F1CYC* apresenta pequenos efeitos sobre o componente cíclico do produto agregado. Somente é possível visualizar impactos, sendo neste cenário, negativo nos dois primeiros meses da função impulso resposta (GRÁFICO 12). A FIR via ordenamento pela Causalidade de Granger¹⁷ apresenta resultados similares à decomposição de *Cholesky*, tendo como

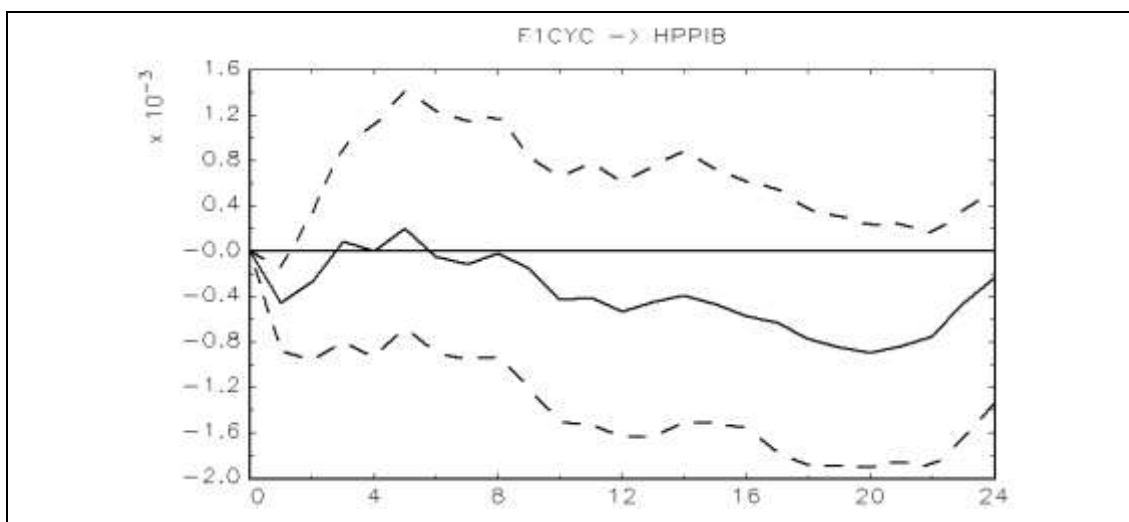
¹⁵ O teste de autocorrelação tem como hipótese nula a rejeição da autocorrelação serial. Sendo que é desejável rejeitar a hipótese. No apêndice C é possível observar que os pontos estão localizados dentro do círculo unitário. Este fato ratifica os resultados do teste de autocorrelação.

¹⁶ O teste ARCH seguiu o mesmo padrão do teste de autocorrelação, porém analisando a heterocedasticidade condicional do modelo. A hipótese nula é que não seja rejeitada a existência de heterocedasticidade condicional. Com isso, o objetivo é rejeitar a hipótese.

¹⁷ Os resultados estatísticos dos testes de Causalidade de Granger estão apresentados no apêndice D.

diferença um impacto negativo no PIB no final do período de resposta (APÊNDICE E). Desse modo, estes resultados sinalizam que o aumento da provisão e do *spread* bancário, que são componentes do indicador de instabilidade financeira e apresentam sinal positivo no índice, provocam efeitos negativos de curto prazo estatisticamente significantes no produto agregado da economia brasileira por provocarem aumento dos problemas assimetria de informação no sistema financeiro (MISHKIN, 2000).

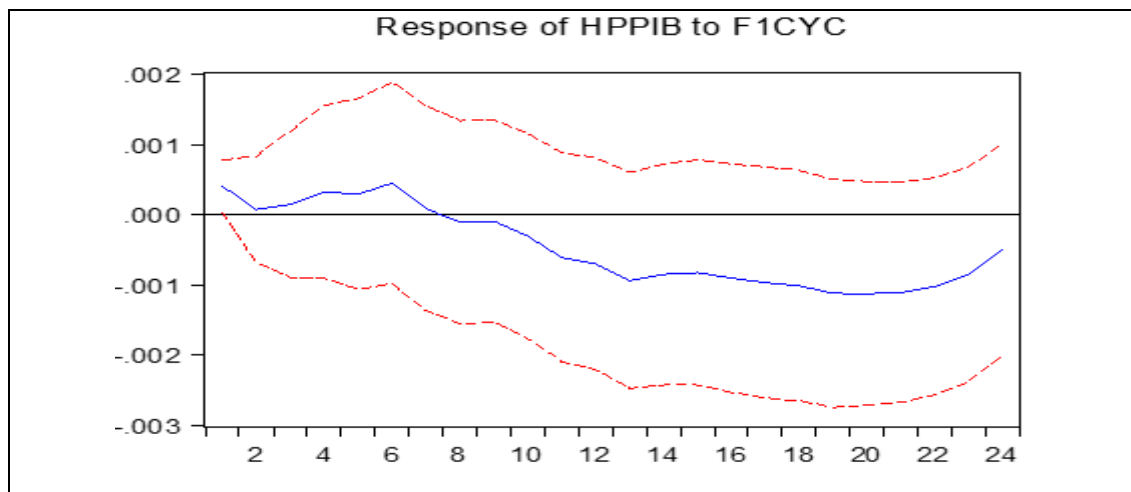
Gráfico 12 – Choques financeiros sobre o produto agregado



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Pelo procedimento de FIR generalizado, se observa em vez de retração do PIB, um rápido impacto positivo no produto agregado (GRÁFICO 13). Este resultado é compatível com a hipótese de instabilidade financeira de Minsky. Como a variável *FICYC* têm como componentes a diferença entre as taxas de mercado e a taxa de referência do sistema financeiro, a SELIC, um choque do indicador de instabilidade financeira pode sugerir que a atividade econômica possa está localizada no estágio *Hedge*, no qual favorecem o crescimento da economia e aumento das expectativas dos fluxos de caixa futuro, redução da aversão ao risco e aumento dos compromissos financeiros dos agentes (MINSKY, 1992). Dessa forma, amplia-se a volatilidade macroeconômica.

Gráfico 13 - Choques financeiros sobre o produto agregado: FIR Generalizada



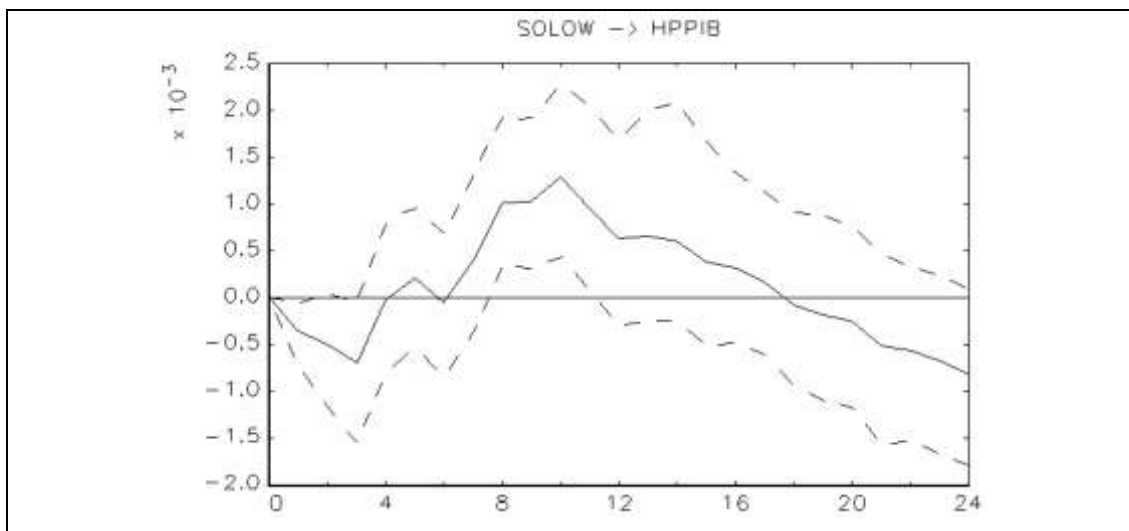
Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

6.1.1 Considerações adicionais sobre as flutuações do produto agregado

Esta subseção apresenta algumas considerações adicionais a respeito da análise do comportamento do componente cíclico do produto agregado (*HPPIB*) diante das discussões da literatura econômica. Desse modo, será realizado um breve debate sobre a resposta do PIB a choques de produtividade (*SOLOW*), nível de preços da economia (*IPCA*), preço de ações (*BOVESPA*) e, observando o lado inverso, o impacto de choques do produto agregado sobre o indicador de instabilidade financeira (*F1CYC*).

A literatura do RBC ratifica que os choques exógenos de produtividade são importantes para observar os impactos sobre as flutuações dos ciclos econômicos (KYNDLAND, PRESCOTT, 1982). Desta forma, o progresso técnico é considerado um fator importante para o crescimento da atividade econômica (PRESCOTT, 1986; REBELO, 2005). O gráfico 14 apresenta a função impulso resposta pelo ordenamento de *Cholesky* para o impulso na variável *SOLOW*, que mensura os choques de progresso técnico na economia, sobre o produto agregado. O choque exógeno de produtividade tem efeitos positivos após sete meses no componente cíclico do PIB e com duração aproximada de quatro meses. Desse modo, o resultado encontrado afirma que atividade econômica segue os choques exógenos e positivos de produtividade como prediz a literatura tradicional do *Real Business Cycles*.

Gráfico 14 – Choque de progresso tecnológico sobre o produto agregado

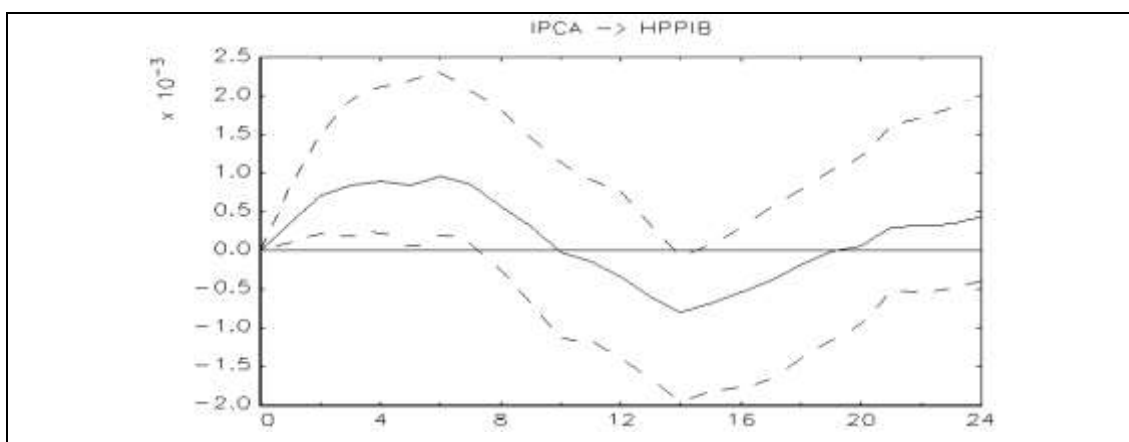


Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

O Banco Central tem como objetivo principal a estabilidade dos preços com o intuito de reduzir as flutuações do produto agregado. Fisher (1993) afirma que menor instabilidade do nível de preços favorece menor volatilidade macroeconômica. Um possível instrumento de política monetária para estimular o crescimento de curto prazo no produto agregado é o Banco Central sinalizar aos agentes econômicos maior flexibilização das metas de inflação e se utilizar de choques temporários de redução das taxas de juros e/ou aumento da liquidez do sistema financeiro para estimular a oferta agregada. Ou seja, a expansão na oferta monetária no curto prazo eleva a produção e pressiona o aumento do nível de preços. No longo prazo, não se observa efeitos reais no PIB, somente um maior nível de preços.

Desse modo, O gráfico 15 representa o impulso de um aumento do nível de preços na economia possivelmente devido à choques de política monetária, através da variável *IPCA* sobre o componente cíclico do PIB. É possível observar que o choque no *IPCA* sugere, no curto prazo, aumento da produção nos primeiros sete meses, levando a uma pressão para o aumento de preços. Entretanto, os efeitos no PIB se dissipam no longo prazo. Portanto, variações na oferta de moeda pode provocar efeitos positivos no produto de curto prazo.

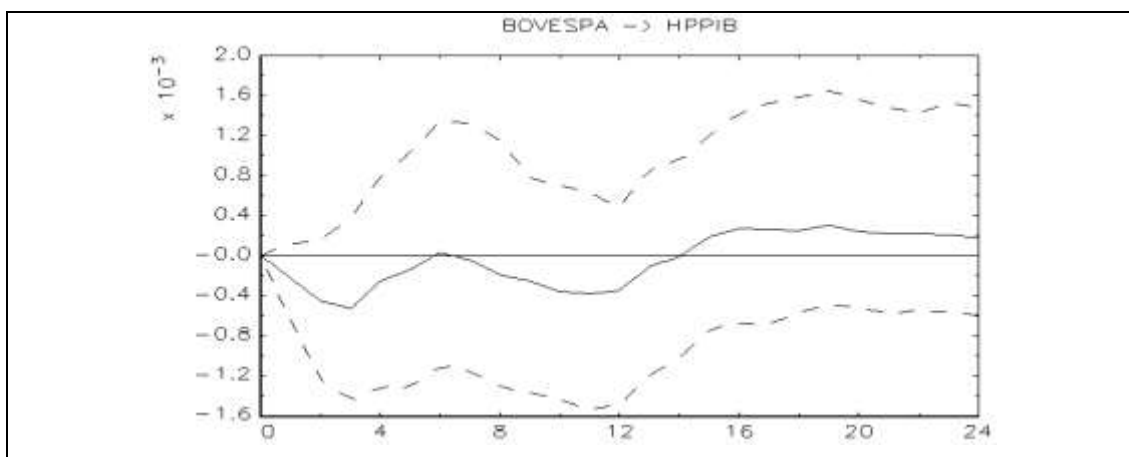
Gráfico 15 – Choque do nível de preços da economia real sobre produto agregado



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Conforme visto no capítulo quatro através da variável *BOVESPA*, o mercado financeiro no Brasil é caracterizado por pequenos descolamentos entre o preço dos ativos e o produto real da economia. Greenspan (2004) afirma que as flutuações graduais e lentas dos preços dos ativos não provocam efeitos sobre a volatilidade dos ciclos econômicos. Desse modo, o Banco Central não deveria intervir frequentemente no setor financeiro para conter as flutuações no mercado acionário. O gráfico 16 apresenta o resultado do aumento do *gap* entre a taxa de crescimento do preço das ações e a taxa de crescimento do PIB sobre o ciclo do produto agregado brasileiro. Verifica-se que as oscilações dos preços dos ativos não repercutem sobre a atividade real da economia (MISHKIN, 2010). Desse modo, corrobora com a visão na qual os preços do sistema financeiro reagem às condições intrínsecas à estrutura deste mercado.

Gráfico 16 – Choque dos preços das ações sobre o produto agregado

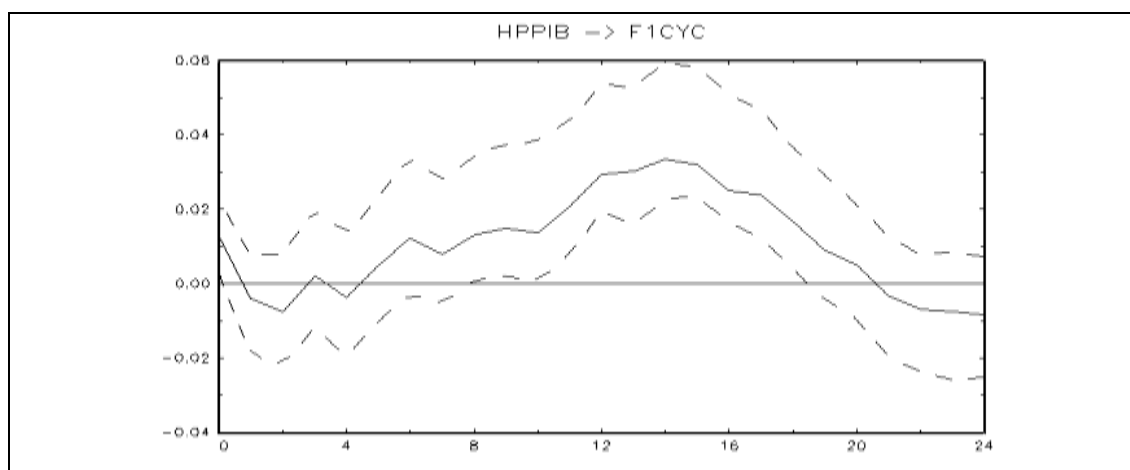


Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

O gráfico 17 representa o choque positivo do componente cíclico do PIB e a resposta do indicador de instabilidade financeira. Os resultados mostram que existe impacto positivo em relação à deterioração das condições do sistema financeiro por um período de cerca de dez meses, entre o 8º e 18º mês após o impulso em *HPPIB*¹⁸. Portanto, o resultado supõe que o aumento de *HPPIB* favorece aumento de períodos de instabilidade do sistema financeiro brasileiro.

Os resultados obtidos analisando o gráfico 17 pressupõe que os agentes econômicos reduzem a aversão ao risco e favorece crescimento de expectativas positivas de geração de receita futura (MINSKY, 1992). Com isso, existe um maior comprometimento financeiro das firmas com contratos financeiros mais arriscados. Menor aversão dos agentes a taxa de juros e expectativas de altos retornos dos investimentos, aumenta a probabilidade que os projetos de investimento não se concretizem. Como possível consequência, reduzem a capacidade de pagamento dos débitos financeiro das firmas, provocam racionamento de crédito pelas instituições financeiras (JAFEE; STIGLITZ, 1990). Desse modo a retração no mercado de crédito, reduz concessão de empréstimos para o investimento e consumo e diminui a dinâmica da atividade real da economia.

Gráfico 17 – Impacto de *HPPIB* sobre o fator de instabilidade financeira



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

¹⁸ Os resultados encontrados das FIR para o impulso dos componentes cíclicos do consumo (*HPCONS*) e investimento (*HPINVEST*) sobre resposta do indicador de instabilidade financeira (*F1CYC*) não foram estatisticamente significantes. Com isso, traz indicativos que choques positivos de consumo e investimento da economia brasileira não provoquem fricções no sistema financeiro.

Portanto, a seção apresentou os resultados das funções impulso resposta sobre o comportamento do componente cíclico do produto agregado diante os choques do fator de instabilidade financeira e algumas considerações adicionais sobre a discussão da literatura econômica. Os resultados mostram possíveis impactos positivos no PIB após choques de produtividade e de estímulo a oferta agregada. Entretanto, choques nos preços das ações não apresentaram efeitos estatisticamente significantes. E, o impacto de *HPPIB* sobre *FICYC* sugere menor aversão ao risco dos agentes econômicos durante o ciclo econômico e contribui para a discussão de Minsky sobre a hipótese de instabilidade financeira. Na próxima seção, analisa-se os resultados para a volatilidade do consumo diante choques de instabilidade do sistema financeiro brasileiro.

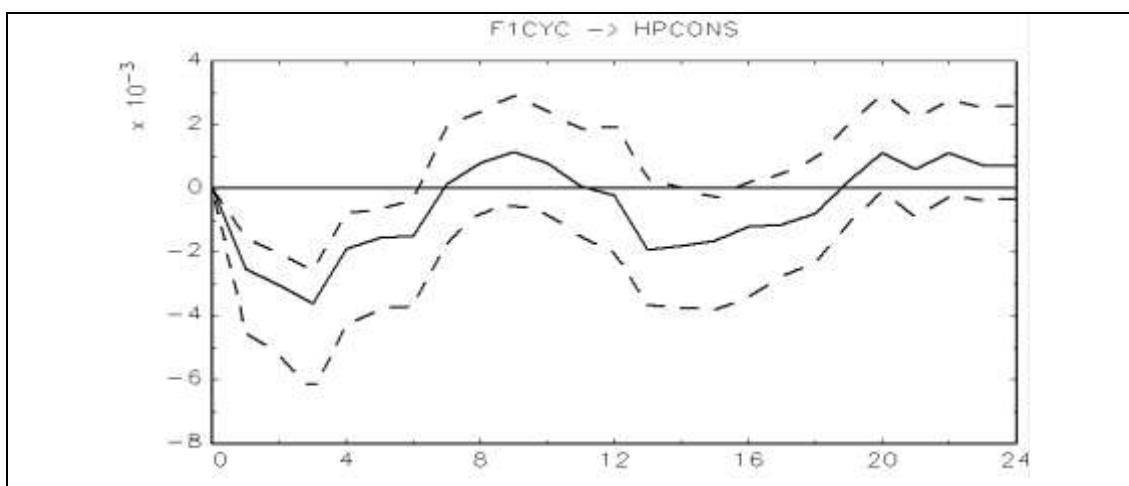
6.2 VOLATILIDADE DO CONSUMO

Para mensurar o impacto da instabilidade financeira sobre o consumo das famílias, é desenvolvido o modelo VAR com dez defasagens e constante como termo determinístico para rejeitar as hipóteses de autocorrelação serial e heterocedasticidade condicional. A seguir a especificação do modelo a partir do ordenamento de *Cholesky*:

$$\begin{bmatrix} HPCONS \\ IPCA \\ BOVESPA \\ CAMBIO \\ SOLOW \\ ABERTURA \\ FICYC \end{bmatrix}$$

O gráfico 18 apresenta a resposta do componente cíclico do consumo das famílias a um impulso no fator de instabilidade financeira *FICYC*. O impulso de distorções financeiras (*FICYC*) reduz, de acordo com o modelo, o consumo das famílias (*HPCONS*) logo nos primeiros seis meses e, em um segundo momento, entre o 13º e 15º período com menor força. Tanto a Causalidade de Granger e FIR generalizado confirmam os resultados encontrados via *Cholesky* para o intervalo inicial de queda do consumo (APÊNDICE E). Desse modo, o modelo sugere que o consumo é sensível a choques contemporâneos de instabilidade no sistema financeiro.

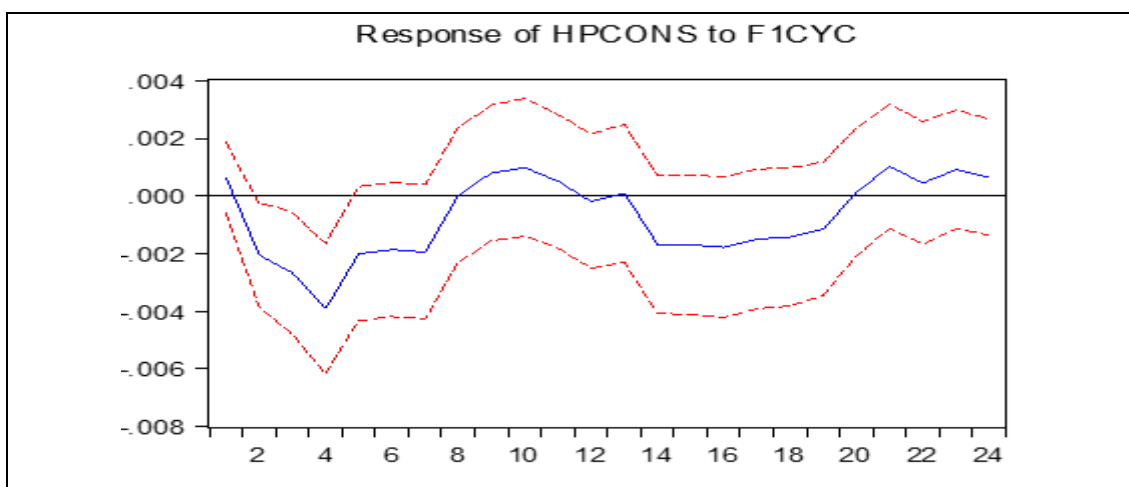
Gráfico 18 – Choques financeiros sobre o consumo das famílias



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Os resultados da FIR generalizada (GRÁFICO 19) condizem com a literatura econômica, pois ratificam a visão de que períodos de instabilidade no sistema financeiro propiciam a maior volatilidade da atividade econômica. O aumento da taxa de juros, componente do indicador de instabilidade financeira, sinaliza o aumento da dívida financeira, piora dos fluxos de caixa dos agentes econômicos e redução dos gastos com bens duráveis (MISHKIN, 2000, 2001). A deterioração das condições financeiras prejudica a análise das instituições financeiras em classificar e filtrar os bons pagadores (BERNANKE; GERTLER, 1995). Com isso, enfrenta-se problemas de seleção adversa e risco moral no setor bancário por dificultar a alocação mais eficiente dos recursos financeiros na economia (STIGLITZ; WEISS, 1981; JAFFE; STIGLITZ, 1990).

Gráfico 19 - Choques financeiros sobre o consumo das famílias: FIR Generalizada



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Desta forma, piora das condições da distribuição de ativos entre poupadores e demandantes de ativos financeiros proporcionam retração do consumo. Na próxima seção, observa-se a resposta do investimento a fricções no setor financeiro da economia brasileira.

6.3 VOLATILIDADE DO INVESTIMENTO

Os choques de instabilidade financeira sobre o investimento foram realizados a partir do modelo VAR com dez defasagens e constante como termo determinístico com o objetivo de rejeitar as hipóteses de autocorrelação serial e heterocedasticidade condicional. A decomposição pela literatura econômica ordena as variáveis da seguinte maneira:

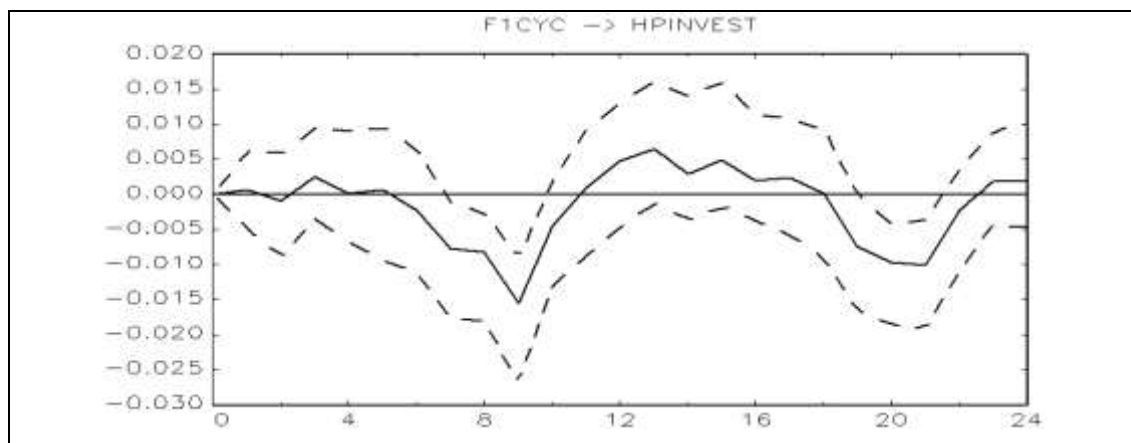
$$\begin{bmatrix} HPINVEST \\ IPCA \\ BOVESPA \\ CAMBIO \\ SOLOW \\ ABERTURA \\ F1CYC \end{bmatrix}$$

Como pode ser visto no gráfico 20, os choques de deterioração das condições do sistema financeiro podem reduzir a capacidade de investimento da economia brasileira. O impulso do indicador de instabilidade financeira (*F1CYC*) apresenta efeitos negativos acentuados durante dois períodos de resposta do componente cíclico do investimento. O primeiro período após sete meses do choque positivo da instabilidade e com duração de quatro meses o segundo intervalo entre o 19º e 21º período. Ou seja, é possível afirmar que a retração do nível de investimentos na economia é uma das consequências da piora das condições do setor financeiro.

A queda mais acentuada do investimento e com um período de defasagens um pouco maior do que o componente cíclico do consumo (*HPCONS*) sugere que os gastos de investimento podem ser realizados via recursos próprios pelas firmas sem a necessidade de recorrer ao setor bancário. Entretanto, quando não existe mais a possibilidade de utilizar ativos da firma para o financiamento dos projetos de investimento, existe uma queda acentuada do nível de investimentos na economia. Pela ótica do consumo, os

choques no indicador de instabilidade financeira apresentam efeitos mais rápidos, pois os gastos das famílias têm impactos mais rápidos quando se altera o volume de crédito disponibilizado no sistema financeiro e a taxa de juros. Desse modo, o crédito mais caro, reduz de imediato os gastos das famílias devido ao aumento do *spread* bancário, que são componentes da variável *FICYC*.

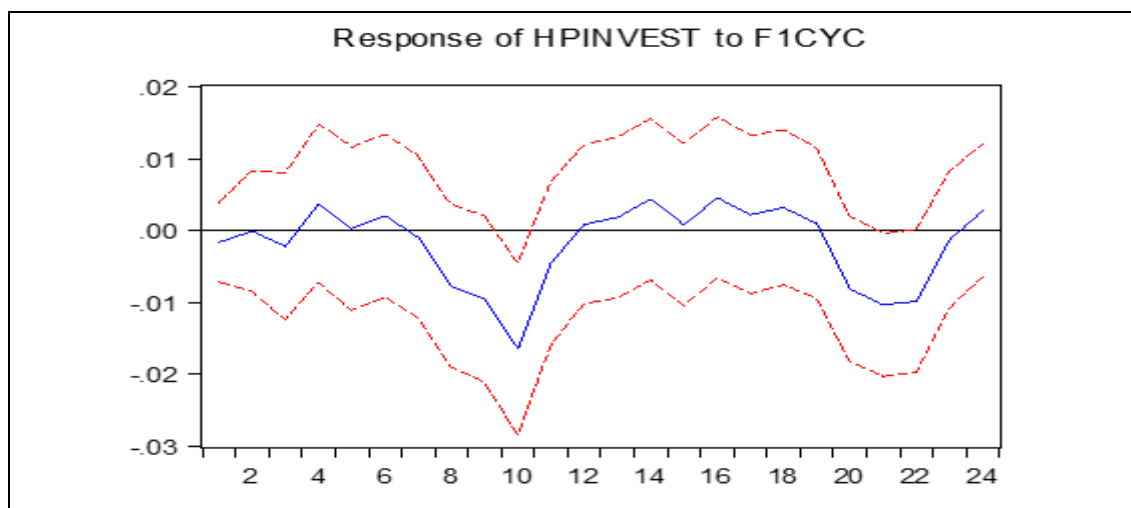
Gráfico 20 – Choques financeiros sobre o investimento



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

A avaliação para o choque da variável *FICYC* e a resposta de *HPINVEST* foram semelhantes quando aplicadas as funções impulso resposta para os procedimentos de Causalidade de Granger (APÊNDICE E) e FIR generalizado (GRÁFICO 21). Com isso, mostra-se que o modelo é congruente em avaliar os impactos sobre a volatilidade do investimento.

Gráfico 21 – Choques financeiros sobre o investimento: FIR Generalizada



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Os resultados encontrados para a variável *HPINVEST* ratificam a literatura econômica em afirmar que períodos de instabilidade financeira provocam maior volatilidade macroeconômica. A variável *FICYC*, têm como componentes indicadores de liquidez do sistema financeiro, provisão de crédito e de *spread* bancário. O choque de instabilidade condiz com o comportamento do investimento proposto pela visão do “acelerador financeiro” de Bernanke e Gertler (1995), visto que modificações no prêmio de financiamento acarretam em flutuações dos agregados macroeconômicos. Pela ótica da estrutura termo das taxas de juros, o aumento do *spread* bancário favorece na retração do mercado de crédito, pois aumenta o custo de financiamento para projetos de investimento. Menor fluxo de recursos financeiros reduzem o nível de investimentos na economia (BERNANKE; LOWN, 1991). Com isso, os resultados apresentados trazem elementos discutidos pela literatura econômica, nos quais sugerem que choques financeiros aumentam a assimetria de informação, dificulta o fluxo de empréstimos e reduzem os investimentos produtivos.

Pelo mecanismo tradicional de transmissão da política monetária através do canal da taxa de juros tem-se que choques na taxa de juros de curto e longo prazo, que neste caso refere-se ao *spread* bancário do indicador de instabilidade financeira, implicam em flutuações do consumo e investimento (TAYLOR, 1995). Os gráficos 20 e 21 ratificam as suposições de Taylor, na qual as elevações das taxas de juros aumentam o custo de capital devido a rigidez dos preços na economia e reduzem os gastos de capital. Portanto, o componente cíclico do investimento é sensível a choques de instabilidade do sistema financeiro devido ao aumento da assimetria de informação no mercado de crédito e pela a retração da oferta de crédito está relacionada com a dificuldade dos agentes econômicos sinalizarem bons projetos de investimento em períodos de fricções financeiras. Na próxima seção, apresenta-se os resultados dos modelos VAR do segundo modelo para avaliar a congruência dos resultados encontrados pelas funções impulso resposta.

6.4 MODELO DE CONSISTÊNCIA DOS RESULTADOS

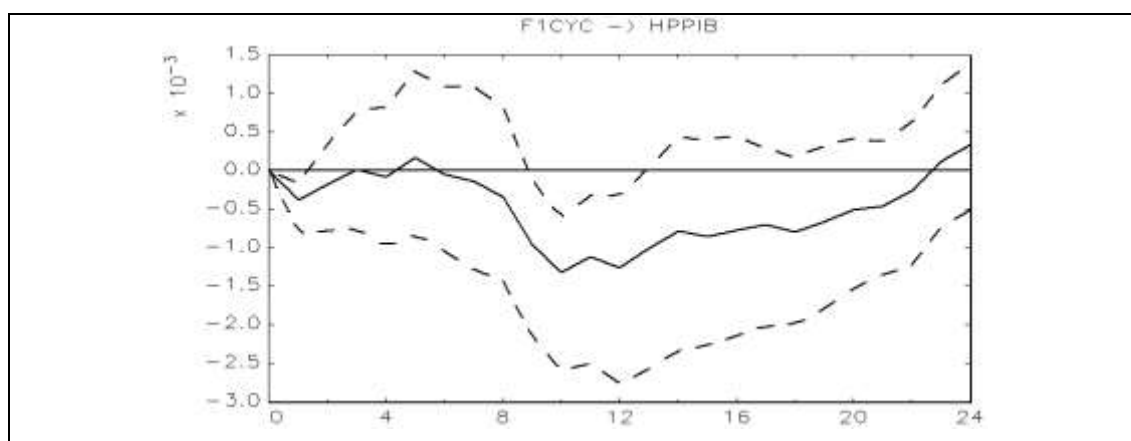
O segundo modelo proposto neste trabalho tem como objetivo ratificar os resultados encontrados, nas seções acima deste capítulo, para o impacto do fator de instabilidade financeira (*FICYC*) sobre o produto agregado (*HPPIB*), consumo (*HPCONS*) e

investimento (*HPINVEST*). Este modelo auxiliar apresenta como amostra a série de tempo do período de janeiro de 1998 a junho de 2015 e adiciona a variável *GGPIB* disponibilizada no Tesouro Nacional, na qual representa a razão entre as despesas do governo e o PIB.

Esta seção utiliza os mesmos procedimentos de ordenamento das variáveis: *Cholesky*, Causalidade de Granger/*Block exogeneity Wald test* (APÊNDICE G) e função impulso resposta generalizada, e os procedimentos estatísticos de congruência para rejeitar as hipóteses de autocorrelação serial e heterocedasticidade condicional. Portanto, a seguir serão apresentados os gráficos das funções impulso resposta para cada agregado macroeconômico analisado neste trabalho.

Os modelos VAR aqui avaliados necessitaram de nove defasagens para *HPPIB* e dez defasagens para *HPCONS* e *HPINVEST* para rejeitar as hipóteses de autocorrelação serial e heterocedasticidade (APÊNDICE F). Como pode ser visto no gráfico 22, existe uma diferença entre o modelo VAR utilizado na seção 6.1 com o apresentado a seguir. Observa-se que o choque de instabilidade financeira pode causar efeitos negativos sobre o produto agregado entre o 9º e 12º período, além do encontrado no gráfico 12. Nas funções impulso resposta seguindo o ordenamento pela Causalidade de Granger e pela FIR generalizada (APÊNDICE H) têm-se comportamento similar ao gráfico 22. Portanto, sugere que distúrbios no setor financeiro da economia brasileira podem produzir impactos negativos no PIB não somente nos primeiros momentos como também após nove meses da piora dos fluxos de recursos financeiros na economia.

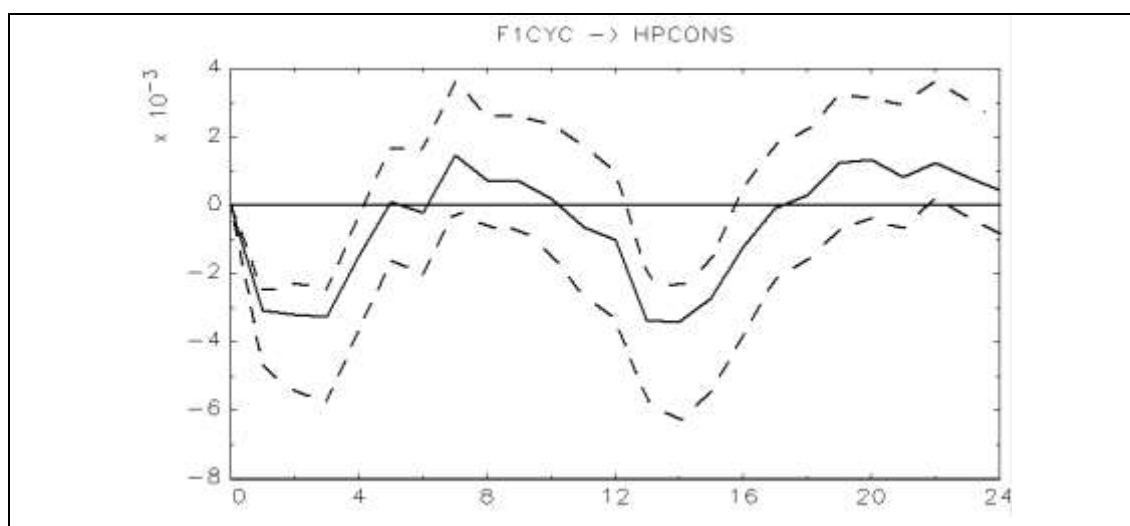
Gráfico 22 – Modelo alternativo: Choques financeiros sobre o produto agregado



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Em relação aos resultados de choques financeiros para o consumo e investimento, os modelos VAR auxiliares têm características similares aos encontrados nas seções acima. O choque do fator de instabilidade no segundo modelo apresenta impactos negativos mais acentuados no segundo momento, entre o 12º e 16º mês após o impulso de *FICYC* (GRÁFICO 23). Pelos outros dois procedimentos de construção das funções impulso resposta têm-se respostas parecidas (APÊNDICE H) e reafirmam a eficácia dos resultados do trabalho em considerar a relação entre a instabilidade financeira e a volatilidade macroeconômica.

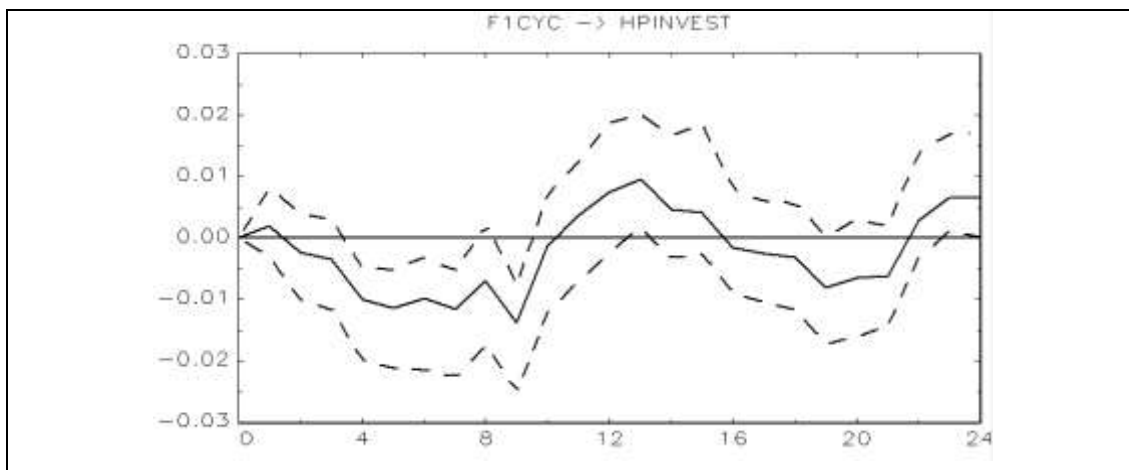
Gráfico 23 - Modelo alternativo: Choques financeiros sobre o consumo



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Analisando as respostas do componente cíclico do investimento a partir do gráfico 24, acentua-se o impacto negativo nos primeiros meses após o impulso da variável *FICYC* para os ordenamentos de *Cholesky* e Causalidade de Granger, porém para a FIR generalizada perde-se grande parte da significância estatística dos resultados (APÊNDICE E). Entretanto, os resultados do modelo da seção 6.3 e o modelo alternativo sugerem que a presença de fatores que propiciam deterioração das condições de crédito e aumento da assimetria de informações no sistema financeiro favorecem retração do nível de investimentos na economia brasileira.

Gráfico 24 - Modelo alternativo: Choques financeiros sobre o investimento



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Portanto, os resultados similares entre os modelos VAR apresentados no trabalho corroboram para retirar algumas considerações a respeito da congruência e eficiência das funções impulso resposta analisadas. Os resultados encontrados neste capítulo sugerem que existem uma relação entre a instabilidade do sistema financeiro e as flutuações do ciclo de negócios. É possível concluir que períodos de instabilidade financeira retraem a oferta de crédito, aumenta os problemas de acesso a informação das instituições financeiras e dificulta a distribuição de ativos financeiros entre poupadores e demandantes de ativos financeiros. Desse modo, este trabalho contribui para a discussão da relação entre a instabilidade financeira e a volatilidade macroeconômica.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho foi mensurar os efeitos da instabilidade financeira sobre o componente cíclico do PIB, consumo e investimento da economia brasileira. O interesse foi analisar o impacto de possíveis períodos de instabilidade do sistema financeiro sobre as flutuações do ciclo de negócios no Brasil. Para avaliar a resposta para o produto agregado, consumo das famílias e investimento foi construído um indicador de instabilidade financeira e testou-se a hipótese de que piora a deterioração do setor financeiro brasileiro contribui para a volatilidade macroeconômica.

Para atingir o objetivo deste trabalho, foram analisadas as características do sistema financeiro brasileiro. Avaliando a conjuntura do setor financeiro brasileiro e ao buscar relacionar as condições deste com a atividade real, percebe-se que o sistema financeiro brasileiro tem elevada concentração bancária e demonstra tendência de redução da volatilidade do mercado de ações e do *spread* bancário. Com isso, sinaliza que o setor financeiro no Brasil está mais robusto a choques financeiros e, portanto, ajuda a reduzir a volatilidade da atividade real da economia.

A revisão da literatura econômica buscou compreender os possíveis fatores que causam volatilidade dos ciclos econômicos. Os modelos tracionais da teoria neoclássica afirmam que o fator mais importante para flutuações econômicas são os choques de progresso tecnológico e os choques monetários não são significativos para a atividade real da economia. Entretanto, outros estudos avaliam que o sistema financeiro tem importante papel para mitigar a volatilidade macroeconômica. O mercado financeiro mais profundo, estável, e eficaz ajuda na alocação de recursos financeiros, facilita na diversificação dos riscos das operações financeiras, reduz os problemas de assimetria de informação e amplia os efeitos da política monetária sobre a atividade econômica. Desse modo, o sistema financeiro favorece na redução da volatilidade dos ciclos por mitigar os riscos e facilita o fluxo de recursos na economia.

A metodologia deste trabalho foi composta pelo modelo vetor auto regressivo (VAR) com o intuito de quantificar empiricamente a relação entre a instabilidade do sistema financeiro e os ciclos econômicos e analisar, separadamente, a resposta de choques de instabilidade financeira pelo produto agregado, consumo e investimento. Além de outras

considerações a respeito de fricções sobre a produtividade, instrumentos de política monetária e aversão ao risco dos agentes econômicos.

Os resultados encontrados são compatíveis com a literatura econômica. Utilizando o ordenamento das funções impulso resposta por *Cholesky* e pela Causalidade de Granger apresenta-se resultados similares. O impulso na variável de instabilidade financeira repercute em retração do produto agregado no curto prazo possivelmente pelo aumento dos problemas de seleção adversa e risco moral, visto que a variável *FICYC* têm como componentes que mensuram a provisão no sistema financeiro e o *spread* bancário.

Entretanto quando comparado o resultado com a FIR generalizada houve uma inversão da resposta do PIB, sugerindo menor aversão ao risco dos agentes e corroborando com a literatura econômica que discute a hipótese de instabilidade financeira. O impulso do indicador de instabilidade financeira supõe um possível aumento do produto agregado quando observado a função impulso resposta generalizada. Desse modo, sinaliza que os agentes econômicos possam apresentar um excesso de expectativas positivas em relação aos fluxos de caixa futuros e se tornaram menos avessos ao risco e ampliaram os gastos com projetos de investimento. Com isso, estimulando o rápido crescimento do produto de curto prazo.

Outras considerações a respeito da literatura econômica foram observadas na dissertação para ratificar a literatura empírica dos ciclos de negócios. Choques exógenos e positivos de progresso tecnológico na economia brasileira provocaram efeitos positivos sobre o PIB. O resultado encontrado confirma o suposto da literatura tradicional do *Real Business Cycles*. Estímulos de política monetária via aumento da oferta monetária e/ou redução das taxas de juros favorecem o aumento da produção no curto prazo e do nível de preços da economia. Outro fato importante são os choques dos preços dos ativos sobre a atividade econômica. Os resultados sugerem que flutuações nos preços das ações no mercado financeiro brasileiro não são estatisticamente significantes. Desse modo, afirma a literatura que aborda o estudo de bolha de ativos.

O crescimento da atividade econômica também foi avaliado para mensurar impactos sobre a instabilidade do sistema financeiro. Ou seja, choques positivos do componente cíclico do PIB proporcionam aumento dos períodos de instabilidade do sistema financeiro

brasileiro. Enquanto que impulso nos componentes cíclicos do consumo das famílias e do investimento não foram estatisticamente significantes para a resposta do indicador de instabilidade financeira. A análise deste resultado corrobora com a visão da hipótese de instabilidade financeira de Minsky. Os agentes econômicos reduzem a aversão ao risco e favorece crescimento de expectativas positivas de geração de receita futura, aumentam os compromissos financeiros. Com isso, aumenta a probabilidade de não concretizar os projetos de investimento e as firmas fiquem com débitos acima das receitas consolidadas. Desse modo, aumenta os problemas de assimetria de informação, racionamento de crédito pelas instituições financeiras e retração da atividade econômica.

Em relação ao consumo, observa-se que o indicador de instabilidade propicia maior volatilidade da atividade econômica no Brasil. O choque de instabilidade financeira possibilita o aumento da dívida financeira dos agentes econômicos e deterioração do fluxo de ativos financeiros devido aos problemas de seleção adversa e risco moral no setor financeiro. Desse modo, retrai os gastos com bens duráveis e maior volatilidade do consumo

Os investimentos apresentaram efeitos estatisticamente significantes mais acentuados do que em relação ao PIB e consumo. Períodos de instabilidade financeira produzem impactos negativos sobre o componente cíclico do investimento. Este resultado corrobora com o suposto de “acelerador financeiro” da política monetária diante das modificações no prêmio de financiamento em ampliar e propagar os efeitos sobre os investimentos e a dinâmica da economia real. Ratifica-se a relação do canal tradicional de transmissão de política monetária via taxa de juros. O indicador de instabilidade tem como componentes o *spread* bancário. Logo, modificações nas taxas de juros proporcionam flutuações dos gastos com investimento produtivo. Desse modo, choques nas taxas de juros implicam em maior volatilidade do investimento.

O trabalho fornece indícios de que períodos de instabilidade financeira são prejudiciais para a economia brasileira. O indicador de instabilidade financeira pode ser um importante instrumento de sinalização das condições de fluxo de recursos financeiros no mercado brasileiro, o nível de assimetria de informação do setor bancário e a aversão de risco dos agentes econômicos. Com isso, sua análise contribuiria para a formulação de

instrumentos de política econômica com o objetivo de reduzir os impactos de choques financeiros na volatilidade da atividade econômica.

Por fim, sugere-se a utilização pelo Banco Central do Brasil de um indicador de instabilidade com o objetivo de sinalização de possíveis períodos de deterioração das condições do setor financeiro brasileiro. O indicador desenvolvido neste trabalho é simples, visto que se utiliza poucas variáveis para mensurar as características do sistema financeiro. Em trabalhos futuros, pode existir a necessidade de aprimorar este indicador de instabilidade financeira para avaliar os resultados encontrados.

REFERÊNCIAS

ACEMOGLU, D. ; JOHNSON, S. ; ROBINSON, J. ; THAICHAROEN, Y. Institutional Cause, Macroeconomic Symptoms: Volatility, Crises, and Growth. **Journal of Monetary Economics**, v. 50, p. 49-123, 2003.

ACEMOGLU, D. ; ZILIBOTTI, F. Was Prometheus Unbound by Chance? Risk, Diversification, and Growth. **Journal of Political Economy**, v. 105, n. 4, p. 709-751, 1997.

AGHION, P. ; BANERJEE, A. ; PIKETTY, T. Dualism and Macroeconomic Volatility. **Quarterly Journal of Economics**, v. 114, n. 4, p. 1359-1397, 1999.

ANGELIS, CRISTIANO, T. **Um estudo sobre os filtros Hodrick-Prescott e Baxter-King**. 2004. 61 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal de Santa Catarina, UFSC, Florianópolis, 2004.

BACHMANN, R. ; MOSCARINI, G. **Business Cycles and Endogenous Uncertainty**. Disponível em:
<<https://ideas.repec.org/p/red/sed011/36.html>>. Acesso em 25 abr. 2016.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de economia bancária e crédito**. Brasília, 2005.

_____. **Relatório de economia bancária e crédito**. Brasília, 2010.

_____. **Sistema gerenciador de séries temporais**. Disponível em:
<<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTeLaLocalizarSeries>>. Acesso em 25 jul. 2016.

BANCO MUNDIAL. **World Bank Open Data**. Disponível em: <<http://data.worldbank.org/>>. Acesso em 25 out. 2016.

BARTH, J. R. ; GERRARD, C. Jr ; LEVINE, R. **Rethinking Bank Regulation: Till Angels Govern**, New York: Cambridge University Press, 2006.

BECK, T. ; LUNDBERG, M. ; MAJNONI, G. Financial Intermediary development and Growth Volatility: Do Intermediaries Dampen or Magnify Shocks. **Journal of International Money and Finance**, v. 25, p. 1146-1167, 2006.

BERNANKE, B. **The Logic of Monetary Policy**, Remarks Before the National Economists Club, 2004. Disponível em: <<https://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2004/20041202/>>. Acesso em 30 jun. 2016.

BERNANKE, B. **Asset Price “Bubbles” and Monetary Policy**. Remarks before the New York Chapter of the National Association for Business Economics, 2002.

Disponível em: <

<https://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2002/20021015/>>. Acesso em 30 jun. 2016.

BERNANKE, B. S. ; GERTLER, M. ; GILCHRIST, S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In: TAYLOR, J. ; WOODFORD, M. **Handbook of Macroeconomics**, v. 1B, 1999. p. 1342-1393.

BERNANKE, B. S. ; GERTLER, M. ; GILCHRIST, S. The financial accelerator and the flight to quality. **Review of Economics and Statistics**, v. 78, p. 1- 15, 1996.

BERNANKE, B. ; GERTLER, M. Monetary Policy and Asset Price Volatility. *Economic Review*, v. 4, p. 17-51, 1999.

BERNANKE, B.S. ; GERTLER, Mark ; GILCHRIST, S. The Financial Accelerator and the Flight to Quality. **The Review of Economics and Statistics**, v. 78, n. 1. 1996.

BERNANKE, B. ; LOWN, C. The credit crunch. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 2. 1991. p. 205-247.

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

BORDO, M. ; JEANNE, O. **Boom-Bust in Asset Prices, Economic Instability, and Monetary Policy**. Cambridge: Cambridge University, 2002. (NBER Working Paper. n. 8966).

BORIO, M. ; LOWE. **Asset Prices, Financial and Monetary Stability**: Exploring the Nexus, 2002. (BIS Working Paper. n. 114).

BOYD, J. H. ; PRESCOTT, E. C. Financial Intermediary-Coalitions. **Journal of Economics Theory**, v. 38, p. 211-232, 1986.

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

BURNSIDE, C. ; EICHENBAUM, M. Factor-Hoarding and the Propagation of Business-Cycle Shocks. **American Economic Review**, v. 86, p. 1154-1174, 1996.

CABALLERO, R. J. ; KRISHNAMURTHY, A. International and Domestic Collateral Constraints in a Model of Emerging Market Crises. **Journal of Monetary Economics**, v. 48, p. 513-548, 2001.

CARRIÈRE-SWALLOW, Y. ; JÁCOME, L. ; MAGUD, N. ; WERNER, A. **Central Banking in Latin America**: The Way Forward. 2016. (IMF Working Paper. n. 197).

CHRISTIANO, L. ; MOTTO, R. ; ROSTAGNO, M. Financial Factors in Economic Flutuations. 2010. (European Central Bank Working Paper. n. 1192).

CHU, V.Y.T. Centrais de informações de crédito e sistema central de risco de crédito. In: BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Economia bancária e crédito: avaliação de 3 anos do projeto juros e spread bancário**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2002. p. 37-47.

ČIHÁK, M. ; DEMIRGUC-KUNT, A. ; FEYEN, E. ; LEVINE, R. **Financial Development in 2005 Economies, 1960 to 2010**. Cambridge: Cambridge University, 2013. (NBER Working Paper. n. 18946).

DABLA-NORRIS, E. ; SRIVISAL, N. **Revisiting the Link Between Finance and Macroeconomic Volatility**. United Kingdom. 2013. (IMF Working Paper. n. 29).

Disponível em:

<<https://www.imf.org/external/pubs/cat/longres.aspx?sk=40284.0>>. Acesso em 25 abr. 2016.

DENIZER, C. ; IYIGUN, M. ; OWEN, A. **Finance and Macroeconomic Volatility**. 2000. (Policy Research Working Paper. n. 2487). Disponível em:

<<https://ideas.repec.org/p/wbk/wbrwps/2487.html>>. Acesso em 25 abr. 2016.

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.

EASTERLY, W. ; ISLAM, R. ; STIGLITZ, J. **Shaken and Stirred: Explaining Growth Volatility**, 2000. Disponível em:

<<http://econ.worldbank.org/external/default/main?theSitePK=477872&contentMDK=20340423&menuPK=814941&pagePK=64168182&piPK=64168060>>. Acesso em 25 abr. 2016.

EDGERTON, D. ; SHUKUR, G. Testing autocorrelation in a system perspective. **Econometric Reviews**. v. 18, p. 343–386, 1999.

ENDERS, Walter. **Applied econometric times series**. 2. ed. Nova York: Wiley, 2004.

EFRON, B. ; TIBSHIRANI, R. J. **An Introduction to the Bootstrap**. New York: Chapman & Hall., 1993.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Hoboken, NJ: Wiley. 2003.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity, with estimates of the variance of United Kingdom's inflations. **Econometrica**, v. 50, p. 987–1007, 1982.

ENGLISH, W. B. Inflation and Financial Sector Size. **Finance and Economics Discussion Series**, n. 16, 1996.

EVANS, C. L. Productivity Shocks and Real Business Cycles. **Journal of Monetary Economics**, v. 29, p. 191-208, 1992.

FAN, P. ; MOHTADI, H. ; NEUMANN, R. Financial Integration, Macroeconomic Volatility, and the Directions of Capital Flows. **Working Paper**, 2014. Disponível em:

https://pantherfile.uwm.edu/mohtadi/www/Financial%20Integration%20and%20Economic%20Volatility_11_15_2014.pdf>. Acesso em 25 abr. 2016.

FELDSTEIN, M. The Costs and Benefits of Going from Low Inflation to Price Stability,” In: ROMER, D. **Reducing Inflation: Motivation and Strategy**. Chicago: University of Chicago Press, 1997.

FERGUSON, R. W. Recessions and Recoveries Associated with Asset-Price Movements: What Do We Know? In: **Remarks at the Stanford Institute for Economic Policy Research**. California: Stanford University, 2005. Disponível em: < <https://ideas.repec.org/p/fip/fedgsq/69.html>>. Acesso em 30 jun. 2016.

FISHER, I. The Debt-Deflation Theory of Great Depressions. **Econometrica**, v. 1, p. 337-357, 1933.

FRIEL, C. M. **Notes on Factor Analysis**. Huntsville: Criminal Justice Centre, Sam Houston State University, 2009.

GARCIA-ESCRIBANO, M. ; HAN, F. **Credit Expansion in Emerging Markets: Propeller of Growth?** Madrid. 2015. (IMF Working Paper n. 212).

GERTLER, M. Financial structure and aggregate economic activity: an overview. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 20, p. 559–588, 1988.

GERTLER, M. ; GILCHRIST, S. Monetary policy, business cycles and the behavior of small manufacturing firms. **Quarterly journal of economics**, v. 109, p. 309-340 1994.

GILCHRIST, S. ; SIM, J. W.; ZAKRAJSEK, E. **Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics**. Cambridge: Cambridge University, 2014. (NBER Working Paper. n. 20038).

GILCHRIST, S. ; ZAKRAJSEK, E. Credit Spreads and Business Cycle Fluctuations. **American Economic Review**, v. 102, p. 1692–1720, 2012.

GREENSPAN, A. Risk and Uncertainty in Monetary Policy. In: **Remarks at the Meetings of the American Economic Association**, San Diego, California, 2004. Disponível em: < <https://www.federalreserve.gov/BoardDocs/Speeches/2004/20040103/>>. Acesso em 30 jun. 2016.

GREENWALD, C. ; STIGLITZ, J. E. Financial market imperfections and business cycles. **Quarterly Journal of Economics**, v. 108, p. 77-114, 1993.

GREENWOOD, J. ; JOVANOVIC, B. Financial Development, Growth, and the Distribution of Income. **Journal of Political Economy**, v. 98, p. 1076-1107, 1990.

HAIR, J. F. Jr. ; BLACK, W. C. ; BABIN, B. J. ; ANDERSON, R. E. ; TATHAM, R. L. **Multivariate Data Analysis**. 6ª edição. Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall. 2006.

HALL, P. **The Bootstrap and Edgeworth Expansion**. Springer, New York. 1992.

HELBLING, T. ; BAYOUMI, T. **Are they all in the same boat? The 2000-1 growth slowdown under the G-7 business linkages.** 2003. (IMF Working Paper. n. 45).

HUBBARD, R. G. Is There a "Credit Channel" for Monetary Policy? **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, v. 77, p. 63-74, 1995.

INTERNACIONAL MONETARY FUND. Asset Prices and Business Cycle. **World Economic Outlook**. Washington, D.C., 2000.

_____. Growth and Institutions. **World Economic Outlook**, Washington, D.C., 2003.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **População economicamente ativa**. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/trabalhoerendimento/pme_nova/> . Acesso em: 15 set. 2016.

IYIGUN, M. ; OWEN, A. Income Inequality and Macroeconomic Fluctuations. **The Economic Journal**, v. 114, p. 352-376, 2004.

JAFFEE, O. ; STIGLITZ, J. Credit Rationing. In: FRIEDMAN, B. M. ; HAHN, F. H. **Handbook of Monetary Economics**, v. II, 1990. p. 838-888.

JAIMOVICH, N. **Firm Dynamics, Markup Variations, and the Business Cycle**. San Diego: University of California, 2004.

KASHYAP, A. K. ; STEIN, J. C. Monetary policy and bank lending. In: MANKIW, N.G. **Monetary policy**. Chicago: University of Chicago Press, 1994.

KING, R. ; LEVINE, R. Finance and growth: Schumpeter might be right. **Quarterly Journal of Economics**, v. 108, p. 717-737, 1993a.

KING, R. G. ; LEVINE, R. Finance, Entrepreneurship, and Growth: Theory and Evidence. **Journal of Monetary Economics**, v. 32, p. 513-542, 1993b.

KING, R. G. ; REBELO, S. Resuscitating Real Business Cycles. In: TAYLOR, J. ; WOODFORD, M. **Handbook of Macroeconomics**, v. 1B, 1999. p. 928-1002.

KOHN, D. How Should Policymakers Deal with Low-Probability, High Impact Events? **Remarks at the European Central Bank Conference on Monetary Policy and Imperfect Knowledge**. Wurzburg, Alemanha, 2004. Disponível em: <<https://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2004/20041015/>>. Acesso em 30 jun. 2016.

KOOP, G. ; PESARAN, M. H. ; POTTER, S. M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. **Journal of Econometrics**, v. 74, p. 119-147, 1996.

KOSE, M. ; PRASAD, E. ; TERRONES, M. Financial Integration and Macroeconomic Volatility. **International Monetary Fund**, v. 50, p. 119-142, 2003.

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.

KYDLAND, F. E. ; PRESCOTT, E. C. Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, v. 14, p. 3-18, 1990.

KYDLAND, F. E. ; PRESCOTT, E. C. Time to Build and Aggregate Fluctuations. **Econometrica**, v. 50, p. 1345-1370, 1982.

LATIN, J.M. ; CARROLL, J.D. ; GREEN, P.E. **Análise de Dados Multivariados**. São Paulo: Editora Cengage Learning. 2011.

LEVINE, R. Finance and Growth: Theory and Evidence. In: AGHION, P. ; DURLAUF, S. **Handbook of Economic Growth**. 1. ed, v. 1, p. 865–934, 2005.

LEVINE, R. **Law, Finance, and Economic Growth**. Virginia: University of Virginia, 1997. Mimeo.

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.

LOAYZA, N. ; RADDATZ, C. The Structural Determinants of External Vulnerability. **The World Bank Economic Review**, v. 21, p. 359-387, 2007.

LUCAS, R. E. Econometric Policy Evaluation: A Critique. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 1, p. 19-46, (1976).

_____. Expectations and the Neutrality of Money. **Journal of Economic Theory**, v. 4, p. 103-24, 1972.

_____. Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs. **American Economic Review**, v. 63, p. 326-34, 1973.

LUDVIGSON, S. ; MA, S. ; NG, S. **Uncertainty and Business Cycles: Exogenous Impulse or Endogenous Response?** Cambridge: Cambridge University, 2015. (NBER Working Paper. n. 21803).

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

LÜTKEPOHL, H. ; KRATZIG, M. ; BOREIKO, D. **VAR Analysis in JMulti**. 2006.

MEHRA, R. ; PRESCOTT, E. C. The Equity Premium: A Puzzle. **Journal of Monetary Economics**, v. 15, p. 145-161, 1985.

MINSKY, H. P. **Stabilizing An Unstable Economy**. Yale University Press. 1986.

MINSKY, H. P. **The financial instability hypothesis**. Annandale-on-Hudson: The Levy Economics Institute at Bard College. Working paper, n. 74, 1992.

MISHKIN, F. S. **Financial Stability and the Macroeconomy**. Iceland: Department of Economics. Central bank of Iceland, 2000. (Working Paper. n 9).

_____. **Internacional Capital Movements, Financial Volatility and Financial Instability**. Cambridge: Cambridge University, 1998. (NBER Working Paper. n. 6390).

_____. **Monetary Policy Strategy: Lessons from the Crisis**. Cambridge: Cambridge University, 2011. (NBER Working Paper. n. 16755).

_____. The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy. In: **ASPECTS of the Transmission Mechanism of Monetary Policy**. Vienna: Osterreichische National Bank, p. 58-71, 2001.

_____. The causes and propagation of financial instability: lessons for policymakers. In: **MAINTAINING Financial Stability in a Global Economy**. Kansas City: Federal Reserve Bank of Kansas City, 1997.

_____. Illiquidity, Consumer Durable Expenditure, and Monetary Policy. **American Economic Review**, v. 66, n. 4, p. 642-654, 1976.

_____. Monetary Policy Flexibility, Risk Management, and Financial Disruptions. **Journal of Asian Economics**, v. 23, p. 242-246, 2010.

_____. **The economics of money, banking, and financial markets**. Columbia: Columbia University, 2004.

MODIGLIANI, E. ; MILLER, M. The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment. **American Economic Review**, v. 48, p. 261-297, 1958.

PALLANT, J. **SPSS Survival Manual**. United Kingdom: Open University Press. 2007.

PÁSTOR, L. ; VERONESI, P. Political uncertainty and risk premia. **Journal of Financial Economics**, v. 110, p. 520–545, 2013.

PESARAN, H. H ; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, v. 58, p. 17-29, 1998.

POPOV, A. **Financial Liberalization, Growth, and Risk**. Frankfurt: European Central Bank, 2011.

PRESCOTT, E. Theory Ahead of Business-Cycle Measurement. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 25, p. 11-44, 1986.

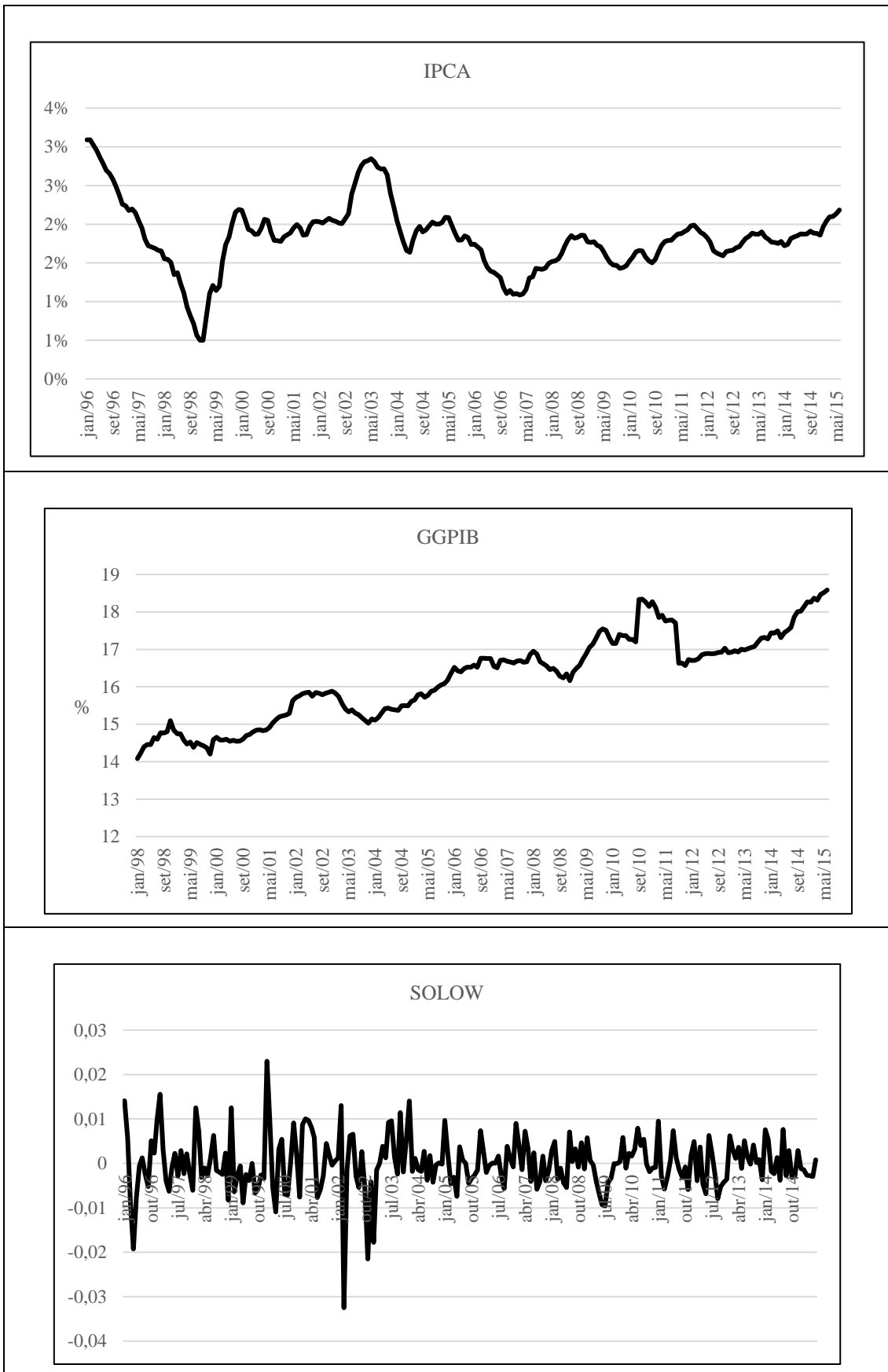
RAMEY, G. ; RAMEY, V. **Cross-country evidence on the link between volatility and growth**. Cambridge: Cambridge University, 1994. (NBER Working Paper 4959).

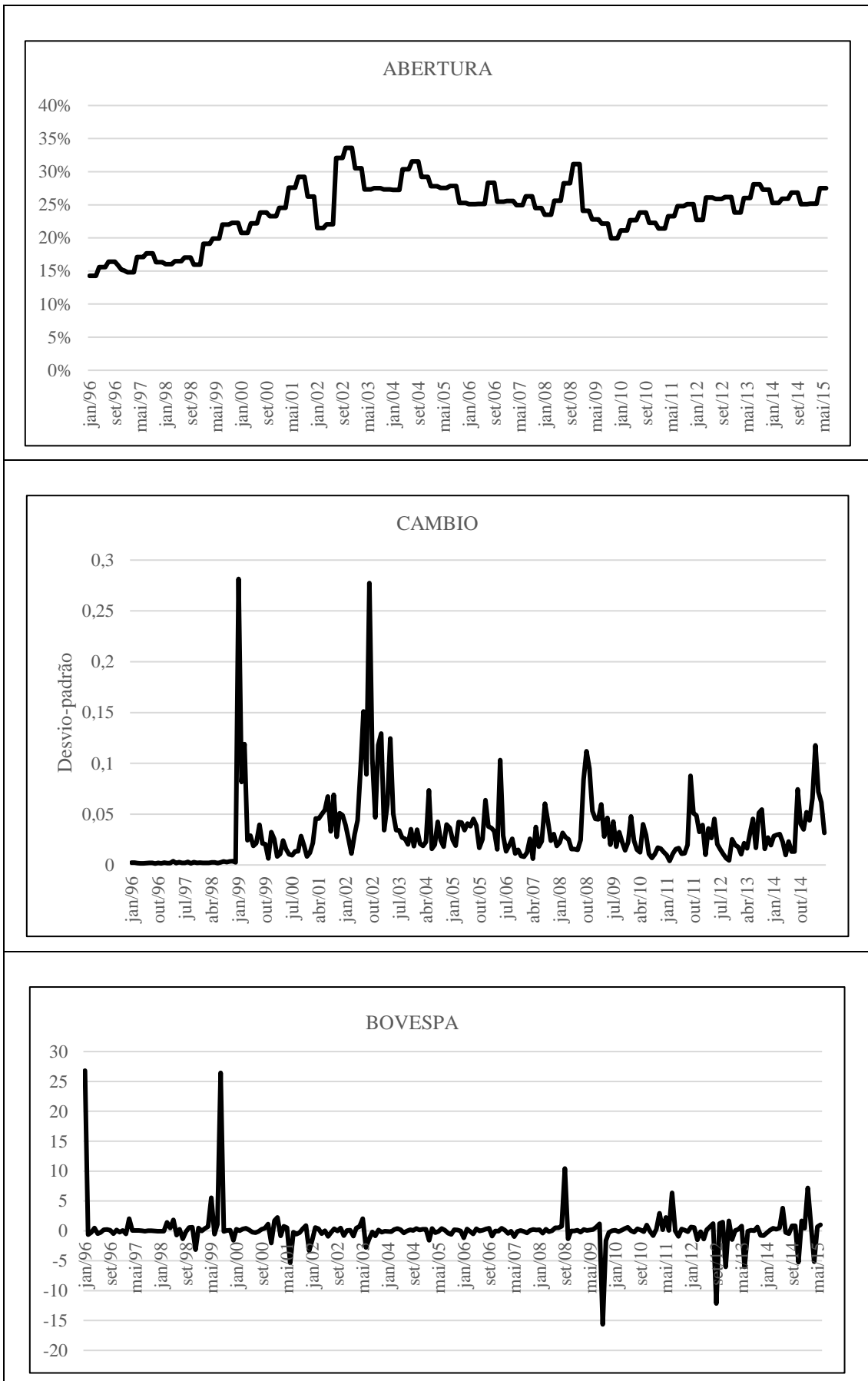
- REBELO, S. T. Real Business Cycle Models: Past, Present and Future. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 107, n. 2, p. 217-238, 2005.
- RODRIK, D. Why Do More Open Economies Have Bigger Governments? **Journal of Political Economy**, v. 106, n. 5, p. 997–1032, 1998.
- SCHMIDT, P. ; PHILLIPS, P. 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.
- SILVA, G. F. The impact of financial system development on business cycles volatility: cross-country evidence. **Journal of Macroeconomics**, Fairfax, v. 24, p. 233-253, 2002.
- SIMS, Christopher. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, p. 1-49, 1980.
- STIGLITZ J. E.; WEISS A. Credit rationing with imperfect information. **The American Economic Review**, v.71, n. 3, p. 393-410, 1981.
- STIGLITZ, J. E. Money, credit, and business fluctuations. **The Economic Record**, v. 64, n. 187, p. 307-322, 1989.
- _____. The Causes and Consequences of The Dependence of Quality on Price. **Journal of Economic Literature**, v. 25, n. 1, 1987.
- TAYLOR, J. B. The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n 4, 1995.
- TEIXEIRA, D. N. **Equilíbrio de longo prazo entre política macroeconômica e mercado de crédito para automóveis no Brasil**. 2013. 96 f. il. Trabalho de conclusão de curso (Graduação em Economia) - Universidade Federal da Bahia, Faculdade de Economia, 2013.
- TESOURO NACIONAL. **SIAFI**. Disponível em: <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br/-/series-historicas>>. Acesso em 30 jun. 2016.
- THURSTONE, L. L. **Multiple factor analysis**. Chicago: University of Chicago Press. 1947.
- TIRYAKI, G. F *et al.* - **Manucrismo**. 2016.
- VAN NIEWERBURGH, S. ; VELDKAMP, L. Learning asymmetries in real business cycles. **Journal of monetary Economics**, v. 53, p. 753–772, 2006.
- WHITE, W. R. Should Monetary Policy ‘Lean or Clean’? **Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper**. n. 34, 2009.

APÊNDICES

APÊNDICE A – Variáveis de controle e testes de raiz unitária

Variáveis de controle antes do filtro HP para as variáveis IPCA, GGPIB e ABERTURA





Fonte: Elaboração própria, 2016. Resultados da pesquisa, 2016

Teste raiz unitária - ADF

Variável	Termos determinísticos	defasagens	Valores críticos			Estatísticas de teste	Testes Portmanteau				
			10%	5%	1%		Portmanteau (p-valor)	LB (p-valor)			
ABERTURA	c, t, sd	AIC	9	-3.13	-3.41	-3.96	1,8024	2,3369 (0,9987)	2,4494 (0,9983)		
		FPE	9								
		HQ	9								
		SC	9								
Δ ABERTURA	c, sd	AIC	8	-2.57	-2.86	-3.43	-8.0294	2,3198 (0,9987)	2,4297 (0,9984)		
		FPE	8								
		HQ	8								
		SC	8								
FICYC	c, t, sd	AIC	12	-3.13	-3.41	-3.96	-1.8111	4,2749 (0,9779)	4,5091 (0,9724)		
		FPE	12								
		HQ	12								
		SC	0			-2.7554				56,0635 (0,0000)	59,1896 (0,0000)
Δ FICYC	c, sd	AIC	12	-2.57	-2.86	-3.43	-4.4451	3,7243 (0,9879)	3,9467 (0,9844)		
		FPE	12								
		HQ	11			-4.0362				4,1870 (0,9798)	4,4167 (0,9747)
		SC	0			-16.1732				49,2836 (0,0000)	51,9909 (0,0000)
GGPIB	c, t, sd	AIC	12	-2.57	-2.86	-3.43	-2.2819	5,9144 (0,9203)	6,2694 (0,9019)		
		FPE	12								
		HQ	12								
		SC	0			-2.4002				36,3976 (0,0003)	38,6439 (0,0001)
Δ GGPIB	c, sd	AIC	12	-2.57	-2.86	-3.43	-4.6336	3,5727 (0,9900)	3,7862 (0,9870)		
		FPE	12								
		HQ	11			-5.6324				4,7737 (0,9651)	5,0579 (0,9560)
		SC	0			-13.3313				36,2208 (0,0003)	38,6291 (0,0001)
HPCONS	c	AIC	5	-2.57	-2.86	-3.43	-5.4065	4,5930 (0,9702)	4,8478 (0,9629)		
		FPE	5								
		HQ	1			-4.8802				14,1956 (0,2884)	14,7368 (0,2561)
		SC	0			-4.4196				19,5326 (0,0765)	20,2364 (0,0627)
HPINVEST	c	AIC	12	-2.57	-2.86	-3.43	-4.6110	4,7070 (0,9671)	4,9867 (0,9584)		
		FPE	12								
		HQ	12								
		SC	9			-3.6481				2,2062 (0,9990)	2,3037 (0,9988)
HPPIB	c	AIC	3	-2.57	-2.86	-3.43	-4.8483	8,3263 (0,7591)	8,6605 (0,7316)		
		FPE	3								
		HQ	1			-4.1419				13,8381 (0,3112)	14,3633 (0,2781)
		SC	1								
SOLOW	c, sd	AIC	10	-2.57	-2.86	-3.43	-4.9897	2,5925 (0,9978)	2,7339 (0,9971)		
		FPE	10								
		HQ	0								
		SC	0			-12.4896				23,5270 (0,0236)	24,3178 (0,0184)
IPCA	c, sd	AIC	13	-2.57	-2.86	-3.43	-2.8041	4,8146 (0,9639)	5,0474 (0,9564)		
		FPE	13								
		HQ	4			-3.7218				25,1621 (0,0141)	26,6279 (0,0087)
		SC	1			-3.646				43,7604 (0,0000)	45,8593 (0,0000)
Δ IPCA	c, sd	AIC	12	-2.57	-2.86	-3.43	-4.5028	4,9482 (0,9597)	5,1997 (0,9510)		
		FPE	12								
		HQ	0								
		SC	0			-6.9052				44,2819 (0,0000)	46,4468 (0,0000)
BOVESPA	c, sd	AIC	0	-2.57	-2.86	-3.43	-18.0657	11,3994 (0,4950)	11,9702 (0,4481)		
		FPE	0								
		HQ	0								
		SC	0								
CAMBIO	c, sd	AIC	2	-2.57	-2.86	-3.43	-4.8908	7,9524 (0,7888)	8,2900 (0,7621)		
		FPE	2								
		HQ	1								
		SC	1			-5.8283				11,2905 (0,5042)	11,7063 (0,4695)

Nota: *c* - constante, *t* - tendência linear, *sd* - *dummies sazonais*; AIC, FPE, HQ e SC são os números de defasagens indicados pelos critérios de informação de Akaike, Final Prediction Error, Hannan e Quinn e Schwarz, respectivamente; Q_h e LB_h são as estatísticas de Box e Pierce e de Ljung e Box, respectivamente. Fonte: Elaboração própria, 2016

Teste raiz unitária - KPSS

Variável	Termos determinísticos	lags	Valores críticos			Estatísticas de teste
			10%	5%	1%	
ABERTURA	level stationarity	5	0.347	0.463	0.739	1.5878
	level stationarity	15				0.6268
	trend stationarity	5	0.119	0.146	0.216	0.7568
	trend stationarity	15				0.3069
Δ ABERTURA	level stationarity	5	0.347	0.463	0.739	0.0671
	level stationarity	15				0.1611
	trend stationarity	5	0.119	0.146	0.216	0.0319
	trend stationarity	15				0,0800
FICYC	level stationarity	5	0.347	0.463	0.739	3.4855
	level stationarity	15				1.4115
	trend stationarity	5	0.119	0.146	0.216	0.5529
	trend stationarity	15				0.2627
Δ FICYC	level stationarity	5	0.347	0.463	0.739	0.4955
	level stationarity	15				0.4256
	trend stationarity	5	0.119	0.146	0.216	0.0558
	trend stationarity	15				0.0542
GGPIB	level stationarity	5	0.347	0.463	0.739	3.2194
	level stationarity	15				1.3227
	trend stationarity	5	0.119	0.146	0.216	0.1419
	trend stationarity	15				0.0760
Δ GGPIB	level stationarity	5	0.347	0.463	0.739	0.0464
	level stationarity	15				0.0475
	trend stationarity	5	0.119	0.146	0.216	0.0464
	trend stationarity	15				0.0476
HPCONS	level stationarity	5	0.347	0.463	0.739	0.0311
	level stationarity	15				0.0309
	trend stationarity	5	0.119	0.146	0.216	0.0311
	trend stationarity	15				0.0309
HPINVEST	level stationarity	5	0.347	0.463	0.739	0.0208
	level stationarity	15				0.0233
	trend stationarity	5	0.119	0.146	0.216	0.0208
	trend stationarity	15				0.0233
HPPIB	level stationarity	5	0.347	0.463	0.739	0.0363
	level stationarity	15				0.0287

	trend stationarity	5	0.119	0.146	0.216	0.0363
	trend stationarity	15				0.0287
SOLOW	level stationarity	5	0.347	0.463	0.739	0.0298
	level stationarity	15				0.0343
	trend stationarity	5	0.119	0.146	0.216	0.0298
	trend stationarity	15				0.0343
IPCA	level stationarity	5	0.347	0.463	0.739	0.3234
	level stationarity	15				0,1450
	trend stationarity	5	0.119	0.146	0.216	0.1678
	trend stationarity	15				0.0752
Δ IPCA	level stationarity	5	0.347	0.463	0.739	0,2180
	level stationarity	15				0.1727
	trend stationarity	5	0.119	0.146	0.216	0.0763
	trend stationarity	15				0.0628
BOVESPA	level stationarity	5	0.347	0.463	0.739	0.3593
	level stationarity	15				0.3507
	trend stationarity	5	0.119	0.146	0.216	0.0728
	trend stationarity	15				0.0774
CAMBIO	level stationarity	5	0.347	0.463	0.739	0.2542
	level stationarity	15				0.1560
	trend stationarity	5	0.119	0.146	0.216	0.2315
	trend stationarity	15				0.1419

Notas: o número de defasagens é escolhido de acordo com o parâmetro de truncamento $l_q = q(T/100)^{1/4}$, com $q = 4$ ou $q = 12$.

Fonte: Elaboração própria, 2016

Teste raiz unitária - Schmidt Phillips						
Variável	Termos determinísticos	lags	Valores críticos			Estatísticas de teste
			10%	5%	1%	
ABERTURA	Z(Rho) Statistic	5	15.0	-	-	-12.6848
	Z(Rho) Statistic	15		18.1	25.2	-8.0947
	Z(Tau) Statistic	5	-2.75	-	-	-2.5502
	Z(Tau) Statistic	15		3.02	3.56	-2.0372
Δ ABERTURA	Z(Rho) Statistic	5	15.0	-	-	-244.5428
	Z(Rho) Statistic	15		18.1	25.2	-101.9289
	Z(Tau) Statistic	5	-2.75	-	-	-15.6431
	Z(Tau) Statistic	15		3.02	3.56	-10.0994

F1CYC	Z(Rho) Statistic	5	15.0	-	-	-6.3927
	Z(Rho) Statistic	15		18.1	25.2	-7.6417
	Z(Tau) Statistic	5	-2.75	-	-	-1.5769
	Z(Tau) Statistic	15		3.02	3.56	-1.7241
Δ F1CYC	Z(Rho) Statistic	5	15.0	-	-	-264.1857
	Z(Rho) Statistic	15		18.1	25.2	-562.4346
	Z(Tau) Statistic	5	-2.75	-	-	-14.3643
	Z(Tau) Statistic	15		3.02	3.56	-20.9587
GGPIB	Z(Rho) Statistic	5	15.0	-	-	-12.2414
	Z(Rho) Statistic	15		18.1	25.2	-13.1452
	Z(Tau) Statistic	5	-2.75	-	-	-2.5146
	Z(Tau) Statistic	15		3.02	3.56	-2.6058
Δ GGPIB	Z(Rho) Statistic	5	15.0	-	-	-220.0490
	Z(Rho) Statistic	15		18.1	25.2	-256.9282
	Z(Tau) Statistic	5	-2.75	-	-	-14.3233
	Z(Tau) Statistic	15		3.02	3.56	-15.4771
HPCONS	Z(Rho) Statistic	5	15.0	-	-	-44.5604
	Z(Rho) Statistic	15		18.1	25.2	-40.2959
	Z(Tau) Statistic	5	-2.75	-	-	-4.9614
	Z(Tau) Statistic	15		3.02	3.56	-4.7180
HPINVEST	Z(Rho) Statistic	5	15.0	-	-	-72.6821
	Z(Rho) Statistic	15		18.1	25.2	-51.2074
	Z(Tau) Statistic	5	-2.75	-	-	-6.5599
	Z(Tau) Statistic	15		3.02	3.56	-5.5061
HPPIB	Z(Rho) Statistic	5	15.0	-	-	-24.1533
	Z(Rho) Statistic	15		18.1	25.2	-17.8948
	Z(Tau) Statistic	5	-2.75	-	-	-3.4916
	Z(Tau) Statistic	15		3.02	3.56	-3.0540
SOLOW	Z(Rho) Statistic	5	15.0	-	-	-171.0097
	Z(Rho) Statistic	15		18.1	25.2	-306.1454
	Z(Tau) Statistic	5	-2.75	-	-	-11.0124

	Z(Tau) Statistic	15					-14.7345	
IPCA	Z(Rho) Statistic	5	15.0	-	-	18.1	25.2	-9.5413
	Z(Rho) Statistic	15						-12.2503
	Z(Tau) Statistic	5	-2.75	-	-	3.02	3.56	-2.1982
	Z(Tau) Statistic	15						-2.4908
Δ IPCA	Z(Rho) Statistic	5	15.0	-	-	18.1	25.2	-80.6778
	Z(Rho) Statistic	15						-74.9652
	Z(Tau) Statistic	5	-2.75	-	-	3.02	3.56	-7.0352
	Z(Tau) Statistic	15						-6.7816
BOVESPA	Z(Rho) Statistic	5	15.0	-	-	18.1	25.2	-13.2769
	Z(Rho) Statistic	15						-24.4822
	Z(Tau) Statistic	5	-2.75	-	-	3.02	3.56	-2.6554
	Z(Tau) Statistic	15						-3.6058
Δ BOVESPA	Z(Rho) Statistic	5	15.0	-	-	18.1	25.2	-48.9796
	Z(Rho) Statistic	15						-120.4055
	Z(Tau) Statistic	5	-2.75	-	-	3.02	3.56	-5.3368
	Z(Tau) Statistic	15						-8.3675
CAMBIO	Z(Rho) Statistic	5	15.0	-	-	18.1	25.2	-140.3938
	Z(Rho) Statistic	15						-205.9104
	Z(Tau) Statistic	5	-2.75	-	-	3.02	3.56	-9.7588
	Z(Tau) Statistic	15						-11.8185

Notas: o número de defasagens é escolhido de acordo com o parâmetro de truncamento $l_q = q(T/100)^{1/4}$, com $q = 4$ ou $q = 12$.

Fonte: Elaboração própria, 2016

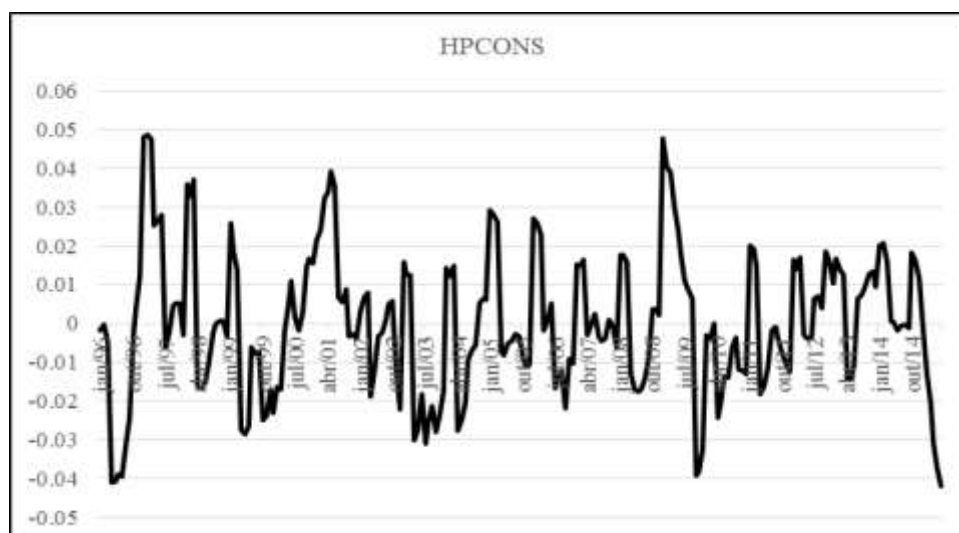
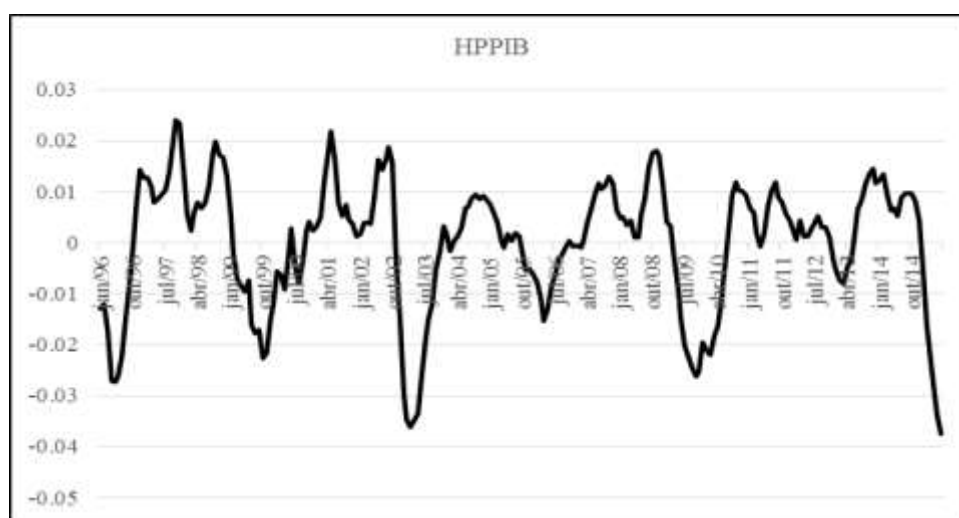
Resumo dos testes de raiz unitária

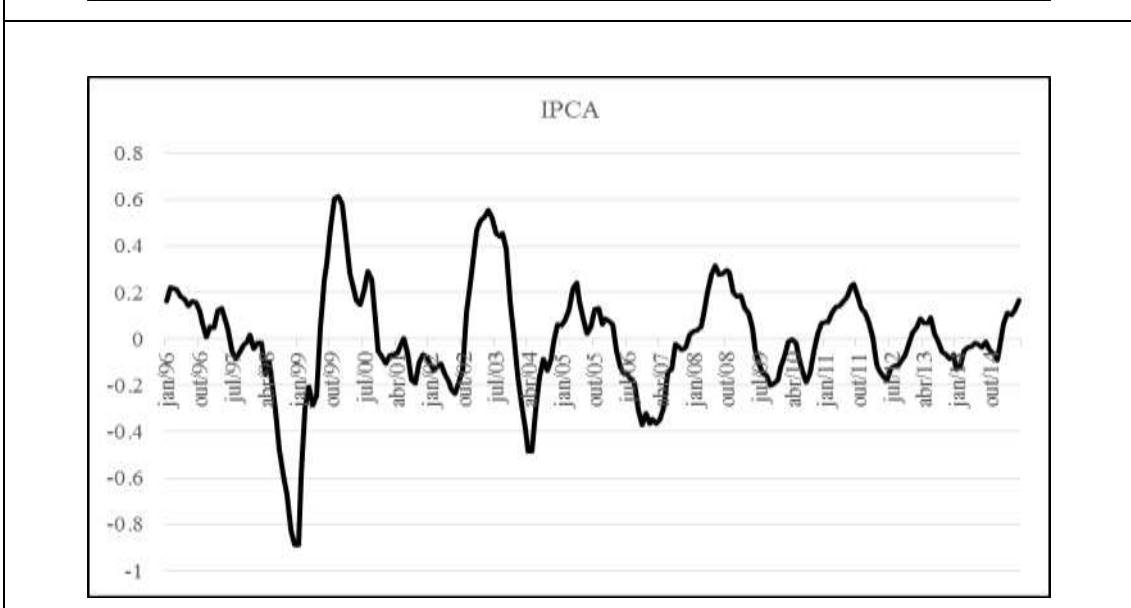
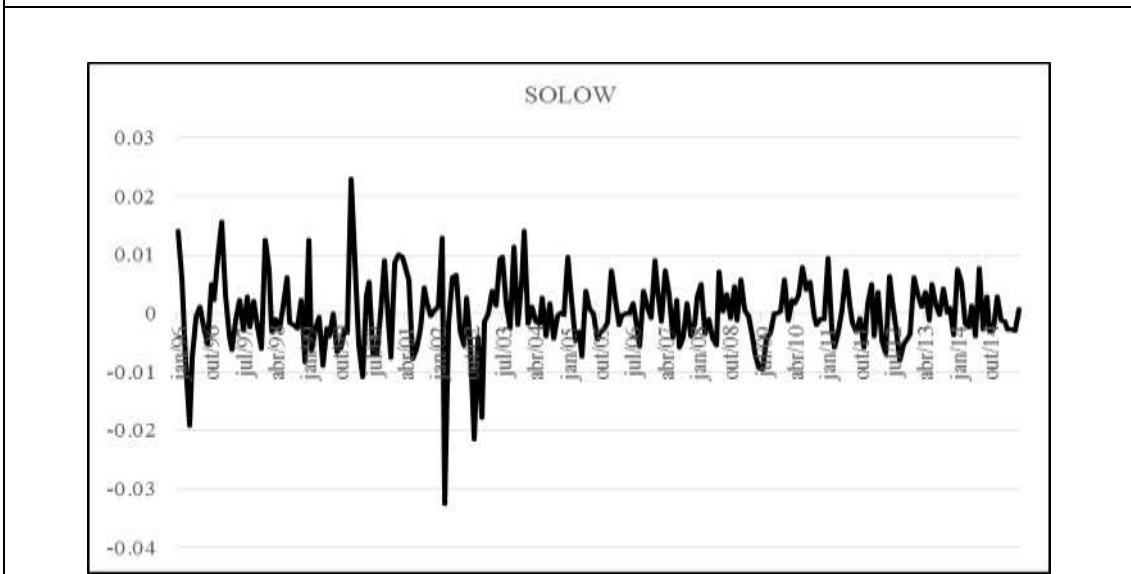
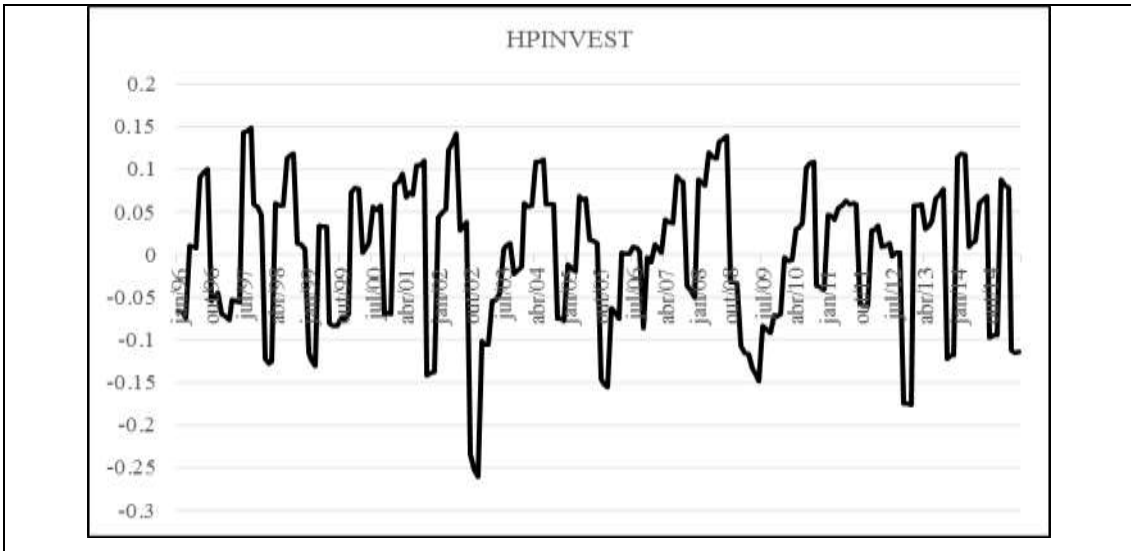
Variável	ADF	KPSS		Schmidt Phillips	
ABERTURA	I(1)	level stationarity	I(1)	Z(Rho) Statistic	I(1)
		trend stationarity	I(1)	Z(Tau) Statistic	I(1)
FICYC	I(1)	level stationarity	I(1)	Z(Rho) Statistic	I(1)
		trend stationarity	I(1)	Z(Tau) Statistic	I(1)
GGPIB	I(1)	level stationarity	I(1)	Z(Rho) Statistic	I(1)
		trend stationarity	I(0)	Z(Tau) Statistic	I(1)
HPCONS	I(0)	level stationarity	I(0)	Z(Rho) Statistic	I(0)
		trend stationarity	I(0)	Z(Tau) Statistic	I(0)
HPINVEST	I(0)	level stationarity	I(0)	Z(Rho) Statistic	I(0)
		trend stationarity	I(0)	Z(Tau) Statistic	I(0)

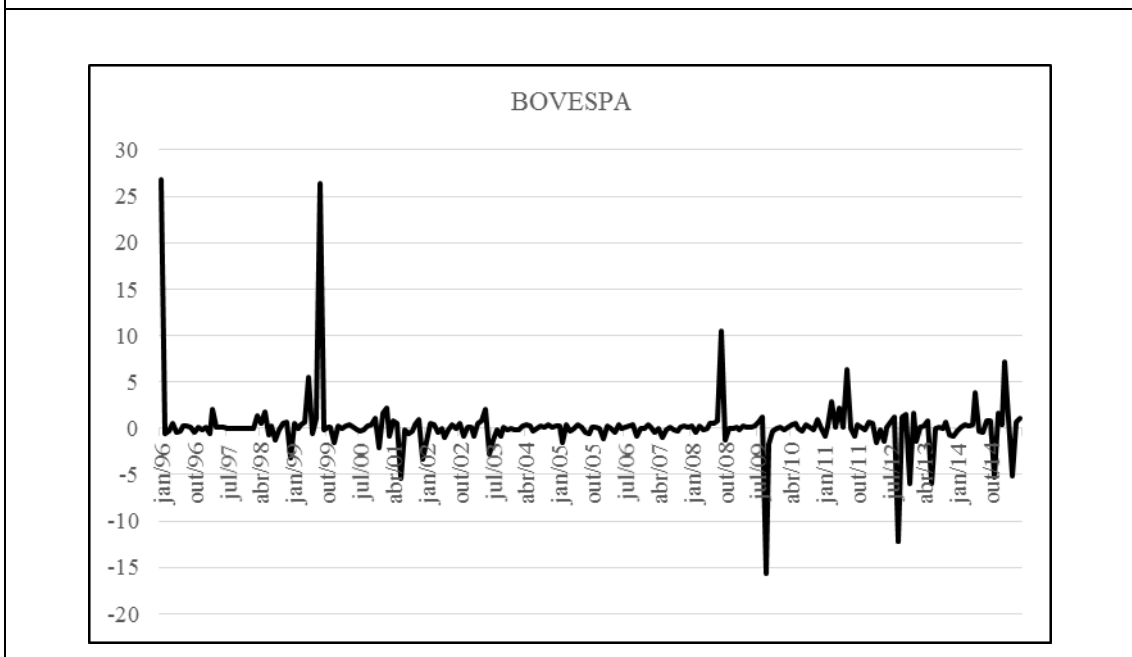
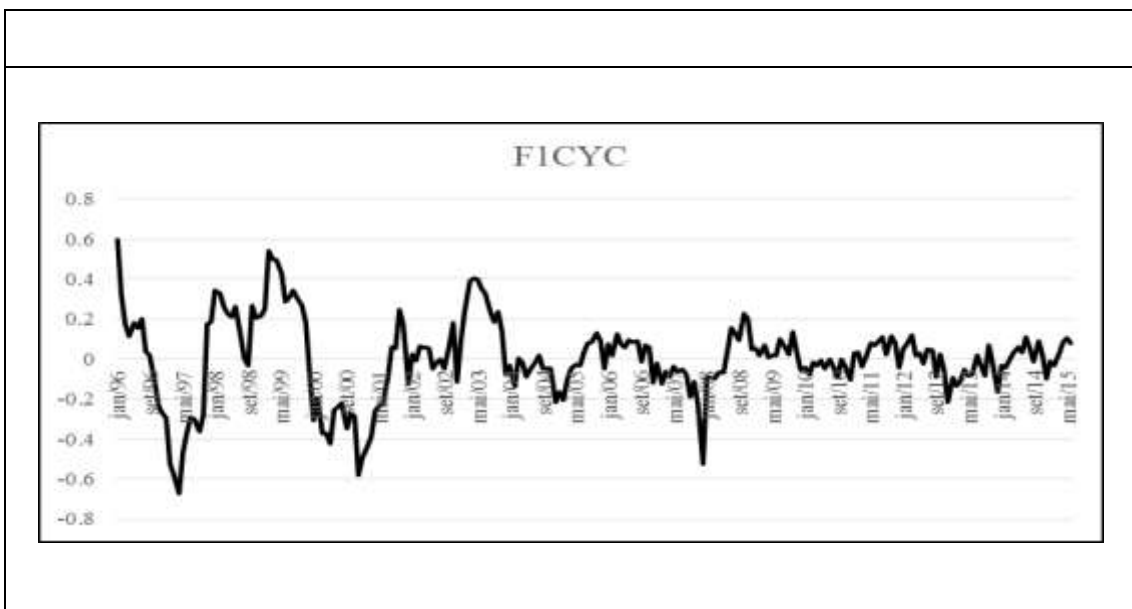
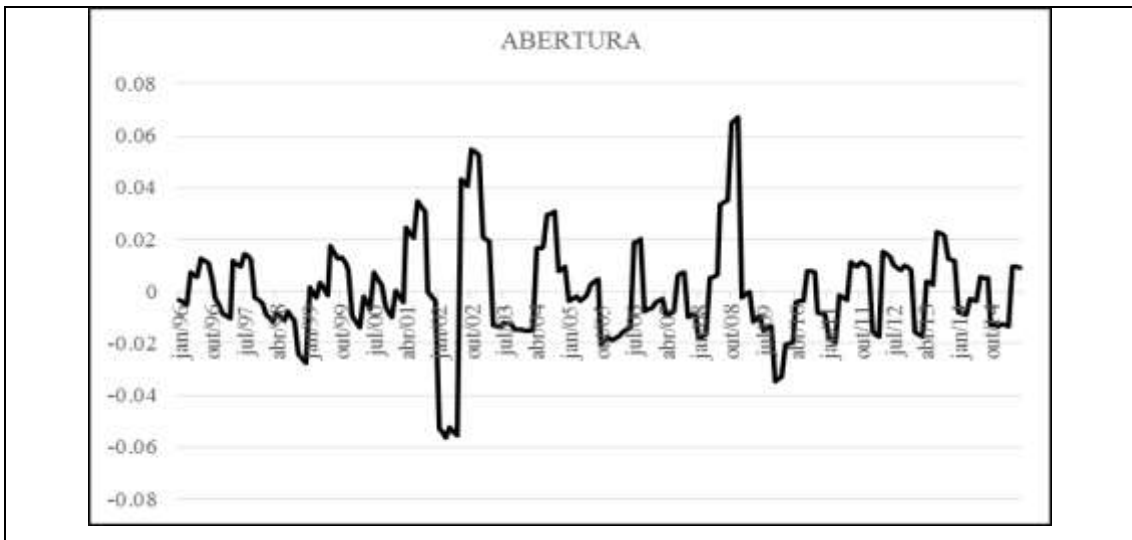
HPIIB	I(0)	level stationarity	I(0)	Z(Rho) Statistic	I(0)
		trend stationarity	I(0)	Z(Tau) Statistic	I(0)
SOLOW	I(0)	level stationarity	I(0)	Z(Rho) Statistic	I(0)
		trend stationarity	I(0)	Z(Tau) Statistic	I(0)
IPCA	I(1)	level stationarity	I(0)	Z(Rho) Statistic	I(1)
		trend stationarity	I(1)	Z(Tau) Statistic	I(1)
BOVESPA	I(0)	level stationarity	I(0)	Z(Rho) Statistic	I(1)
		trend stationarity	I(0)	Z(Tau) Statistic	I(1)
CAMBIO	I(0)	level stationarity	I(0)	Z(Rho) Statistic	I(0)
		trend stationarity	I(0)	Z(Tau) Statistic	I(0)

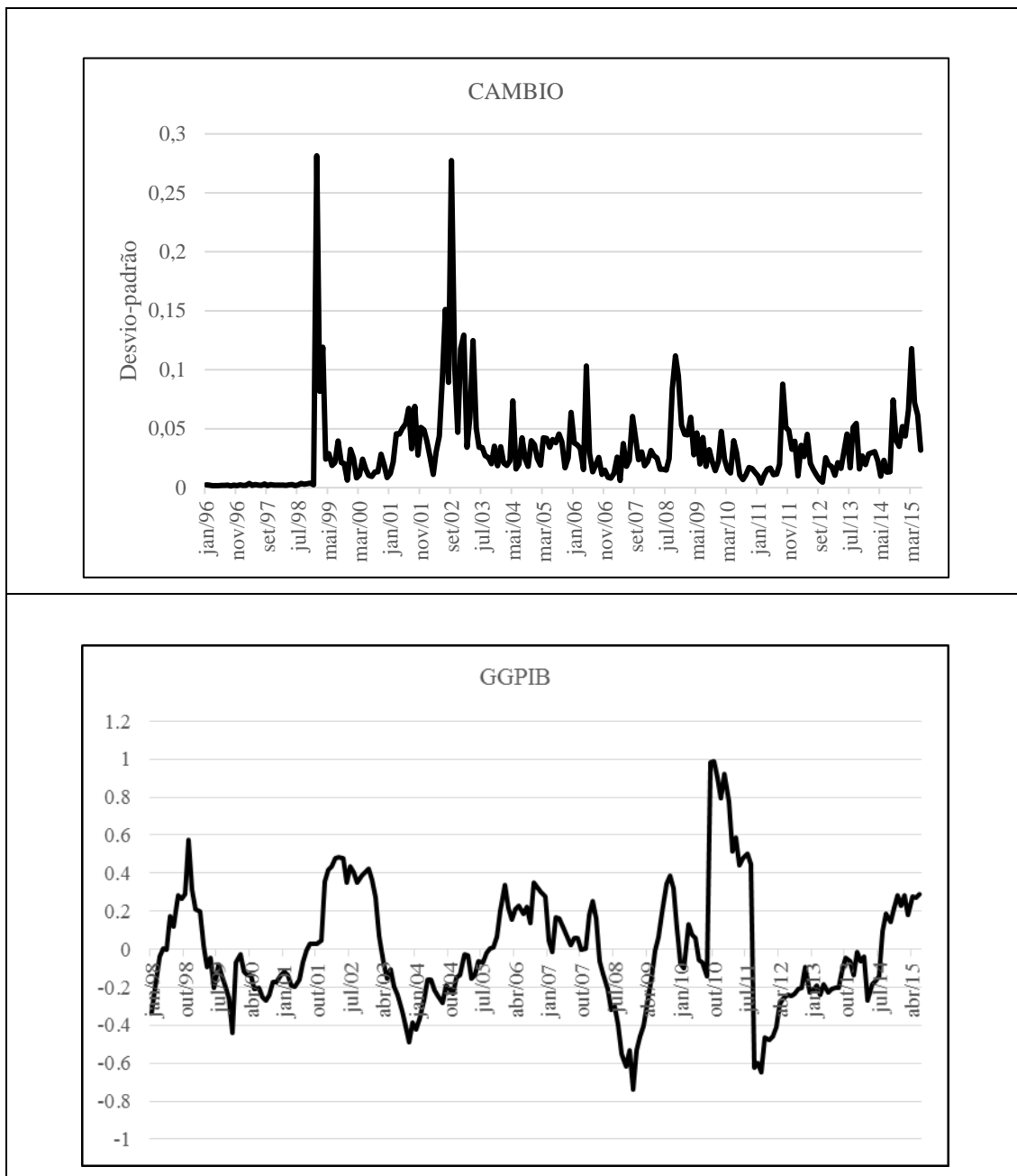
Fonte: Elaboração própria, 2016

APÊNDICE B – Variáveis do modelo econométrico









Fonte: Elaboração própria, 2016. Resultados da pesquisa, 2016

APÊNDICE C – Testes de autocorrelação serial e heterocedasticidade condicional dos modelos VAR para produto agregado (*HPPIB*), consumo (*HPCONS*) e (*HPINVEST*).

TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO: *HPPIB*

Equação 1: Ljung-Box $Q' = 2,62461$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 2,62461) = 0,998$

Equação 2: Ljung-Box $Q' = 9,86993$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 9,86993) = 0,627$

Equação 3: Ljung-Box $Q' = 9,58833$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 9,58833) = 0,652$

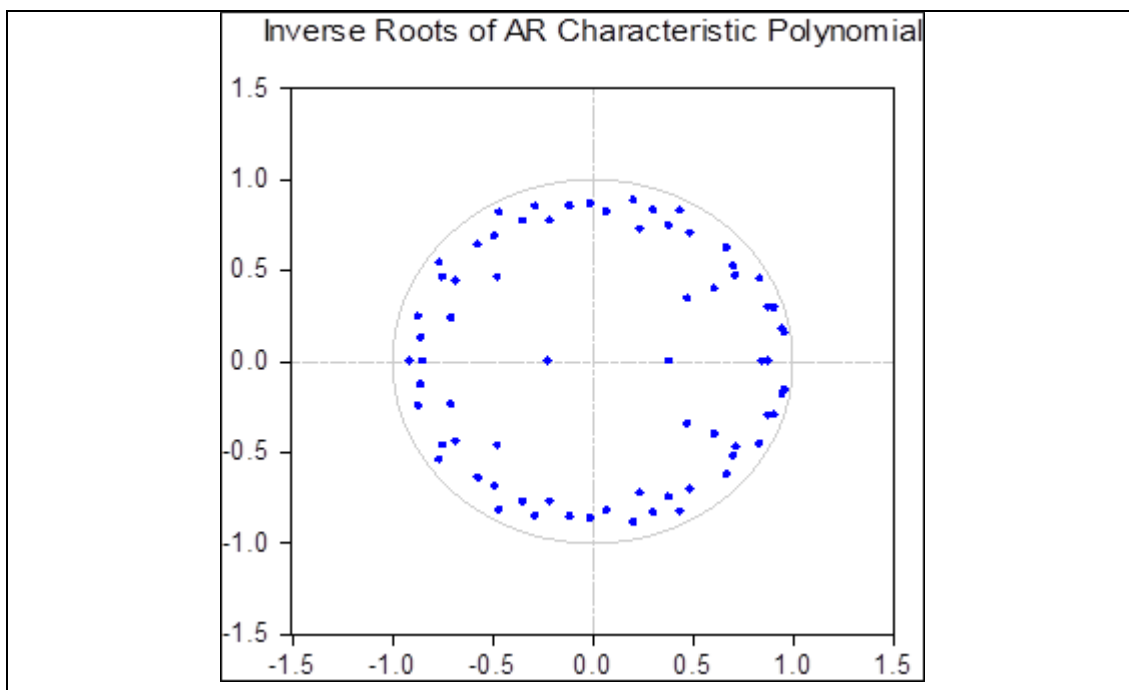
Equação 4: Ljung-Box $Q' = 5,17157$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 5,17157) = 0,952$

Equação 5: Ljung-Box $Q' = 4,694$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 4,694) = 0,967$

Equação 6: Ljung-Box $Q' = 5,408$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 5,408) = 0,943$

Equação 7: Ljung-Box $Q' = 19,2631$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 19,2631) = 0,0824$

Círculo das raízes inversas do polinômio característico AR da variável *HPPIB*



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

TESTE ARCH-LM: *HPPIB*

Equação 1: Estatística de teste: LM = 18,7818 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 18,7818) = 0,0939314$

Equação 2: Estatística de teste: LM = 12,7619 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 12,7619) = 0,386583$

Equação 3: Estatística de teste: LM = 10,8601 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 10,8601) = 0,540942$

Equação 4: Estatística de teste: LM = 0,323659 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 0,323659) = 1$

Equação 5: Estatística de teste: LM = 22,1973 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 22,1973) = 0,0353674$

Equação 6: Estatística de teste: LM = 12,6475 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 12,6475) = 0,395177$

Equação 7: Estatística de teste: LM = 6,73008 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 6,73008) = 0,874923$

TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO: *HPCONS*

Equação 1: Ljung-Box $Q' = 17,1633$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 17,1633) = 0,144$

Equação 2: Ljung-Box $Q' = 16,7258$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 16,7258) = 0,16$

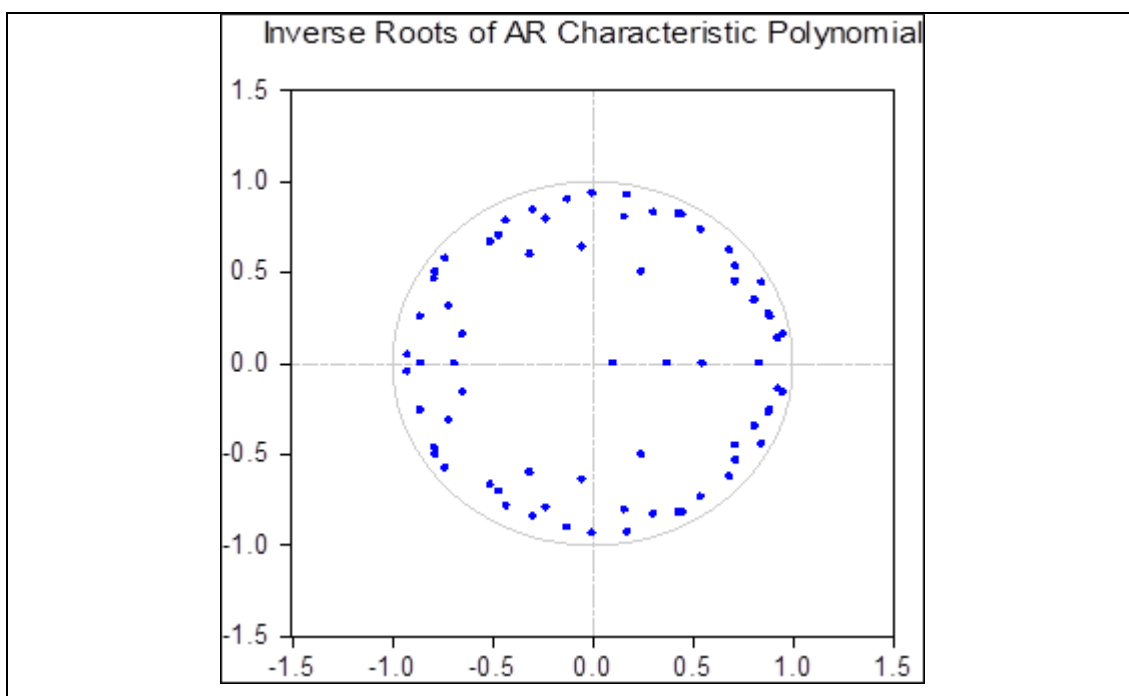
Equação 3: Ljung-Box $Q' = 9,21133$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 9,21133) = 0,685$

Equação 4: Ljung-Box $Q' = 6,76496$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 6,76496) = 0,873$

Equação 5: Ljung-Box $Q' = 16,0552$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 16,0552) = 0,189$

Equação 6: Ljung-Box $Q' = 6,40293$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 6,40293) = 0,894$

Equação 7: Ljung-Box $Q' = 11,8223$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 11,8223) = 0,46$

Círculo das raízes inversas do polinômio característico AR da variável *HPCONS*

Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

TESTE ARCH-LM: *HPCONS*

Equação 1: Estatística de teste: LM = 27,7093 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 27,7093) = 0,0060998$

Equação 2: Estatística de teste: LM = 15,4918 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 15,4918) = 0,215637$

Equação 3: Estatística de teste: LM = 11,7539 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 11,7539) = 0,465638$

Equação 4: Estatística de teste: LM = 0,668812 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 0,668812) = 0,999999$

Equação 5: Estatística de teste: LM = 23,9748 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 23,9748) = 0,0205019$

Equação 6: Estatística de teste: LM = 8,56436 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 8,56436) = 0,73962$

Equação 7: Estatística de teste: LM = 7,21903 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 7,21903) = 0,842806$

TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO: *HPINVEST*

Equação 1: Ljung-Box Q' = 8,14522 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 8,14522) = 0,774$

Equação 2: Ljung-Box Q' = 11,4913 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 11,4913) = 0,487$

Equação 3: Ljung-Box Q' = 7,47549 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 7,47549) = 0,825$

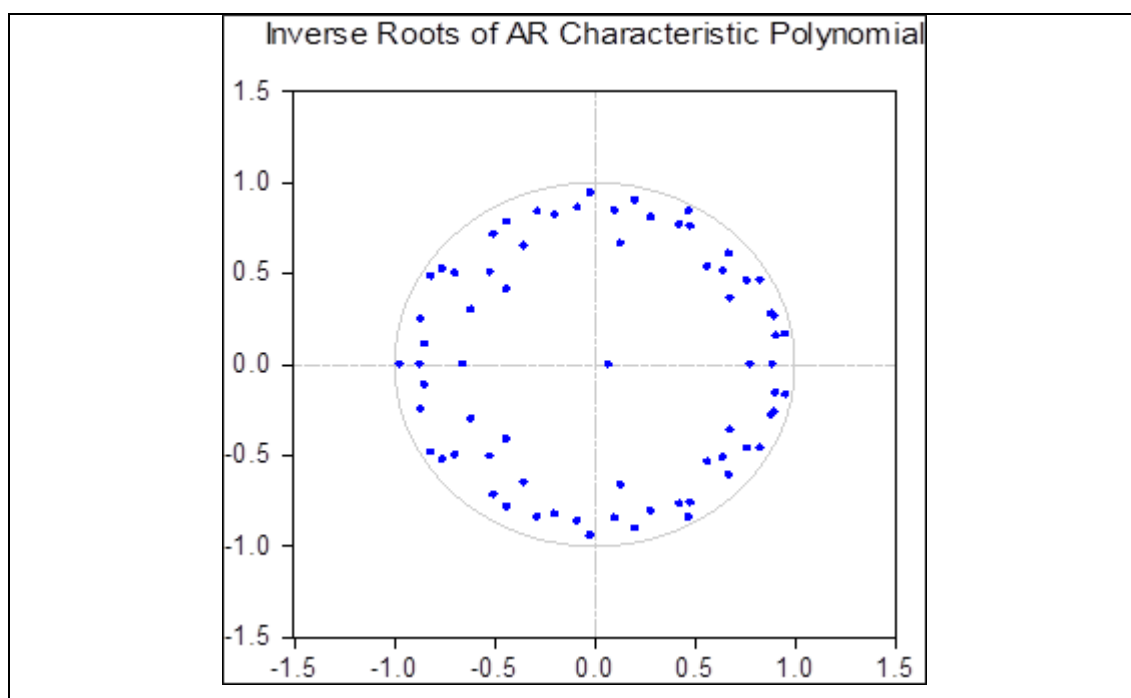
Equação 4: Ljung-Box Q' = 10,3321 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 10,3321) = 0,587$

Equação 5: Ljung-Box Q' = 8,09243 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 8,09243) = 0,778$

Equação 6: Ljung-Box Q' = 5,44759 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 5,44759) = 0,941$

Equação 7: Ljung-Box Q' = 9,85144 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 9,85144) = 0,629$

Círculo das raízes inversas do polinômio característico AR da variável *HPINVEST*



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

TESTE ARCH-LM: *HPINVEST*

Equação 1: Estatística de teste: LM = 39,632 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 39,632) = 8,27525\text{e-}005$

Equação 2: Estatística de teste: LM = 12,9883 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 12,9883) = 0,36989$

Equação 3: Estatística de teste: LM = 13,1262 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 13,1262) = 0,359934$

Equação 4: Estatística de teste: LM = 1,04092 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 1,04092) = 0,999982$

Equação 5: Estatística de teste: LM = 10,2912 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 10,2912) = 0,590431$

Equação 6: Estatística de teste: LM = 10,0648 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 10,0648) = 0,610272$

Equação 7: Estatística de teste: LM = 27,2658 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 27,2658) = 0,00707419$

APÊNDICE D – Resultados dos testes de Causalidade de Granger/ *Block exogeneity Wald test* dos modelo VAR para produto agregado (*HPPIB*), consumo (*HPCONS*) e investimento (*HPINVEST*).

Causalidade de Granger do modelo VAR para produto agregado (*HPPIB*)

Dependent variable: HPPIB			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPCA	6.335812	10	0.7863
BOVESPA	11.1365	10	0.347
CAMBIO	40.81973	10	0
ABERTURA	8.185029	10	0.6108

SOLOW	31.27129	10	0.0005
F1CYC	15.16648	10	0.1261
All	116.3807	60	0
Dependent variable: IPCA			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPPIB	7.138702	10	0.7123
BOVESPA	10.53986	10	0.3945
CAMBIO	17.33756	10	0.0672
ABERTURA	8.737978	10	0.5571
SOLOW	11.60832	10	0.3121
F1CYC	13.45273	10	0.1994
All	79.74899	60	0.045
Dependent variable: BOVESPA			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPPIB	16.83256	10	0.0782
IPCA	23.9519	10	0.0077
CAMBIO	34.2461	10	0.0002
ABERTURA	34.36839	10	0.0002
SOLOW	15.41629	10	0.1176
F1CYC	15.8754	10	0.1033
All	141.441	60	0
Dependent variable: CAMBIO			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPPIB	17.38084	10	0.0664
IPCA	12.0938	10	0.2788
BOVESPA	4.49011	10	0.9225
ABERTURA	19.5178	10	0.0342
SOLOW	17.97999	10	0.0553
F1CYC	8.383892	10	0.5914
All	83.60823	60	0.0237

Dependent variable: ABERTURA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPPIB	22.69907	10	0.0119
IPCA	7.864543	10	0.6421
BOVESPA	8.664127	10	0.5642
CAMBIO	11.19156	10	0.3428
SOLOW	28.10574	10	0.0017
F1CYC	23.6193	10	0.0087
All	110.0037	60	0.0001

Dependent variable: SOLOW

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPPIB	37.73414	10	0
IPCA	6.80002	10	0.7442
BOVESPA	10.9984	10	0.3576
CAMBIO	28.98541	10	0.0013
ABERTURA	21.49067	10	0.0179
F1CYC	25.39018	10	0.0047
All	151.5869	60	0

Dependent variable: F1CYC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPPIB	22.29	10	0.0137
IPCA	9.80362	10	0.4579
BOVESPA	4.987394	10	0.892
CAMBIO	8.701739	10	0.5606
ABERTURA	13.13983	10	0.216
SOLOW	18.6529	10	0.0449
All	123.1929	60	0

Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Causalidade de Granger do modelo VAR para consumo (*HPCONS*)

Dependent variable: HPCONS			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPCA	14.29292	10	0.16
BOVESPA	9.895327	10	0.4497
CAMBIO	13.90256	10	0.1775
SOLOW	11.28815	10	0.3355
ABERTURA	25.1143	10	0.0051
F1CYC	24.45592	10	0.0065
All	147.6909	60	0
Dependent variable: IPCA			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPCONS	19.17216	10	0.0381
BOVESPA	10.79824	10	0.3735
CAMBIO	14.24393	10	0.1622
SOLOW	23.90142	10	0.0079
ABERTURA	12.07199	10	0.2803
F1CYC	19.05481	10	0.0396
All	97.23867	60	0.0017
Dependent variable: BOVESPA			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPCONS	14.39186	10	0.1559
IPCA	29.09332	10	0.0012
CAMBIO	29.66059	10	0.001
SOLOW	14.74891	10	0.1415
ABERTURA	23.53451	10	0.0089
F1CYC	19.48529	10	0.0345
All	137.2095	60	0
Dependent variable: CAMBIO			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.

HPCONS	18.2784	10	0.0504
IPCA	13.79941	10	0.1823
BOVESPA	5.796788	10	0.832
SOLOW	14.0393	10	0.1712
ABERTURA	16.8968	10	0.0767
F1CYC	8.361782	10	0.5935
All	84.85468	60	0.0191

Dependent variable: SOLOW

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPCONS	46.6568	10	0
IPCA	8.831527	10	0.5482
BOVESPA	14.50517	10	0.1512
CAMBIO	34.82277	10	0.0001
ABERTURA	15.61993	10	0.111
F1CYC	21.79733	10	0.0162
All	165.8357	60	0

Dependent variable: ABERTURA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPCONS	10.0138	10	0.4393
IPCA	2.89768	10	0.9837
BOVESPA	9.357045	10	0.4986
CAMBIO	8.298914	10	0.5997
SOLOW	18.27059	10	0.0506
F1CYC	17.53923	10	0.0633
All	91.01513	60	0.006

Dependent variable: F1CYC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPCONS	17.4625	10	0.0647
IPCA	8.952146	10	0.5367
BOVESPA	5.78514	10	0.833

CAMBIO	10.36207	10	0.4093
SOLOW	16.21875	10	0.0935
ABERTURA	13.4676	10	0.1987
All	115.5866	60	0

Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Causalidade de Granger do modelo VAR para investimento (*HPINVEST*)

Dependent variable: HPINVEST			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPCA	12.41069	10	0.2585
F1CYC	13.55391	10	0.1943
BOVESPA	19.24038	10	0.0373
CAMBIO	18.66371	10	0.0447
ABERTURA	21.8715	10	0.0158
SOLOW	19.68555	10	0.0324
All	131.0308	60	0
Dependent variable: IPCA			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPINVEST	8.1678	10	0.6125
F1CYC	17.02596	10	0.0738
BOVESPA	8.22921	10	0.6065
CAMBIO	16.88843	10	0.0769
ABERTURA	9.640091	10	0.4726
SOLOW	20.04843	10	0.0288
All	81.2447	60	0.0353
Dependent variable: F1CYC			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPINVEST	34.22767	10	0.0002
IPCA	15.31071	10	0.1211
BOVESPA	11.95966	10	0.2878
CAMBIO	14.4966	10	0.1515
ABERTURA	9.167212	10	0.5163

SOLOW	17.0487	10	0.0733
All	142.0023	60	0
Dependent variable: BOVESPA			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPINVEST	16.38313	10	0.0892
IPCA	26.8495	10	0.0028
F1CYC	16.98747	10	0.0746
CAMBIO	30.23513	10	0.0008
ABERTURA	28.94707	10	0.0013
SOLOW	14.01216	10	0.1724
All	140.6618	60	0
Dependent variable: CAMBIO			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPINVEST	26.63827	10	0.003
IPCA	13.0612	10	0.2203
F1CYC	11.07431	10	0.3518
BOVESPA	5.087394	10	0.8853
ABERTURA	12.23238	10	0.2698
SOLOW	16.52083	10	0.0857
All	96.46404	60	0.002
Dependent variable: ABERTURA			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPINVEST	20.74776	10	0.0229
IPCA	2.966872	10	0.9822
F1CYC	24.91891	10	0.0055
BOVESPA	7.516951	10	0.6759
CAMBIO	8.990698	10	0.533
SOLOW	25.456	10	0.0045
All	107.0828	60	0.0002

Dependent variable: SOLOW			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPINVEST	11.29347	10	0.3351
IPCA	7.03239	10	0.7224
F1CYC	16.62661	10	0.083
BOVESPA	11.53321	10	0.3175
CAMBIO	24.06027	10	0.0074
ABERTURA	14.95706	10	0.1336
All	109.3633	60	0.0001

Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

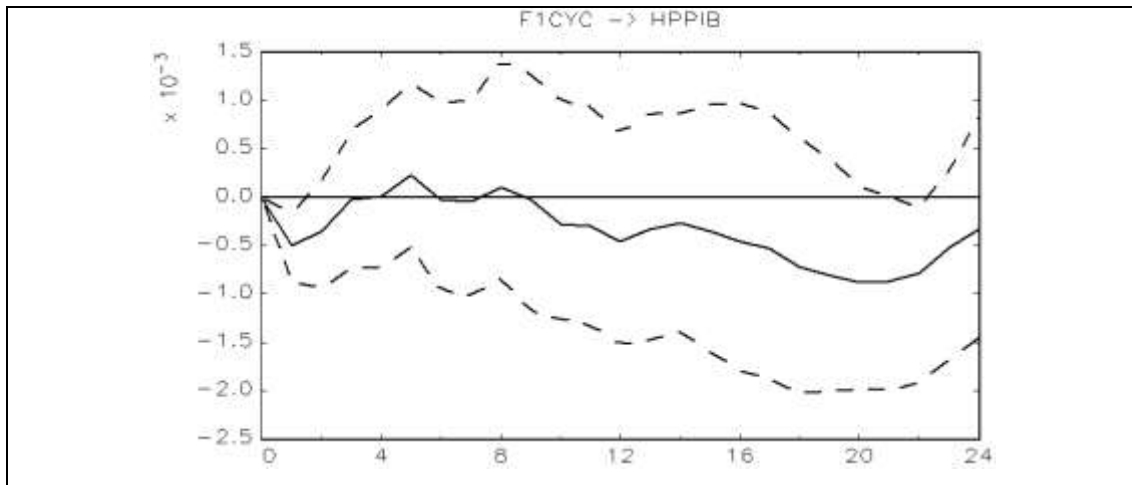
APÊNDICE E – Resultados das funções impulso resposta para os modelos VAR para produto agregado (*HPPIB*), consumo (*HPCONS*) e investimento (*HPINVEST*) pelo ordenamento de Causalidade de Granger e função impulso resposta generalizada.

- Modelo VAR para produto agregado (*HPPIB*)

A seguir apresenta-se o ordenamento das variáveis pelo procedimento estatístico do teste de Causalidade de Granger e a função impulso resposta da variável *HPPIB* para o impulso no indicador de instabilidade financeira *F1CYC* por este procedimento. Desse modo, o ordenamento do modelo foi aplicado da seguinte maneira:

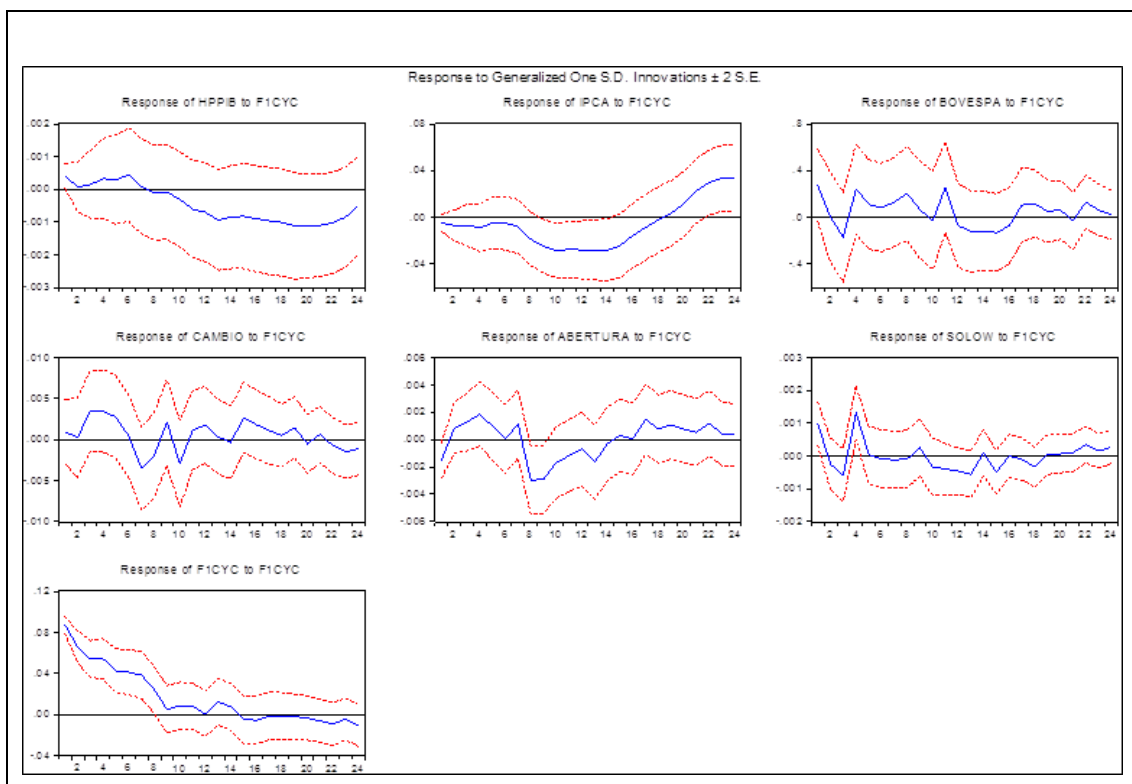
$$\begin{bmatrix} IPCA \\ CAMBIO \\ ABERTURA \\ HPPIB \\ F1CYC \\ BOVESPA \\ SOLOW \end{bmatrix}$$

Choques financeiros sobre o produto agregado via Causalidade de Granger



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Segue as funções impulso resposta pelo método generalizado para a especificação do modelo VAR para o componente cíclico do produto agregado (*HPIIB*):



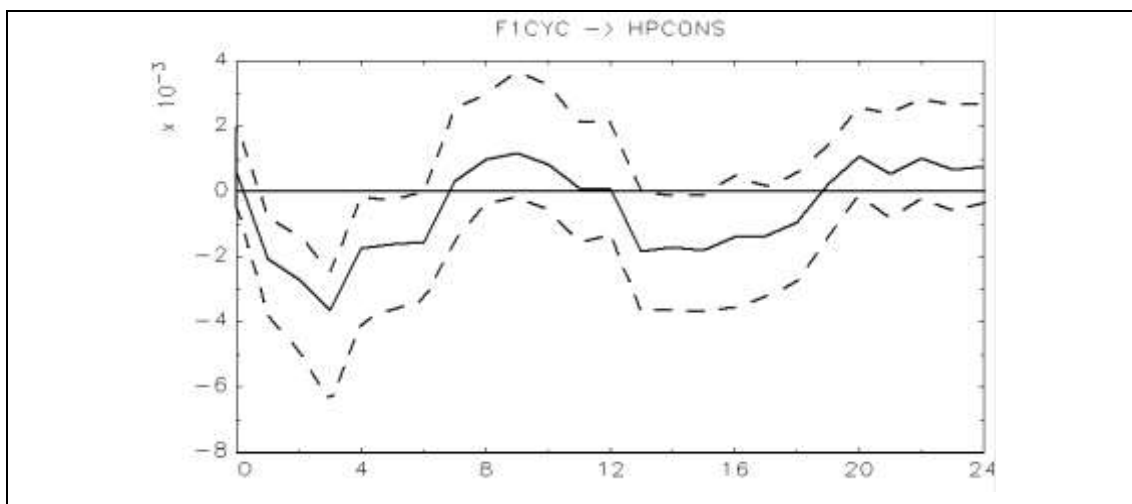
Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

- Modelo VAR para consumo (*HPCONS*)

A seguir apresenta-se o ordenamento das variáveis pelo procedimento estatístico do teste de Causalidade de Granger e a função impulso resposta da variável *HPCONS* para o impulso no indicador de instabilidade financeira *F1CYC* por este procedimento. Desse modo, o ordenamento do modelo foi aplicado da seguinte maneira:

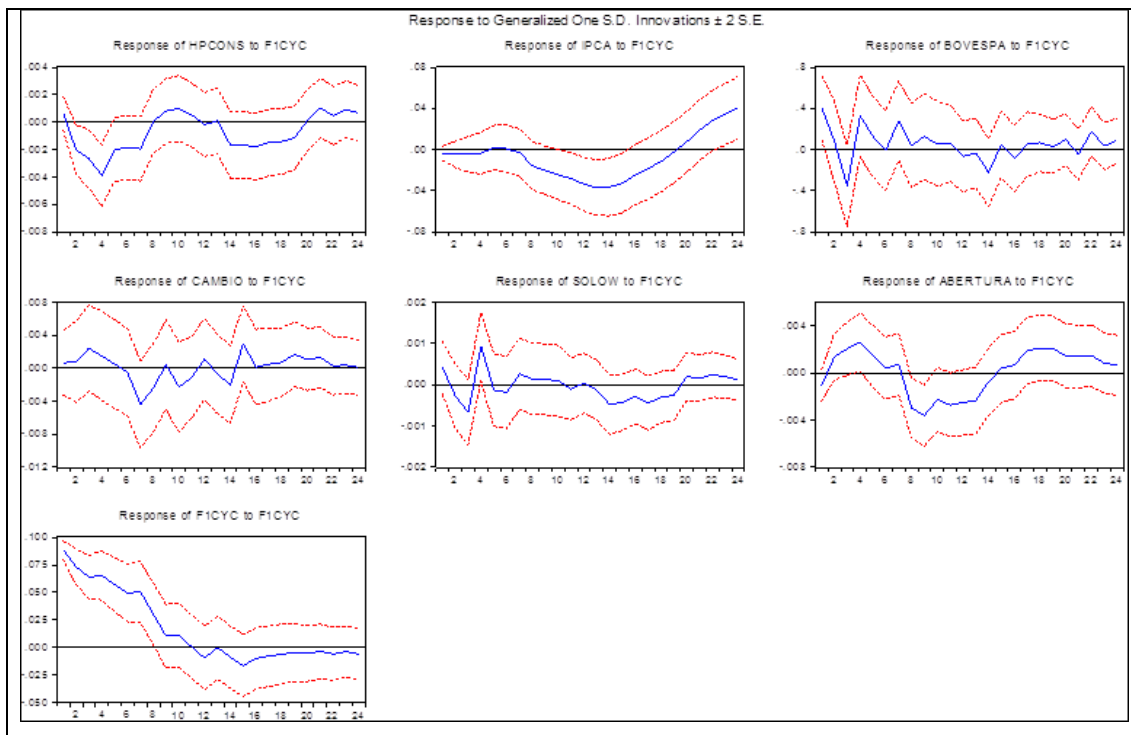
$$\begin{bmatrix} \text{CAMBIO} \\ \text{ABERTURA} \\ \text{IPCA} \\ \text{F1CYC} \\ \text{BOVESPA} \\ \text{HPCONS} \\ \text{SOLOW} \end{bmatrix}$$

Choques financeiros sobre o consumo das famílias via Causalidade de Granger



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Segue as funções impulso resposta pelo método generalizado para a especificação do modelo VAR para o componente cíclico do consumo (*HPCONS*):



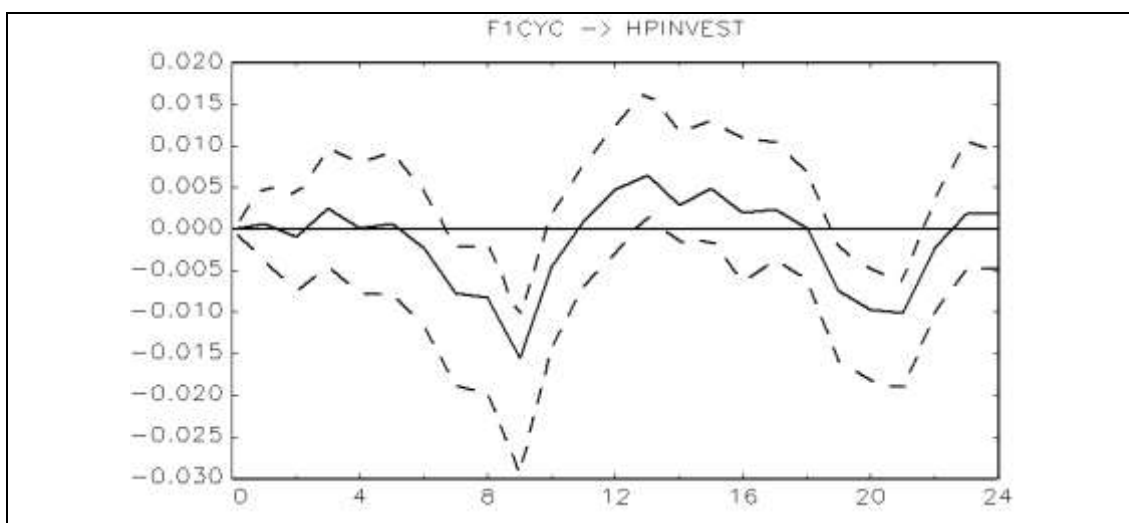
Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

- Modelo VAR para investimento (*HPINVEST*)

A seguir apresenta-se o ordenamento das variáveis pelo procedimento estatístico do teste de Causalidade de Granger e a função impulso resposta da variável *HPINVEST* para o impulso no indicador de instabilidade financeira *F1CYC* por este procedimento. Desse modo, o ordenamento do modelo foi aplicado da seguinte maneira:

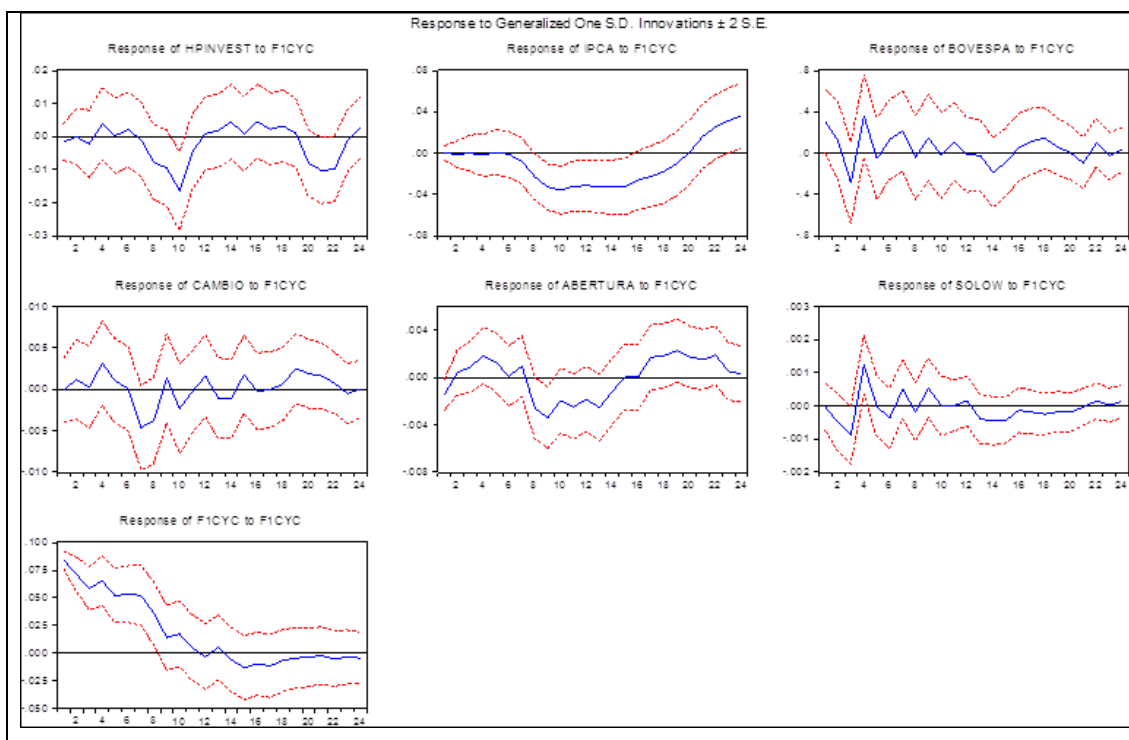
$$\begin{bmatrix} IPCA \\ CAMBIO \\ ABERTURA \\ SOLOW \\ HPINVEST \\ BOVESPA \\ F1CYC \end{bmatrix}$$

Choques financeiros sobre o investimento via Causalidade de Granger



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Segue as funções impulso resposta pelo método generalizado para a especificação do modelo VAR para o componente cíclico do investimento (*HPINVEST*):



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

APÊNDICE F - Testes de autocorrelação serial e heterocedasticidade condicional dos modelos VAR auxiliares dos resultados para produto agregado (*HPPIB*), consumo (*HPCONS*) e (*HPINVEST*).

TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO: *HPPIB*

Equação 1: Ljung-Box $Q' = 6,37312$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 6,37312) = 0,896$

Equação 2: Ljung-Box $Q' = 13,3945$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 13,3945) = 0,341$

Equação 3: Ljung-Box $Q' = 9,0434$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 9,0434) = 0,699$

Equação 4: Ljung-Box $Q' = 2,41787$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 2,41787) = 0,998$

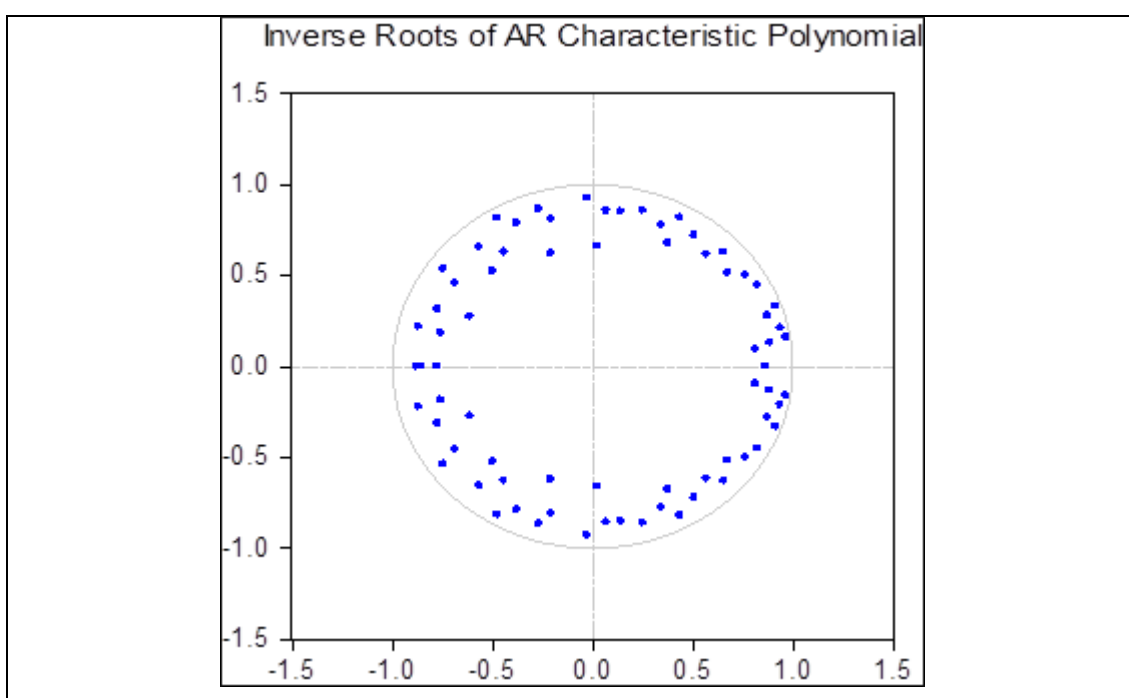
Equação 5: Ljung-Box $Q' = 4,15587$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 4,15587) = 0,98$

Equação 6: Ljung-Box $Q' = 28,5632$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 28,5632) = 0,00457$

Equação 7: Ljung-Box $Q' = 15,1444$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 15,1444) = 0,234$

Equação 8: Ljung-Box $Q' = 25,7935$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 25,7935) = 0,0115$

Círculo das raízes inversas do polinômio característico AR da variável *HPPIB*



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

TESTE ARCH-LM: *HPPIB*

Equação 1: Estatística de teste: LM = 18,5179 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 18,5179) = 0,100846$

Equação 2: Estatística de teste: LM = 10,1687 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 10,1687) = 0,601162$

Equação 3: Estatística de teste: LM = 7,12321 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 7,12321) = 0,849365$

Equação 4: Estatística de teste: LM = 14,5169 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 14,5169) = 0,268925$

Equação 5: Estatística de teste: LM = 19,4616 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 19,4616) = 0,0779801$

Equação 6: Estatística de teste: LM = 40,4209 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 40,4209) = 6,120e-005$

Equação 7: Estatística de teste: LM = 10,1803 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 10,1803) = 0,600143$

Equação 8: Estatística de teste: LM = 7,46497 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 7,46497) = 0,825421$

TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO: *HPCONS*

Equação 1: Ljung-Box $Q' = 11,6009$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 11,6009) = 0,478$

Equação 2: Ljung-Box $Q' = 12,0964$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 12,0964) = 0,438$

Equação 3: Ljung-Box $Q' = 12,268$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 12,268) = 0,424$

Equação 4: Ljung-Box $Q' = 5,85613$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 5,85613) = 0,923$

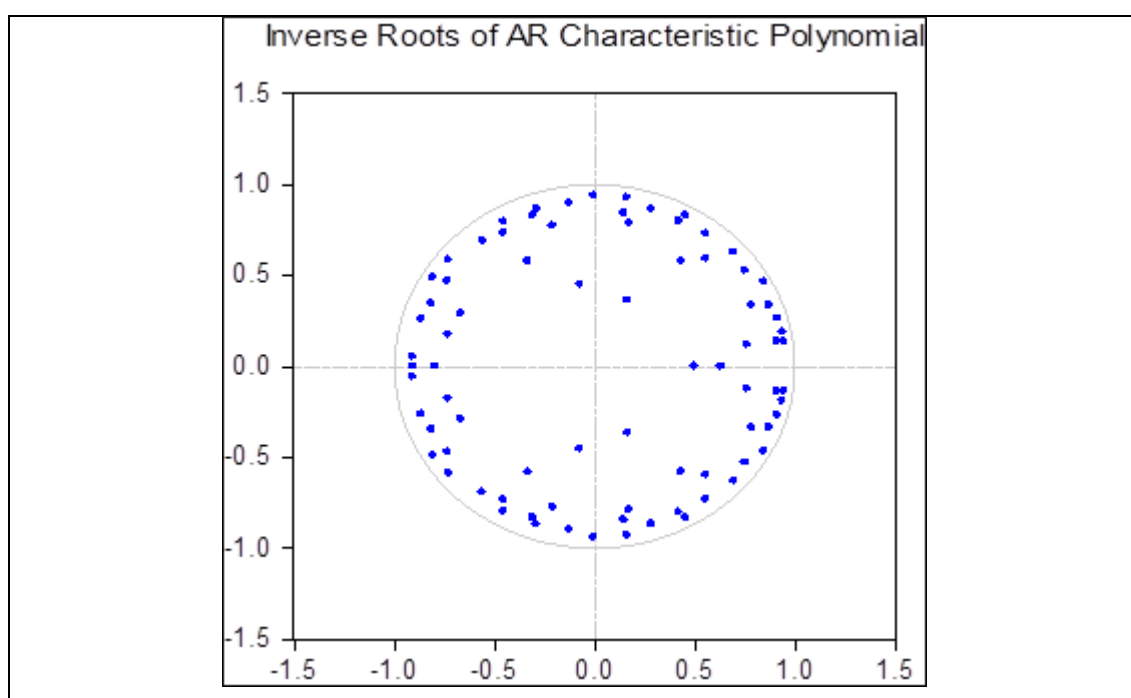
Equação 5: Ljung-Box $Q' = 13,4784$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 13,4784) = 0,335$

Equação 6: Ljung-Box $Q' = 19,4522$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 19,4522) = 0,0782$

Equação 7: Ljung-Box $Q' = 6,52287$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 6,52287) = 0,887$

Equação 8: Ljung-Box $Q' = 16,9324$ com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 16,9324) = 0,152$

Círculo das raízes inversas do polinômio característico AR da variável *HPCONS*



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

TESTE ARCH-LM: *HPCONS*

Equação 1: Estatística de teste: LM = 20,1133 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 20,1133) = 0,0649728$

Equação 2: Estatística de teste: LM = 8,99255 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 8,99255) = 0,703567$

Equação 3: Estatística de teste: LM = 8,66189 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 8,66189) = 0,731506$

Equação 4: Estatística de teste: LM = 17,5312 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 17,5312) = 0,130683$

Equação 5: Estatística de teste: LM = 21,1322 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 21,1322) = 0,0484772$

Equação 6: Estatística de teste: LM = 50,2056 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 50,2056) = 1,285e-006$

Equação 7: Estatística de teste: LM = 11,0331 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 11,0331) = 0,526081$

Equação 8: Estatística de teste: LM = 14,4042 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 14,4042) = 0,275643$

TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO: *HPINVEST*

Equação 1: Ljung-Box Q' = 11,3576 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 11,3576) = 0,499$

Equação 2: Ljung-Box Q' = 10,0904 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 10,0904) = 0,608$

Equação 3: Ljung-Box Q' = 10,0953 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 10,0953) = 0,608$

Equação 4: Ljung-Box Q' = 11,0253 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 11,0253) = 0,527$

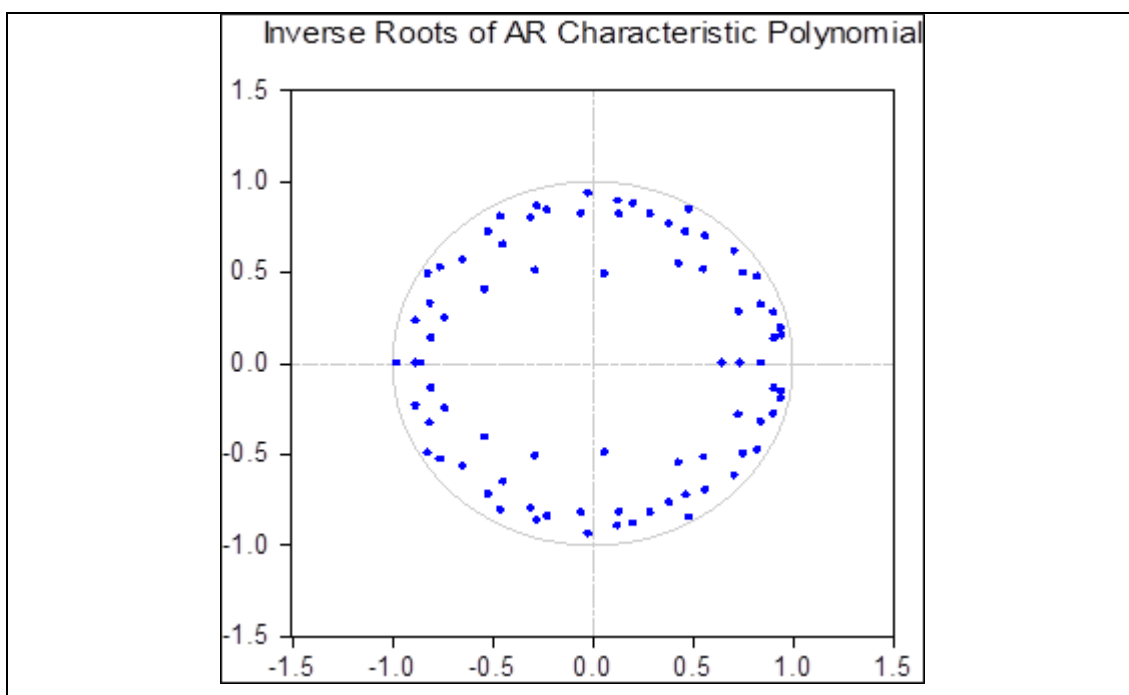
Equação 5: Ljung-Box Q' = 4,56518 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 4,56518) = 0,971$

Equação 6: Ljung-Box Q' = 20,0354 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 20,0354) = 0,0664$

Equação 7: Ljung-Box Q' = 9,32749 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 9,32749) = 0,675$

Equação 8: Ljung-Box Q' = 21,8149 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 21,8149) = 0,0396$

Círculo das raízes inversas do polinômio característico AR da variável *HPINVEST*



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

TESTE ARCH-LM: *HPINVEST*

Equação 1: Estatística de teste: LM = 23,8635 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 23,8635) = 0,021228$

Equação 2: Estatística de teste: LM = 11,0546 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 11,0546) = 0,524242$

Equação 3: Estatística de teste: LM = 6,66545 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 6,66545) = 0,878908$

Equação 4: Estatística de teste: LM = 19,9814 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 19,9814) = 0,0674382$

Equação 5: Estatística de teste: LM = 9,65748 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 9,65748) = 0,645982$

Equação 6: Estatística de teste: LM = 40,2486 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 40,2486) = 6,538e-005$

Equação 7: Estatística de teste: LM = 16,3129 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 16,3129) = 0,177322$

Equação 8: Estatística de teste: LM = 21,4694 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(12) > 21,4694) = 0,0439151$

APÊNDICE G – Resultados dos testes de Causalidade de Granger/ *Block exogeneity Wald test* dos modelo VAR auxiliares para produto agregado (*HPPIB*), consumo (*HPCONS*) e investimento (*HPINVEST*).

Causalidade de Granger do modelo VAR auxiliares para produto agregado (*HPPIB*)

Dependent variable: HPPIB			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPCA	7.898173	9	0.5444
BOVESPA	9.346554	9	0.4059
CAMBIO	37.85751	9	0
SOLOW	33.51124	9	0.0001
GGPIB	14.65806	9	0.1008
ABERTURA	8.200847	9	0.514
F1CYC	16.92287	9	0.0499
All	126.1207	63	0
Dependent variable: IPCA			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPPIB	8.423452	9	0.4921
BOVESPA	9.762683	9	0.37
CAMBIO	17.476	9	0.0418
SOLOW	16.28652	9	0.0611
GGPIB	4.653969	9	0.8634
ABERTURA	13.78172	9	0.1303
F1CYC	5.184466	9	0.8179
All	84.42985	63	0.0371
Dependent variable: BOVESPA			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPPIB	15.38722	9	0.0808
IPCA	11.79858	9	0.2249
CAMBIO	17.07404	9	0.0476
SOLOW	12.15281	9	0.2048
GGPIB	11.32208	9	0.2543

ABERTURA	27.40741	9	0.0012
F1CYC	14.33551	9	0.1109
All	132.8809	63	0
Dependent variable: CAMBIO			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPPIB	29.97553	9	0.0004
IPCA	7.258421	9	0.6102
BOVESPA	2.746255	9	0.9735
SOLOW	31.32671	9	0.0003
GGPIB	5.156535	9	0.8205
ABERTURA	16.19067	9	0.063
F1CYC	22.31602	9	0.0079
All	104.3383	63	0.0008
Dependent variable: SOLOW			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPPIB	28.3056	9	0.0008
IPCA	7.167665	9	0.6197
BOVESPA	7.76618	9	0.5579
CAMBIO	22.31997	9	0.0079
GGPIB	4.759317	9	0.8548
ABERTURA	10.26345	9	0.3296
F1CYC	21.0422	9	0.0125
All	138.1182	63	0
Dependent variable: GGPIB			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPPIB	16.39496	9	0.0591
IPCA	18.10817	9	0.0339
BOVESPA	8.940091	9	0.4428
CAMBIO	12.01935	9	0.2122
SOLOW	9.323645	9	0.408
ABERTURA	5.009806	9	0.8335

F1CYC	10.06597	9	0.3452
All	55.27228	63	0.745
Dependent variable: ABERTURA			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPPIB	20.92364	9	0.013
IPCA	6.348771	9	0.7046
BOVESPA	5.693205	9	0.7702
CAMBIO	9.55161	9	0.388
SOLOW	22.66052	9	0.007
GGPIB	11.82038	9	0.2236
F1CYC	18.95336	9	0.0256
All	114.1031	63	0.0001
Dependent variable: F1CYC			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPPIB	27.44278	9	0.0012
IPCA	12.48351	9	0.1874
BOVESPA	10.54771	9	0.308
CAMBIO	7.492881	9	0.5859
SOLOW	19.8193	9	0.0191
GGPIB	12.58286	9	0.1824
ABERTURA	17.79128	9	0.0377
All	146.3709	63	0

Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Causalidade de Granger do modelo VAR auxiliares para consumo (*HPCONS*)

Dependent variable: HPCONS			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPCA	10.59157	10	0.3902
BOVESPA	13.58669	10	0.1927
CAMBIO	14.18345	10	0.1648
SOLOW	8.991166	10	0.5329
GGPIB	7.225503	10	0.704

ABERTURA	14.46479	10	0.1528
F1CYC	26.74897	10	0.0029
All	149.5657	70	0

Dependent variable: IPCA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPCONS	23.83782	10	0.008
BOVESPA	8.964208	10	0.5355
CAMBIO	12.76561	10	0.2371
SOLOW	23.44611	10	0.0092
GGPIB	7.61969	10	0.6659
ABERTURA	14.79745	10	0.1396
F1CYC	11.89507	10	0.2921
All	109.2565	70	0.0019

Dependent variable: BOVESPA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPCONS	12.01062	10	0.2843
IPCA	20.91028	10	0.0217
CAMBIO	20.39907	10	0.0257
SOLOW	12.61558	10	0.246
GGPIB	6.80983	10	0.7433
ABERTURA	18.53382	10	0.0466
F1CYC	20.72725	10	0.0231
All	138.1636	70	0

Dependent variable: CAMBIO

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPCONS	17.86916	10	0.0572
IPCA	11.10584	10	0.3493
BOVESPA	5.653617	10	0.8435
SOLOW	14.35347	10	0.1575
GGPIB	4.433629	10	0.9257
ABERTURA	12.4183	10	0.258

F1CYC	12.22404	10	0.2703
All	90.19722	70	0.0525

Dependent variable: SOLOW

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPCONS	32.37525	10	0.0003
IPCA	8.674759	10	0.5632
BOVESPA	13.80485	10	0.1821
CAMBIO	30.40031	10	0.0007
GGPIB	3.947093	10	0.9497
ABERTURA	8.134479	10	0.6157
F1CYC	23.23297	10	0.0099
All	147.8791	70	0

Dependent variable: GGPIB

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPCONS	6.569673	10	0.7653
IPCA	11.16348	10	0.3449
BOVESPA	8.0221	10	0.6267
CAMBIO	10.02822	10	0.438
SOLOW	5.180005	10	0.8788
ABERTURA	7.224572	10	0.7041
F1CYC	8.810656	10	0.5502
All	48.4348	70	0.977

Dependent variable: ABERTURA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPCONS	5.730459	10	0.8374
IPCA	2.859481	10	0.9845
BOVESPA	8.51185	10	0.579
CAMBIO	6.157998	10	0.8018
SOLOW	15.11515	10	0.1279
GGPIB	9.510824	10	0.4844
F1CYC	15.59455	10	0.1118

All	89.42345	70	0.0587
Dependent variable: F1CYC			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPCONS	15.67372	10	0.1094
IPCA	5.150437	10	0.8809
BOVESPA	8.004439	10	0.6284
CAMBIO	8.234721	10	0.6059
SOLOW	12.95244	10	0.2263
GGPIB	7.449073	10	0.6825
ABERTURA	10.87942	10	0.367
All	121.3964	70	0.0001

Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Causalidade de Granger do modelo VAR auxiliares para investimento (*HPINVEST*)

Dependent variable: HPINVEST			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
IPCA	11.57446	10	0.3145
BOVESPA	22.59539	10	0.0123
CAMBIO	13.90685	10	0.1773
SOLOW	16.31612	10	0.0909
GGPIB	7.486407	10	0.6789
ABERTURA	16.73892	10	0.0803
F1CYC	18.34705	10	0.0494
All	154.1769	70	0
Dependent variable: IPCA			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPINVEST	6.645556	10	0.7584
BOVESPA	9.949945	10	0.4449
CAMBIO	11.44323	10	0.324
SOLOW	16.68215	10	0.0817
GGPIB	5.270651	10	0.8724
ABERTURA	13.80097	10	0.1823

F1CYC	2.994361	10	0.9816
-------	----------	----	--------

All	81.78307	70	0.1585
-----	----------	----	--------

Dependent variable: BOVESPA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
----------	--------	----	-------

HPINVEST	18.50734	10	0.047
----------	----------	----	-------

IPCA	20.73982	10	0.023
------	----------	----	-------

CAMBIO	19.81718	10	0.031
--------	----------	----	-------

SOLOW	16.45599	10	0.0873
-------	----------	----	--------

GGPIB	7.152722	10	0.711
-------	----------	----	-------

ABERTURA	24.20172	10	0.0071
----------	----------	----	--------

F1CYC	17.17691	10	0.0705
-------	----------	----	--------

All	150.9162	70	0
-----	----------	----	---

Dependent variable: CAMBIO

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
----------	--------	----	-------

HPINVEST	25.55803	10	0.0044
----------	----------	----	--------

IPCA	11.25678	10	0.3379
------	----------	----	--------

BOVESPA	3.751545	10	0.9579
---------	----------	----	--------

SOLOW	17.83385	10	0.0578
-------	----------	----	--------

GGPIB	4.851791	10	0.9009
-------	----------	----	--------

ABERTURA	8.899104	10	0.5417
----------	----------	----	--------

F1CYC	14.50204	10	0.1513
-------	----------	----	--------

All	101.9492	70	0.0076
-----	----------	----	--------

Dependent variable: SOLOW

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
----------	--------	----	-------

HPINVEST	7.544233	10	0.6733
----------	----------	----	--------

IPCA	3.884966	10	0.9524
------	----------	----	--------

BOVESPA	9.286509	10	0.5051
---------	----------	----	--------

CAMBIO	18.50571	10	0.047
--------	----------	----	-------

GGPIB	4.024323	10	0.9462
-------	----------	----	--------

ABERTURA	8.712928	10	0.5595
----------	----------	----	--------

F1CYC	15.34148	10	0.1201
-------	----------	----	--------

All	104.1013	70	0.0051
-----	----------	----	--------

Dependent variable: GGPIB

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPINVEST	4.007442	10	0.947
IPCA	11.10657	10	0.3493
BOVESPA	9.185104	10	0.5146
CAMBIO	7.853495	10	0.6431
SOLOW	8.276839	10	0.6018
ABERTURA	5.058916	10	0.8872
F1CYC	11.04176	10	0.3543
All	45.01832	70	0.9912

Dependent variable: ABERTURA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPINVEST	19.83714	10	0.0308
IPCA	1.039453	10	0.9998
BOVESPA	5.365191	10	0.8655
CAMBIO	6.910223	10	0.7339
SOLOW	15.62193	10	0.111
GGPIB	8.250249	10	0.6044
F1CYC	17.43517	10	0.0653
All	112.9956	70	0.0009

Dependent variable: F1CYC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
HPINVEST	41.77754	10	0
IPCA	11.14414	10	0.3464
BOVESPA	15.44174	10	0.1168
CAMBIO	10.58911	10	0.3904
SOLOW	10.68016	10	0.383
GGPIB	11.74308	10	0.3026
ABERTURA	10.29793	10	0.4148

All	167.9925	70	0
-----	----------	----	---

Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

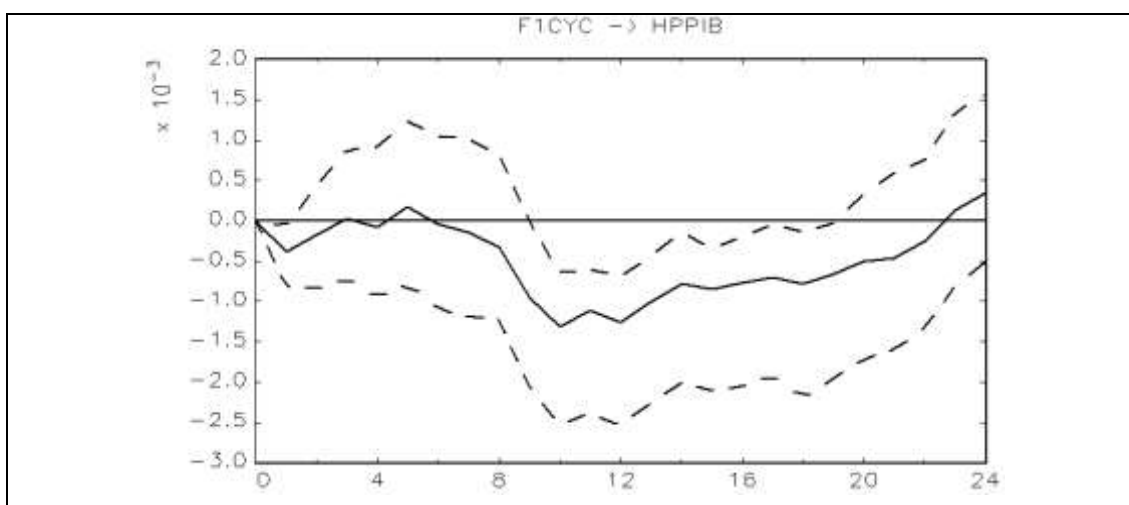
APÊNDICE H – Resultados das funções impulso resposta para os modelos VAR auxiliares para produto agregado (*HPPIB*), consumo (*HPCONS*) e investimento (*HPINVEST*) pelo ordenamento de Causalidade de Granger e função impulso resposta generalizada.

- Modelo VAR auxiliares para produto agregado (*HPPIB*)

A seguir apresenta-se o ordenamento das variáveis pelo procedimento estatístico do teste de Causalidade de Granger e a função impulso resposta da variável *HPPIB* para o impulso no indicador de instabilidade financeira *F1CYC* por este procedimento. Desse modo, o ordenamento do modelo foi aplicado da seguinte maneira:

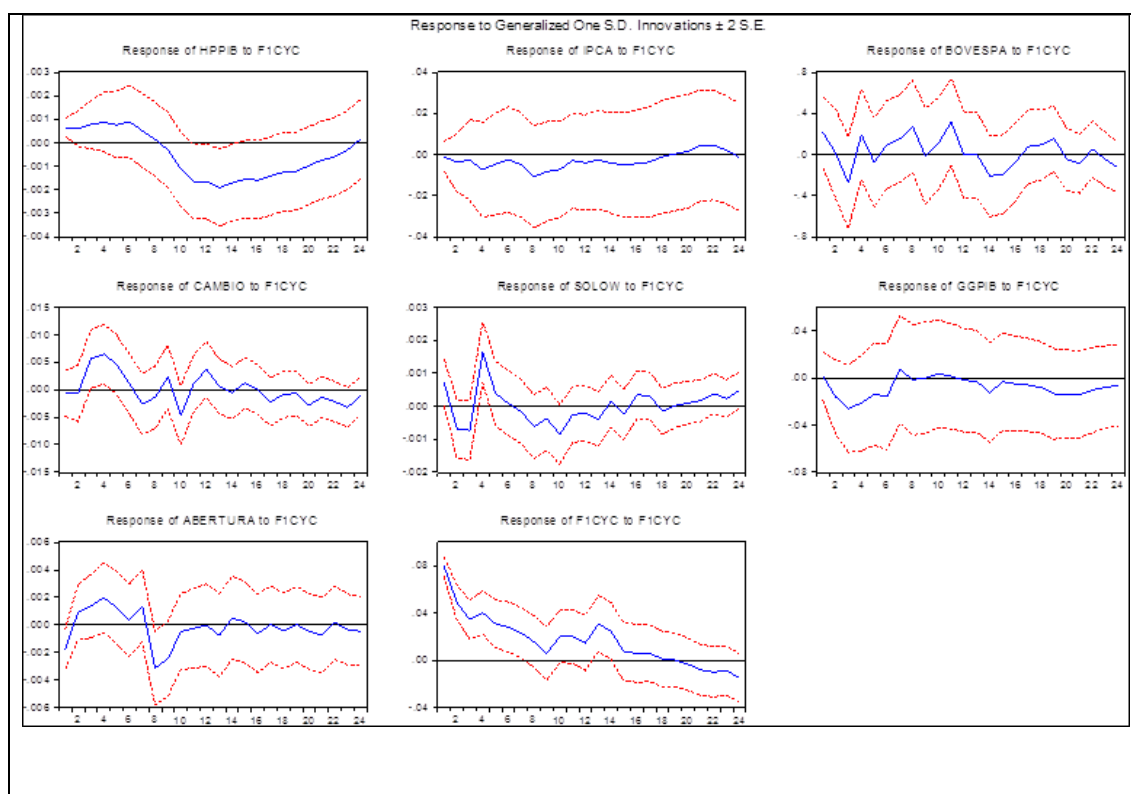
$$\begin{bmatrix} GGPIB \\ IPCA \\ CAMBIO \\ ABERTURA \\ HPPIB \\ BOVESPA \\ SOLOW \\ F1CYC \end{bmatrix}$$

Choques financeiros sobre o produto agregado via Causalidade de Granger



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Segue as funções impulso resposta pelo método generalizado para a especificação do modelo VAR auxiliares para o componente cíclico do produto agregado (*HPPIB*):



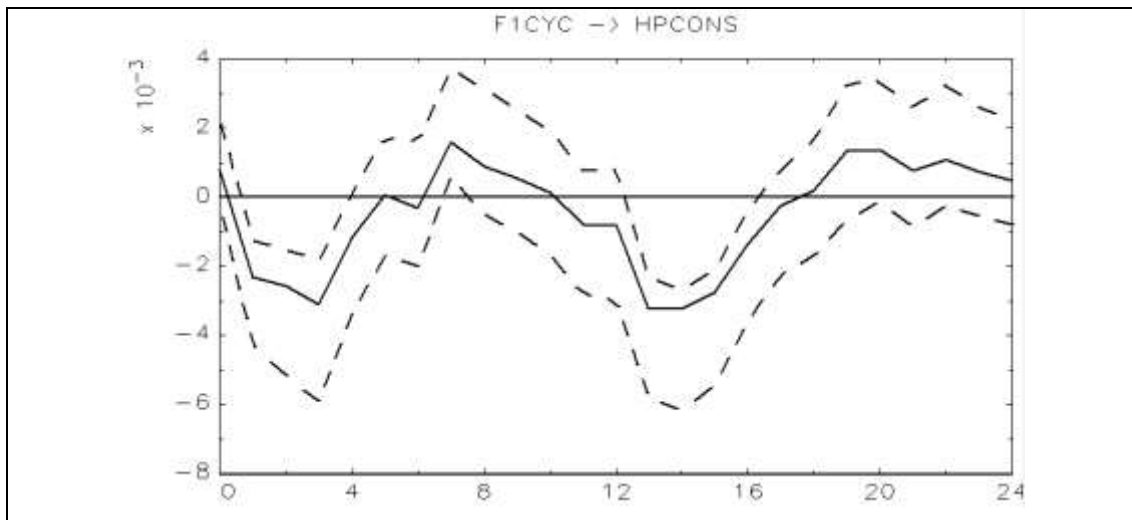
Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

- Modelo VAR auxiliares para consumo (*HPCONS*)

A seguir apresenta-se o ordenamento das variáveis pelo procedimento estatístico do teste de Causalidade de Granger e a função impulso resposta da variável *HPCONS* para o impulso no indicador de instabilidade financeira *F1CYC* por este procedimento. Desse modo, o ordenamento do modelo foi aplicado da seguinte maneira:

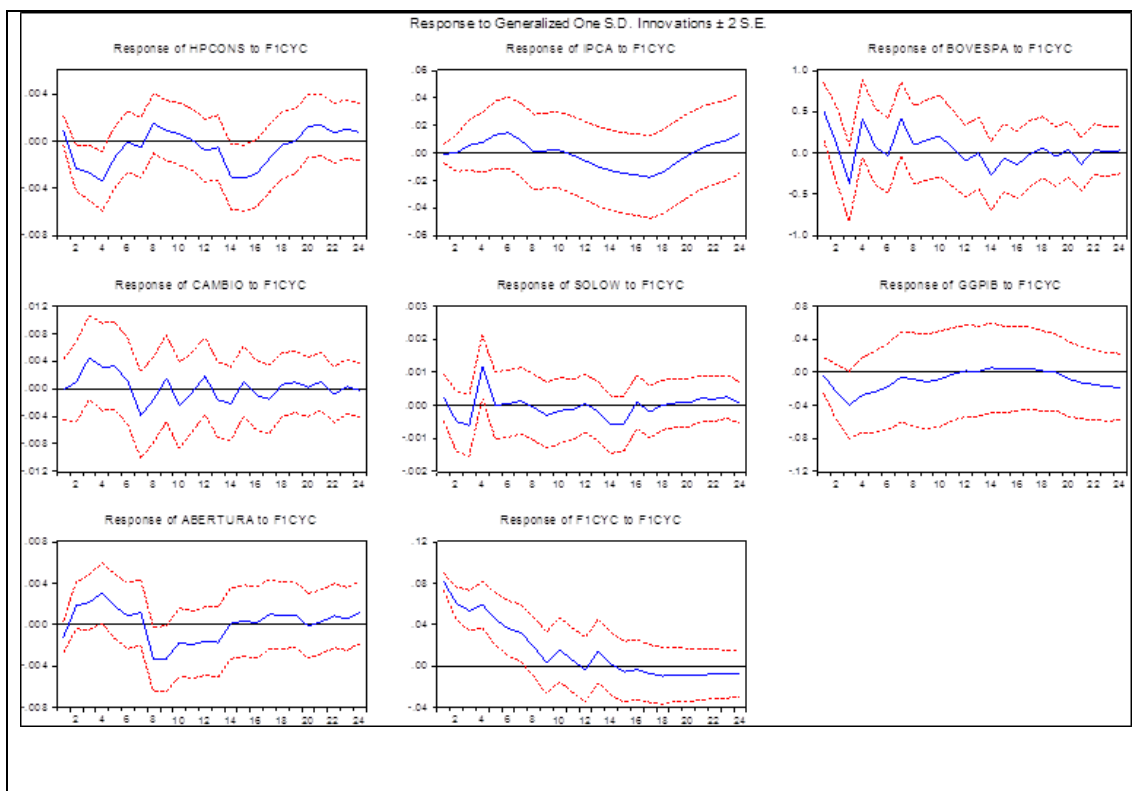
$$\begin{bmatrix} GGPIB \\ ABERTURA \\ CAMBIO \\ IPCA \\ F1CYC \\ BOVESPA \\ SOLOW \\ HPCONS \end{bmatrix}$$

Choques financeiros sobre o consumo via Causalidade de Granger



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Segue as funções impulso resposta pelo método generalizado para a especificação do modelo VAR auxiliares para o componente cíclico do consumo (*HPCONS*):



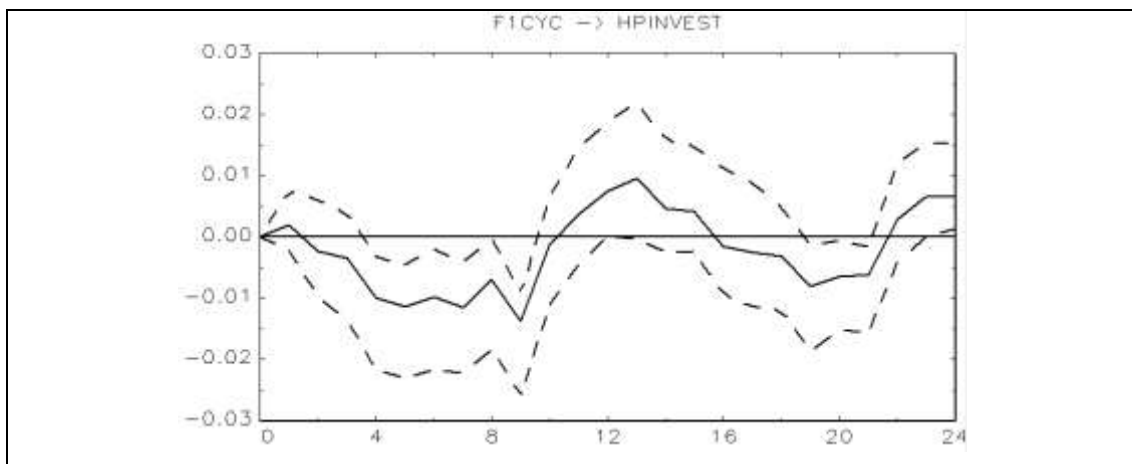
Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

- Modelo VAR auxiliares para investimento (*HPINVEST*)

A seguir apresenta-se o ordenamento das variáveis pelo procedimento estatístico do teste de Causalidade de Granger e a função impulso resposta da variável *HPINVEST* para o impulso no indicador de instabilidade financeira *F1CYC* por este procedimento. Desse modo, o ordenamento do modelo foi aplicado da seguinte maneira:

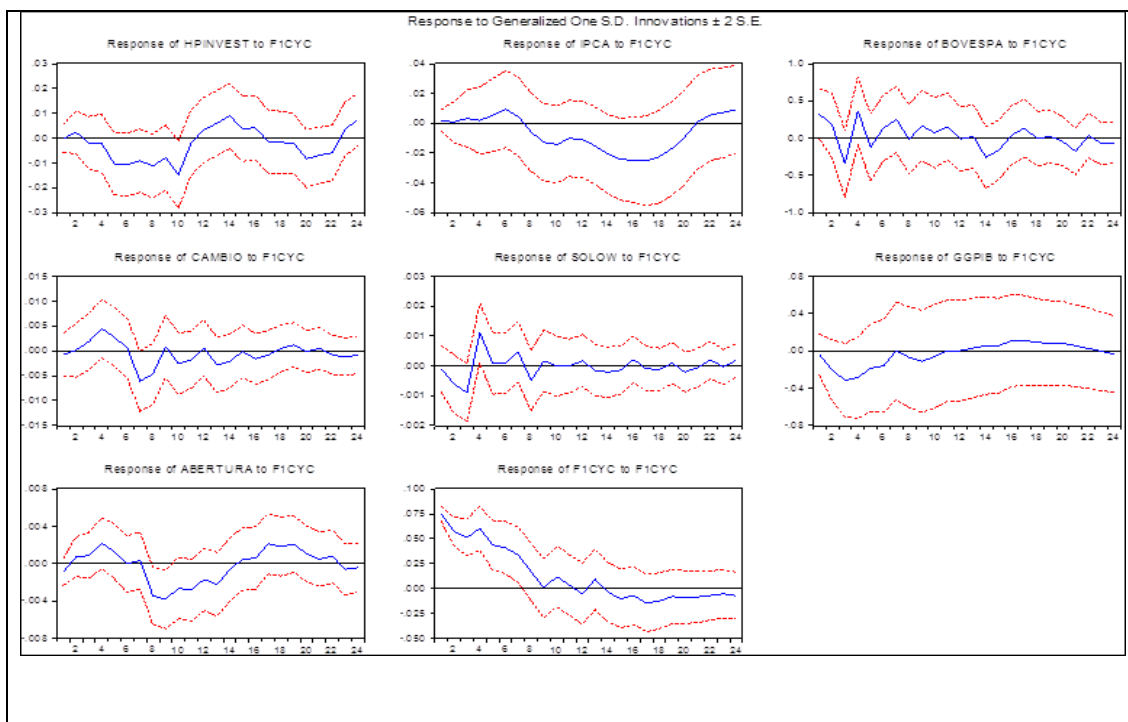
$$\begin{bmatrix} GGPIB \\ IPCA \\ CAMBIO \\ SOLOW \\ ABERTURA \\ BOVESPA \\ HPINVEST \\ F1CYC \end{bmatrix}$$

Choques financeiros sobre o investimento via Causalidade de Granger



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Segue as funções impulso resposta pelo método generalizado para a especificação do modelo VAR auxiliares para o componente cíclico do investimento (*HPINVEST*):



Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

APÊNDICE I – Matriz de covariâncias e matriz de correlações cruzadas

- Modelo VAR para produto agregado (*HPIB*)

Matriz de covariâncias

HPIB	IPCA	BOVESPA	CAMBIO	SOLOW	ABERTURA	F1CYC
8.02778E-06	-6.195E-05	0.00098125	-5.065E-06	5.54614E-06	7.06847E-08	3.5404E-05
-6.19465E-05	0.00293462	0.01231489	-0.0001987	-8.28838E-05	-3.95518E-05	-0.0004216
0.000981252	0.01231489	5.39103	0.00258617	0.001501074	-0.000498853	0.02383687
-5.06451E-06	-0.0001987	0.00258617	0.00087458	2.63667E-05	8.58278E-05	8.3804E-05
5.54614E-06	-8.288E-05	0.00150107	2.6367E-05	2.44472E-05	-2.60593E-06	8.551E-05
7.06847E-08	-3.955E-05	-0.0004989	8.5828E-05	-2.60593E-06	9.61247E-05	-0.0001323
3.54044E-05	-0.0004216	0.02383687	8.3804E-05	8.551E-05	-0.0001323	0.00760859

Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Matriz de correlações cruzadas

HPIB	IPCA	BOVESPA	CAMBIO	SOLOW	ABERTURA	F1CYC
1	-0.4035931	0.1491582	-0.0604421	0.3958932	0.002544547	0.1432541
-0.4035931	1	0.09790825	-0.1240444	-0.309442	-0.07446857	-0.0892284
0.1491582	0.09790825	1	0.03766354	0.1307529	-0.02191387	0.1176958
-0.06044212	-0.1240444	0.03766354	1	0.1803184	0.2960126	0.03248715
0.3958932	-0.309442	0.1307529	0.1803184	1	-0.05375638	0.1982668
0.002544547	-0.0744686	-0.0219139	0.2960126	-0.05375638	1	-0.1546998
0.1432541	-0.0892284	0.1176958	0.03248715	0.1982668	-0.1546998	1

Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

- Modelo VAR para consumo (*HPICONS*)

Matriz de covariâncias

HPCONS	IPCA	BOVESPA	CAMBIO	SOLOW	ABERTURA	F1CYC
8.56391E-05	-2.063E-05	0.00336302	2.4242E-05	6.35816E-06	1.02651E-06	5.59E-05
-2.0635E-05	0.00272951	0.01103561	-0.0001427	-7.37468E-05	-4.88181E-05	-0.0003514
0.003363016	0.01103561	5.469635	0.00100566	0.000999515	-0.000653136	0.0361618
2.4242E-05	-0.0001427	0.00100566	0.00087	9.93947E-06	0.000105087	5.5956E-05
6.35816E-06	-7.375E-05	0.00099952	9.9395E-06	2.33547E-05	-3.50437E-06	3.6393E-05
1.02651E-06	-4.882E-05	-0.0006531	0.00010509	-3.50437E-06	0.000103605	-9.519E-05
5.59001E-05	-0.0003514	0.0361618	5.5956E-05	3.63933E-05	-9.51903E-05	0.00782407

Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Matriz de correlações cruzadas

HPCONS	IPCA	BOVESPA	CAMBIO	SOLOW	ABERTURA	F1CYC
1	-0.0426801	0.1553867	0.08881223	0.1421701	0.01089773	0.06829045
-0.04268011	1	0.0903181	-0.092573	-0.2920882	-0.09180125	-0.0760337
0.1553867	0.0903181	1	0.01457843	0.08843477	-0.02743686	0.1748053
0.08881223	-0.092573	0.01457843	1	0.06972952	0.3500256	0.02144712
0.1421701	-0.2920882	0.08843477	0.06972952	1	-0.07124145	0.08513695
0.01089773	-0.0918013	-0.0274369	0.3500256	-0.07124145	1	-0.1057271
0.06829045	-0.0760337	0.1748053	0.02144712	0.08513695	-0.1057271	1

Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

- Modelo VAR para investimento (*HPINVEST*)

Matriz de covariâncias

HPINVEST	IPCA	BOVESPA	CAMBIO	SOLOW	ABERTURA	F1CYC
0.001718826	-0.0004669	-0.0082237	1.0153E-05	3.9707E-05	-1.75775E-05	-0.0001367
-0.000466879	0.00291588	0.01331552	-0.0002582	-7.64423E-05	-6.6513E-05	-4.932E-07
-0.008223725	0.01331552	5.405334	0.00092908	0.00136491	-0.001181194	0.02606942
1.01525E-05	-0.0002582	0.00092908	0.00082951	2.36333E-05	9.53776E-05	-1.039E-05
3.9707E-05	-7.644E-05	0.00136491	2.3633E-05	2.83817E-05	-2.4081E-06	-2.787E-06
-1.75775E-05	-6.651E-05	-0.0011812	9.5378E-05	-2.4081E-06	9.72043E-05	-0.0001216
-0.000136717	-4.932E-07	0.02606942	-1.039E-05	-2.78672E-06	-0.000121608	0.00712347

Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Matriz de correlações cruzadas

HPINVEST	IPCA	BOVESPA	CAMBIO	SOLOW	ABERTURA	F1CYC
1	-0.2085468	-0.0853181	0.00850249	0.179776	-0.04300295	-0.0390715
-0.2085468	1	0.1060626	-0.1659893	-0.2657235	-0.1249335	-0.0001082
-0.08531812	0.1060626	1	0.01387494	0.110198	-0.05153084	0.1328539
0.008502488	-0.1659893	0.01387494	1	0.154026	0.3358864	-0.004273
0.179776	-0.2657235	0.110198	0.154026	1	-0.04584721	-0.0061977
-0.04300295	-0.1249335	-0.0515308	0.3358864	-0.04584721	1	-0.146141
-0.03907148	-0.0001082	0.1328539	-0.004273	-0.006197669	-0.146141	1

Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

- Modelo VAR alternativo para produto agregado (*HPPIB*)

Matriz de covariâncias

HPPIB	IPCA	BOVESPA	CAMBIO	SOLOW	GGPIB	ABERTURA	F1CYC
7.553E-06	-6.319E-05	0.0014872	-4.604E-06	6.189E-06	-2.296E-07	-1.87825E-05	5.182E-05
-6.319E-05	0.0027051	0.0043524	-0.0002875	-9.057E-05	-6.227E-05	-0.000365048	-8.309E-05
0.0014872	0.0043524	6.032602	0.0069057	0.0017778	-0.0002583	-0.009241464	0.0170239
-4.604E-06	-0.0002875	0.0069057	0.0008719	3.157E-05	9.359E-05	-0.00039685	-5.529E-05
6.189E-06	-9.057E-05	0.0017778	3.157E-05	2.565E-05	-5.615E-06	-5.94575E-06	5.601E-05
-2.296E-07	-6.227E-05	-0.0002583	9.359E-05	-5.615E-06	0.0001051	8.20648E-06	-0.0001415
-1.878E-05	-0.000365	-0.0092415	-0.0003968	-5.946E-06	8.206E-06	0.02161217	0.0001284
5.182E-05	-8.309E-05	0.0170239	-5.529E-05	5.601E-05	-0.0001415	0.000128361	0.0063153

Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Matriz de correlações cruzadas

HPPIB	IPCA	BOVESPA	CAMBIO	SOLOW	GGPIB	ABERTURA	F1CYC
1	-0.4420534	0.2203198	-0.0567289	0.4446505	-0.0081493	-0.04648723	0.2372446
-0.4420534	1	0.0340713	-0.1872323	-0.3438344	-0.1167893	-0.04774317	-0.0201032
0.2203198	0.0340713	1	0.0952204	0.1429261	-0.0102571	-0.02559406	0.0872184
-0.0567289	-0.1872323	0.0952204	1	0.211122	0.3091692	-0.09142151	-0.0235608
0.4446505	-0.3438344	0.1429261	0.211122	1	-0.1081501	-0.007986108	0.139168
-0.0081493	-0.1167893	-0.0102571	0.3091692	-0.1081501	1	0.005445324	-0.1737066
-0.0464872	-0.0477432	-0.0255941	-0.0914215	-0.0079861	0.0054453	1	0.0109872
0.2372446	-0.0201032	0.0872184	-0.0235608	0.139168	-0.1737066	0.01098718	1

Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

- Modelo VAR alternativo para consumo (*HPICONS*)

Matriz de covariâncias

HPICONS	IPCA	BOVESPA	CAMBIO	SOLOW	GGPIB	ABERTURA	F1CYC
7.907E-05	-7.129E-05	0.0032864	3.515E-05	4.351E-06	-2.369E-06	8.36299E-05	7.325E-05
-7.129E-05	0.0023965	0.0069019	-0.0001967	-7.495E-05	-3.231E-05	-0.000570187	-5.847E-05
0.0032864	0.0069019	6.118056	0.0042726	0.0008557	-0.0008345	-0.05665321	0.0411642
3.515E-05	-0.0001967	0.0042726	0.000966	8.773E-06	0.0001308	-0.000473807	-9.685E-06
4.351E-06	-7.495E-05	0.0008557	8.773E-06	2.556E-05	-6.368E-06	2.95945E-05	1.975E-05
-2.369E-06	-3.231E-05	-0.0008345	0.0001308	-6.368E-06	0.0001168	-4.73567E-05	-9.833E-05
8.363E-05	-0.0005702	-0.0566532	-0.0004738	2.959E-05	-4.736E-05	0.02359372	-0.0003569
7.325E-05	-5.847E-05	0.0411642	-9.685E-06	1.975E-05	-9.833E-05	-0.000356893	0.0066676

Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Matriz de correlações cruzadas

HPCONS	IPCA	BOVESPA	CAMBIO	SOLOW	GGPIB	ABERTURA	F1CYC
1	-0.1637713	0.1494247	0.1271699	0.0967798	-0.0246468	0.06123068	0.1008866
-0.1637713	1	0.0570004	-0.1292635	-0.3028109	-0.0610765	-0.0758288	-0.0146265
0.1494247	0.0570004	1	0.0555765	0.0684282	-0.0312155	-0.1491144	0.2038107
0.1271699	-0.1292635	0.0555765	1	0.0558273	0.389446	-0.09924598	-0.0038162
0.0967798	-0.3028109	0.0684282	0.0558273	1	-0.1165411	0.03810841	0.0478378
-0.0246468	-0.0610765	-0.0312155	0.389446	-0.1165411	1	-0.02852649	-0.1114155
0.0612307	-0.0758288	-0.1491144	-0.099246	0.0381084	-0.0285265	1	-0.0284547
0.1008866	-0.0146265	0.2038107	-0.0038162	0.0478378	-0.1114155	-0.02845465	1

Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

- Modelo VAR alternativo para investimento (*HPINVEST*)

Matriz de covariâncias

HPINVEST	IPCA	BOVESPA	CAMBIO	SOLOW	GGPIB	ABERTURA	F1CYC
0.0015924	-0.0002567	-0.0061852	-8.622E-06	5.484E-05	-1.464E-05	-0.000429475	-1.648E-05
-0.0002567	0.0027244	0.0038294	-0.0003375	-8.411E-05	-5.88E-05	-0.000476753	0.0001304
-0.0061852	0.0038294	5.829	0.0041232	0.0015482	-0.0007372	-0.05130561	0.0239127
-8.622E-06	-0.0003375	0.0041232	0.0009146	2.747E-05	0.0001176	-0.000321998	-5.883E-05
5.484E-05	-8.411E-05	0.0015482	2.747E-05	3.058E-05	-2.946E-06	2.43566E-05	-8.176E-06
-1.464E-05	-5.88E-05	-0.0007372	0.0001176	-2.946E-06	0.0001049	4.4627E-05	-6.808E-05
-0.0004295	-0.0004768	-0.0513056	-0.000322	2.436E-05	4.463E-05	0.02408518	-0.000285
-1.648E-05	0.0001304	0.0239127	-5.883E-05	-8.176E-06	-6.808E-05	-0.000284982	0.0055851

Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

Matriz de correlações cruzadas

HPINVEST	IPCA	BOVESPA	CAMBIO	SOLOW	GGPIB	ABERTURA	F1CYC
1	-0.1232392	-0.0641989	-0.0071446	0.2485259	-0.0358148	-0.06934762	-0.0055254
-0.1232392	1	0.0303879	-0.2138307	-0.2914089	-0.1099746	-0.05885527	0.0334281
-0.0641989	0.0303879	1	0.0564694	0.1159685	-0.029806	-0.1369282	0.1325309
-0.0071446	-0.2138307	0.0564694	1	0.1642731	0.3797382	-0.06860507	-0.0260271
0.2485259	-0.2914089	0.1159685	0.1642731	1	-0.0520005	0.02838199	-0.0197857
-0.0358148	-0.1099746	-0.029806	0.3797382	-0.0520005	1	0.02807075	-0.0889275
-0.0693476	-0.0588553	-0.1369282	-0.0686051	0.028382	0.0280708	1	-0.0245713
-0.0055254	0.0334281	0.1325309	-0.0260271	-0.0197857	-0.0889275	-0.02457125	1

Fonte: Resultados da pesquisa, 2016

ANEXOS

ANEXO A - Função Resposta ao Impulso

A partir do sistema restrito da equação (14), 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 a restrição que alguns coeficientes sejam iguais a zero, definindo, por via dos argumentos econômicos, quais deles seriam zero. No modelo bivariado exposto na equação (14), 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:

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

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

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 se combinam 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. Portanto, 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 Ψ_i são os multiplicadores de impacto de um choque nas variáveis endógenas no modelo bivariado. Sendo assim, o

impacto total de uma perturbação de ϵ_{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 .

Neste trabalho, a construção das funções impulso resposta é derivada da metodologia de Lütkepohl, Krätzig e Boreiko (2006). As funções impulso resposta analisam as interações dinâmicas das variáveis endógenas do modelo vetor auto regressivo. As variáveis exógenas e determinísticas são tratadas como fixas. Desse modo, sendo y_t uma variável endógena estacionária $[I(0)]$, a média condicional das variáveis endógenas é eliminada:

$$y_t = \Phi_0 \mu_t + \Phi_1 \mu_{t-1} + \Phi_2 \mu_{t-2} + \dots$$

Onde, $\Phi_0 = I_k$ e Φ_s pode ser calculado de forma recursiva como

$$\Phi_s = \sum_{j=1}^s \Phi_{s-j} A_j, s = 1, 2, \dots$$

Com $\Phi_0 = I_k$ e $A_j = 0$ para $j > p$.

Lütkepohl, Krätzig e Boreiko (2006) demonstra que os coeficientes acima podem representar os impulsos resposta do sistema. Os elementos $(i,j)th$ das matrizes Φ_{sj} da, considerada como uma função de s , traçam a resposta esperada de $y_{i,t+s}$ para a mudança em uma unidade em y_{jt} considerando constante todos os valores passados de y_t . Os elementos de Φ_s representam o impulso resposta dos componentes de y_t a partir de choques em μ_t .

Lütkepohl e Krätzig (2004) afirma que as funções impulso resposta são provenientes de oscilações nos erros nos quais geram previsões pelas variáveis endógenas ao modelo. Lütkepohl, Krätzig e Boreiko (2006) discutem que, mesmo em processos não estacionários, as matrizes de impulso resposta podem ser calculadas. Desse modo, os impulsos de um sistema não estacionário podem ter efeitos permanentes e são consistentes mesmo para variáveis não estacionárias.

As curvas de resposta ao impulso são projetadas pelo seguinte procedimento desenvolvido por Lütkepohl, Krätzig e Boreiko (2006). O modelo vetor auto regressivo é estimado e os resíduos centralizados do modelo são obtidos. Após guardar os resíduos gerados, se produz um desenho aleatório em substituição dos resíduos por meio de um *bootstrap*. As projeções dos resíduos são calculadas via *bootstrap* de série de tempo de forma recursiva a partir dos valores y_{-p+1}, \dots, y_0 e fixa-se os termos determinísticos e exógenos. Com isso, o modelo é estimado novamente várias vezes e novos *bootstrap* são formados e se obtém intervalos de confiança (CI) estatística via *bootstrap* da variável de interesse.

Sendo \emptyset o coeficiente geral de resposta ao impulso, $\widehat{\emptyset}$ o estimador implícito dos estimadores dos coeficientes do modelo VAR e $\widehat{\emptyset}^*$ é o estimador obtido pelo *bootstrap*, temos que os intervalos de distribuição estimados podem ser implementados por três diferentes formas:

1. *Standard percentile interval* desenvolvido por Efron e Tibshirani (1993) constrói o percentil de intervalo de confiança:

$$CI_S = [s_{\gamma/2}^*, s_{(1-\gamma/2)}^*]$$

Onde, $s_{\gamma/2}^*$ e $s_{(1-\gamma/2)}^*$ são a distribuição *bootstrap* de $\widehat{\emptyset}^*$

As outras duas formas foram formuladas por Hall (1992) como segue:

2. *Hall's pecentile interval*

$$CI_H = [\widehat{\emptyset} - t_{(1-\gamma/2)}^*, \widehat{\emptyset} - t_{\gamma/2}^*]$$

Onde, $t_{(1-\gamma/2)}^*$ e $t_{\gamma/2}^*$ são as distribuições de $\widehat{\emptyset}^*$ e $\widehat{\emptyset}$, respectivamente.

3. *Hall's studentized interval* utiliza o *bootstrap* dos quantils $t_{\gamma/2}^{**}$ e $t_{(1-\gamma/2)}^{**}$ para a distribuição de $(\widehat{\emptyset}^* - \widehat{\emptyset}) / [\widehat{var}(\widehat{\emptyset}^*)]^{1/2}$

$$CI_{SH} = \{\hat{\Phi} - t_{(1-\gamma/2)}^{**}[\widehat{var}(\hat{\Phi})]^{1/2}, \hat{\Phi} - t_{\gamma/2}^*[\widehat{var}(\hat{\Phi})]^{1/2}\}$$

Lütkepohl, Krätzig e Boreiko (2006) afirma que os desvios estimados via *bootstrap* em cada replicação exige grande capacidade computacional e não resulta em intervalos de confiança assintóticos robustos. Desse modo, prejudicando os resultados das funções impulso resposta.

ANEXO B – *Block exogeneity Wald test*/ Causalidade de Granger

O teste de Causalidade de Granger ou como também é denominado de *Block exogeneity Wald test* tem como objetivo conhecer a causalidade entre as variáveis do modelo VAR especificado. Desse modo, este teste detecta se as defasagens de uma variável podem causar efeitos em outras variáveis do sistema VAR (ENDERS, 2003). A hipótese nula do teste de causalidade de Granger afirma que todos os atrasos de uma variável podem ser excluídos de cada equação do sistema VAR. Com isso, a rejeição desta hipótese significa que as defasagens de uma variável não podem ser excluídas do modelo. Ou seja, esta variável é endógena e existe causalidade entre as variáveis.

A estatística do teste segue: $(T - 3p - 1)(\log|\Sigma_r| - \log|\Sigma_u|) \sim X^2(2p)$

Onde: T é o número de observações, Σ_u : é a matriz de variância e covariância do modelo vetor auto regressivo (VAR), Σ_r : é a matriz de variância e covariância do sistema VAR restrito quando a defasagem de uma variável é excluída do modelo VAR, p é o número de defasagens da variável excluída.

ANEXO C – Função impulso resposta generalizada

Sendo o modelo vetor autor regressivo (VAR):

$$x_t = \Phi_i x_{t-i} + \Psi w_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Onde $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{mt})'$ é um vetor $m \times 1$ de variáveis dependentes, w_t é um vetor $q \times 1$ de variáveis exógenas e/ou determinísticas e Φ_i (vetor $m \times m$) e Ψ ($m \times q$) são matrizes de coeficientes.

Pesaran e Shin (1998) assumem três suposições:

1) $E(\varepsilon_t) = 0, E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$ para todo t , onde $\Sigma = (\sigma_{ij}, i, j = 1, 2, \dots, m)$ é uma matriz $m \times m$ positiva definida, $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t'}) = 0$ para todo $t = t'$ e $E(\varepsilon_t | w_t) = 0$.

2) Todas as raízes de $|I_m - \sum_{i=1}^p \Phi_i z^i| = 0$ estão fora do círculo unitário

3) $x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-p}, w_t, t = 1, 2, \dots, T$ não são colineares perfeitos.

Dessa forma, x_t seria covariância-estacionária e poderia ser reescrita como média móvel infinita:

$$x_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_t + \sum_{i=0}^{\infty} G_i w_{t-i}, \quad t = 1, 2, \dots, T,$$

Onde A_i é a matriz de coeficientes ($m \times m$) obtida através das relações recursivas:

$$A_i = \Phi_1 A_{i-1} + \Phi_2 A_{i-2} + \dots + \Phi_p A_{i-p}, \quad i = 1, 2, \dots$$

Com $A_0 = I_m$ e $A_i = 0$ para $i < 0$ e $G_i = A_i \psi$.

Segundo Pesaran e Shin (1998), a função de resposta de impulso mede o efeito de choques em um determinado período no tempo sobre os valores futuros esperados de variáveis em um sistema dinâmico. Portanto, a função impulso resposta pode ser descrita como perfil temporal do efeito de um hipotético vetor $m \times 1$ de choques de tamanho $\delta = (\delta_1, \dots, \delta_m)$. Ou seja, aplicar choques na economia no tempo t e comparar no período $t + n$.

Existem três questionamentos ao avaliar as funções impulso resposta. A primeira são os tipos de choques que atingem a economia no momento t . O segundo é o estado da

economia no momento $t - 1$ antes de ser aplicado a fricção. E, a terceira são os tipos de choque que se esperam atingir a economia de $t + 1$ para $t + n$.

Sendo os dados econômicos conhecidos até o período $t - 1$ pelo conjunto de informações não decrescentes Ω_{t-1} , a função de resposta de impulso generalizada de x_t , no horizonte n , é definida em Pesaran e Shin (1998) *apud* Koop e outros. (1996) como:

$$GI_x(n, \delta, \Omega_{t-1}) = E(x_{t+n} | \varepsilon_t = \delta, \Omega_{t-1}) - E(x_{t+n} | \Omega_{t-1})$$

Sabendo que $GI_x(n, \delta, \Omega_{t-1}) = A_n \delta$, no qual é independente de Ω_{t-1} . Entretanto depende da composição de choques definidos por δ . Desse modo, o vetor de choques é a propriedade central da função impulso resposta.

ANEXO D – Teste Breusch-Godfrey LM para autocorrelação serial

O teste de autocorrelação de Breusch-Godfrey LM assume o modelo:

$$\mu_t = \beta_1^* \mu_{t-1} + \dots + \beta_h^* \mu_{t-h} + e_t$$

No qual será testada a hipótese nula:

$$H_0: \beta_1^* = \dots = \beta_h^* = 0$$

Contra a hipótese alternativa:

$$H_1: \beta_1^* \neq 0 \text{ ou } \dots \text{ ou } \beta_h^* \neq 0$$

O modelo auxiliar apresentado por Lütkepohl, Krätzig e Boreiko (2006) enfatiza que o procedimento utilizado por este teste de auto correlação é derivado de um modelo auxiliar:

$$\hat{\mu}_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} \\ + B_0 x_t + \dots + B_q x_{t-q} + CD_t + B_1^* \hat{\mu}_{t-1} + \dots + B_h^* \hat{\mu}_{t-h} + e_t$$

Este modelo é estimado utilizando o mesmo método do modelo original de $\hat{\mu}_t$. Se $t \leq 0$, então substitui o valor por zero. Sendo os resíduos da estimação $\hat{e}_t (t = 1, \dots, T)$, o estimador da matriz de covariância dos resíduos é obtida a partir do modelo auxiliar:

$$\widehat{\Sigma} e = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{e} \hat{e}'$$

Para realizar o teste, é necessário impor restrições, em $\beta_1^* = \dots = \beta_h^* = 0$. Temos que o estimador da matriz de covariância dos resíduos é:

$$\widehat{\Sigma} R = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^R \hat{e}_t^{R'}$$

Desse modo, a estatística LM é calculada:

$$LM_h = T \left(K - \text{tr} \left(\widehat{\Sigma} R^{-1} \widehat{\Sigma} e \right) \right) \approx \chi^2(hK^2)$$

ANEXO E – Teste de heterocedasticidade: ARCH-LM

Segundo Lütkepohl, Krätzig e Boreiko (2006), o teste ARC-LM pode ser baseado no modelo de regressão multivariada

$$\text{vech}(\hat{u}_t \hat{u}_t') = \beta_0 + B_1 \text{vech}(\hat{u}_{t-1} \hat{u}_{t-1}') + \dots + B_q \text{vech}(\hat{u}_{t-q} \hat{u}_{t-q}') + e_t,$$

Onde vech é o operador de empilhamento de colunas para matrizes simétricas, $\beta_0 = \frac{1}{2}K(K+1)$ é a dimensão da matriz e $\beta_j = \left(\frac{1}{2}K(K+1)\right) \times \left(\frac{1}{2}K(K+1)\right)$ são os coeficientes da matriz. Desse modo, as hipóteses testadas no ARCH-LM:

$$H_0: B_1 = \dots = B_q = 0$$

$$H_1: B_1 \neq 0 \text{ ou } \dots B_q \neq 0$$

As hipóteses são checadas a partir da estatística multivariada do LM

$$V ARCH_{LM}(q) = \frac{1}{2}TK(K + 1)R_m^2,$$

Onde: $R_m^2 = 1 - \frac{2}{K(K+1)} tr(\widehat{\Omega}\widehat{\Omega}_0^{-1})$, $\widehat{\Omega}$ é a matriz de covariância residual de $\frac{1}{2}K(K + 1)$ do modelo de regressão multivariada e $\widehat{\Omega}_0$ corresponde à matriz com $q = 0$.