

Lucas Meireles Paixão

**CRISES, RISCO E POLÍTICA MONETÁRIA: UMA ANÁLISE EMPÍRICA
PARA O BRASIL**

Belo Horizonte, MG

UFMG/CEDEPLAR

2014

Lucas Meireles Paixão

**CRISES, RISCO E POLÍTICA MONETÁRIA: UMA ANÁLISE EMPÍRICA
PARA O BRASIL**

Dissertação de mestrado apresentado ao
programa de mestrado em Economia do
Centro de Desenvolvimento Regional da
Faculdade de Ciências Econômicas da
Universidade Federal de Minas Gerais.

Orientador: Bruno de Paula Rocha

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas- UFMG
2014

Ficha Catalográfica

Paixão, Lucas Meireles.

P142c Crises, risco e política monetária [manuscrito]: uma
2014 análise empírica para o Brasil / Lucas Meireles Paixão. –
2014.

xi, 95 f. : il., gráfs. e tabs.

Orientador: Bruno de Paula Rocha.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Minas
Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional.
Inclui bibliografia (f. 58-67).

1. Política monetária – Brasil – Teses. 2. Risco – Brasil –
Teses. I. Rocha, Bruno de Paula. II. Universidade Federal de
Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento
Regional. IV. Título.

CDD: 332.4981

Folha de aprovação

AGRADECIMENTOS

Primeiramente quero agradecer a Deus que me deu forças e me sustentou durante todo o mestrado, mesmo quando não pensava que isso era pra mim.

Aos meus pais, Marcos Antônio Almeida Paixão, Marta Maria Meireles Paixão, e meus irmãos Daniel Meireles Paixão e Thiago Meireles Paixão, pelo extremo apoio e orações.

Ao meu orientador Bruno de Paula Rocha pela paciência. Jamais me esquecerei de como sua atitude extremamente atenciosa foi importante pra mim para a conclusão desse mestrado, e claro, pelas ‘milhares’ de vezes que se dispôs a ler esse trabalho e me ajudar, contribuindo ricamente com suas sugestões e orientações.

Ao meu grande amigo Tiago Gontijo. Um dia, em 2010, prometemos um ao outro passar no mestrado e jogar ‘totó’ na face.

À Silvia e Norberto, pelas orações e por que quando precisei de lugar pra ficar me acolheram com carinho.

À Lízia de Figueiredo e Mauro Sayar por participar da banca. A defesa foi, na verdade, um grande aprendizado pelo qual outras ideias surgiram.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	1
2. OS MECANISMOS DE TRANSMISSÃO, RISCOS E A EFICIÊNCIA DA TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA	3
2.1. Mecanismos de Transmissão de Política Monetária	3
2.1.1. Canal da taxa de juros.....	3
2.1.2. Canal da taxa de câmbio	4
2.1.3. Canal do preço dos ativos	5
2.1.4. Canal de crédito	6
2.2. Crises, riscos e a eficácia da política monetária.	8
2.3. Política Monetária no Brasil	13
3. RISCO MACROECONÔMICO E MEDIDAS DE RISCO.....	17
3.1. Risco Macroeconômico	17
3.1. A Economia Brasileira pós 1994 e as Medidas de Risco.....	19
3.2. Volatilidade cambial	21
3.3. Risco País.....	26
3.4. Spread da taxa Preferencial Brasileira	31
4. METODOLOGIA E DADOS.....	35
4.1. Metodologia VAR para funções de resposta a impulso.....	35
4.2. Os dados.....	37
5. RESULTADOS.....	39
5.1. Resultados com identificação recursiva.....	40
5.1.1. Modelo I	40

5.1.2.	Modelo II	42
5.1.3.	Modelo III.....	43
5.1.4.	Modelo IV	45
5.1.5.	Outras especificações	47
5.1.6.	Resumo dos resultados	47
5.2.	Resultados com identificação não recursiva	48
5.3.	Outros testes.....	50
5.3.1.	Restrições no VAR	50
5.3.2.	Mínimos quadrados ordinários	Erro! Indicador não definido.
6.	CONCLUSÃO	56
7.	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	58
8.	APÊNDICES.....	68
	APÊNDICE A – Variáveis: Nome, código, descrição, fonte e observações.	68
	APÊNDICE B – Principais estatísticas descritivas das séries temporais.	69
	APÊNDICE C - Demais FRIs.....	70
	APÊNDICE D- Resultados dos testes de autocorrelação dos resíduos	82
	APÊNDICE E - Cálculo e resultado da volatilidade (Modelos da família ARCH/GARCH/TARCH)	83

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

FIGURA 1– FRIs do VAR(2) modelo I.....	41
FIGURA 2 - FRIs do VAR(2) modelo II	42
FIGURA 3 - FRIs do VAR(5) modelo III.....	44
FIGURA 4 - FRIs do VAR(4) modelo IV.....	45
FIGURA 5- FRIS do VAR(2) modelo IV com dummy	46
FIGURA 6-FRIs do modelo I recursivo, VAR(2).....	70
FIGURA 7- FRIs do modelo II recursivo, VAR(2).....	70
FIGURA 8- FRIs do modelo III recursivo, VAR(5)	71
FIGURA 9- FRIs do modelo IV recursivo, VAR(4).....	71
FIGURA 10- FRIs do modelo IV (dummy) recursivo, VAR(2).....	72
FIGURA 11- FRIs do modelo II, VAR(5), mas com ipca_12 no lugar do Ipca	72
FIGURA 12 - FRIs do modelo III, VAR(5), mas com ipca_12 no lugar do Ipca.....	73
FIGURA 13 - FRIs do modelo IV,VAR(2), mas com ipca_12 no lugar do Ipca.....	73
FIGURA 14- FRIs do modelo II, VAR(2), mas pcomm exógena.....	74
FIGURA 15 -FRIs do modelo III, VAR(5), mas pcomm exógena	74
FIGURA 16 -FRIs do modelo IV, VAR(4), mas pcomm exógena	75
FIGURA 17 -FRIs do modelo II, VAR(2), mas com pcomm exógena e ipca_12	75
FIGURA 18 - FRIs do modelo III, VAR(5), mas com pcomm exógena e ipca_12.....	76
FIGURA 19 - FRIs do modelo IV, VAR(4), mas com pcomm exógena e ipca_12.....	76
FIGURA 20 - FRIs do modelo II, VAR(2), com pcomm exógena, taxa nominal de Câmbio e ipca.....	77
FIGURA 21- FRIs do modelo III, VAR(2), com pcomm exógena, taxa nominal de Câmbio e ipca.....	77
FIGURA 22 - FRIs do modelo IV, VAR(2), com pcomm exógena, taxa nominal de Câmbio e ipca.....	78
FIGURA 23 - FRIs do modelo II, VAR(5), com pcomm exógena, taxa nominal de Câmbio e ipca_12	78
FIGURA 24 - FRIs do modelo III, VAR(5), com pcomm exógena, taxa nominal de Câmbio e ipca_12	79
FIGURA 25 - FRIs do modelo IV, VAR(6), com pcomm exógena, taxa nominal de Câmbio e ipca_12.....	79

FIGURA 26 - FRIs do modelo II, SVAR(2)	80
FIGURA 27 -FRIs do modelo III, SVAR(5).....	80
FIGURA 28 -FRIs do modelo IV, SVAR(4).....	81
FIGURA 29 - FRIs do modelo IV com <i>dummy</i> , SVAR(2)	81
FIGURA 30- Função de autocorrelação da série Δ LCAMBIO.....	88
FIGURA 31- Função de autocorrelação parcial da série Δ LCAMBIO.....	88
FIGURA 32 - Função de autocorrelação da série Δ SELIC	89
FIGURA 33 - Função de autocorrelação parcial da série Δ SELIC	89
GRÁFICO 1 - Taxa real de câmbio (deflacionado pelo IPCA) e volatilidade do câmbio real (TARCH 1, 1) – Jan/2001 a Dez/2012	24
GRÁFICO 2 - Volatilidade cambial e Risco País – Jan/2001 a Dez/2012.....	28
GRÁFICO 3–Taxa básica de Juros e Risco País – Jan/2001 a Dez/2012	30
GRÁFICO 4 –Spread da Taxa Preferencial Brasileira e Volatilidade Cambial– Jan/2005 a Dez/2012.....	33
GRÁFICO 5 - Impacto acumulado da Selic no Produto. Modelo II.....	51
GRÁFICO 6- Impacto acumulado da Selic no Produto. Modelo III.....	51
GRÁFICO 7- Impacto acumulado da Selic no Produto. Modelo IV.....	52
GRÁFICO 8 - Impacto acumulado da Selic no Produto. Modelo IV com dummy	52
GRÁFICO 9 - Volatilidade da Selic (volselic) e taxa Selic - jan/2001 a Dez/2012.....	53
GRÁFICO 10- Curva Assimétrica de Impactos de Choques	86
GRÁFICO 11- Volatilidade cambial estimado pelo modelo TARCH (1,2) para o período de janeiro de 2001 a dezembro de 2012	94
GRÁFICO 12 - Volatilidade cambial estimado pelo modelo TARCH (2,1) para o período de janeiro de 2001 a dezembro de 2012	95
TABELA 1- Ordem de defasagem dos modelos VAR.....	39
TABELA 2-Impacto acumulado da Selic no Produto	48
TABELA 3- Matrix A, Identificação não recursiva	49
TABELA 4 - Matrix B, Identificação não recursiva	49
TABELA 5- Impacto acumulado da Selic no Produto	50
TABELA 6 -- Impacto acumulado da Selic no Produto.....	53
TABELA 7- Correlação entre as medidas de risco e a volatilidade da selic.....	54
TABELA 8 - Resultado da estimação por MQO.....	55
TABELA 9- Teste ADF para raíz unitária	87
TABELA 10 - Modelos estimados para determinação de Δ LCAMBIO e Δ SELIC	90

TABELA 11 - Teste do Multiplicador de Lagrange (LM) para detectar a presença de autocorrelação dos resíduos nos modelos estimados.....	91
TABELA 12- Resultado do ARCH Test nos resíduos do modelo Δ LCAMBIO ARIMA (2,1,1) e Δ SELIC ARIMA (4,1,9).	92
TABELA 13- Modelos estimados para determinação da volatilidade cambial	93
TABELA 14 - Critérios de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) para os modelos	94

RESUMO

O presente trabalho busca analisar a relação entre risco e eficácia da política monetária no Brasil. O trabalho consiste na apresentação dos mecanismos de transmissão da política monetária, seguido pela descrição das medidas de risco e sua relação com o produto industrial e política monetária. As medidas de risco inseridas no estudo de transmissão de política monetária foram a volatilidade do câmbio, o risco país e o *spread* entre a taxa de juros média (pré-fixada) das operações de crédito com recursos livres e a taxa preferencial brasileira (TPB). Desse modo, a análise empírica se dá por meios de testes econométricos de séries temporais, como vetores autorregressivos (VAR) e funções de impulso e resposta, além da metodologia da família GARCH para os cálculos de volatilidade. Os resultados sugerem que a política monetária parece perder sua eficácia. No entanto, ainda assim pode ser desejável que se tenha uma política monetária flexível durante crises, uma vez que, alinhado com Mishkin (2009) e aplicando para a economia brasileira, uma política monetária neutra durante a crise de 2008 poderia ter agravado ainda mais a inevitável contração tanto do produto nacional quanto do crédito.

ABSTRACT

The present work aims to examine the relationship between risk and effectiveness of monetary policy in Brazil. The work is based on the presentation of the transmission mechanism of monetary policy, followed by the description of risk measures and their relationship with the national product and monetary policy. Risk measures embedded in the study of transmission of monetary policy were the volatility of exchange rates, country risk and the spread between the credit operations with non-remarked funds (preset rate) and Brazilian Prime rate (TPB). Thus, empirical analysis takes place by means of time series econometric tests, such as vector autoregressive (VAR) and impulse response functions, apart from GARCH methodology for calculating volatility. The results suggest that monetary policy seems to lose its effectiveness. However, it may still be desirable to have a flexible monetary policy during crises, once lined with Mishkin (2009) and applying to the Brazilian economy, neutral monetary policy during the crisis of 2008 might have further aggravated the inevitable contraction of the national product and credit.

1. INTRODUÇÃO

Para o sucesso na condução da política monetária, Mishkin (1996) argumenta que as autoridades devem possuir uma sensibilidade acurada do *timing* e dos efeitos de suas políticas sobre a economia. No Brasil, as eleições de 2002 geraram um ambiente inseguro e de maior risco macroeconômico, captado pelo alto índice de risco país durante essa época. Além disso, após a crise financeira americana de 2008, conforme Mishkin (2009), também houve um ambiente de maior risco, no qual uma instabilidade aguda impactou a economia mundial, reduzindo tal acurácia dos bancos centrais.

O propósito desse trabalho é analisar a relação entre o risco e a eficácia da política monetária no Brasil. Analisar como o risco influencia a política monetária é de suma importância para saber qual é a melhor decisão a tomar em termos de política monetária principalmente em tempos de crises, a fim de atingir metas como a estabilidade da inflação e crescimento econômico.

Nesse sentido, Krugman (2008) argumenta que crises financeiras exercem choques sobre o mercado de crédito, logo a política monetária não seria capaz de reduzir o custo do crédito. Portanto, o autor ressalta que seria como *'pushing on a string'*, ou seja, uma situação em que a política monetária não pode incentivar os consumidores a gastar mais dinheiro ou investir na economia. Esse argumento remontaria às discussões Keynesianas em relação à ineficiência da política monetária em tempos de alto risco.

No entanto, Mishkin (2009) questionou o que poderia haver ocorrido caso não se houvesse utilizado da política monetária durante a crise financeira de 2008. O autor argumentou que poderia haver um *loop* de *feedbacks* negativos, já que um maior risco macroeconômico, aliado a uma política monetária mais apertada, levaria os gastos do consumidor e o investimento das empresas a diminuírem, piorando, portanto, novamente a situação econômica. Em suma, Mishkin (2009) argumenta que, por evitar esse *loop* de *feedbacks* negativos, a política monetária seria eficiente.

A partir de dados agregados macroeconômicos de janeiro de 2001 a dezembro de 2012, o presente trabalho objetiva verificar o comportamento da política monetária frente a situações de risco macroeconômico. Para tanto, serão usadas como medidas de risco a volatilidade cambial, risco país e *spread* entre a taxa de juros média (pré-fixada) das operações de crédito com recursos livres e a taxa preferencial brasileira (TPB). Desse

modo, a análise empírica se dará por meios de testes econométricos de séries temporais, como vetores autorregressivos (VAR) e funções de impulso e resposta, além da metodologia da família GARCH para o cálculo da volatilidade.

A primeira medida de risco, como já citado, é a volatilidade cambial. Tal medida foi escolhida uma vez que, autores como McKinnon (1961), dentre outros, mostraram que existe uma relação inversa entre o produto e volatilidade da taxa de câmbio. Além disso, Sicsú (2002) argumenta que existe uma correlação positiva entre a política monetária e a volatilidade da taxa de câmbio, uma vez que os eventos econômicos sugerem que o BC tem reagido elevando a taxa de juros quando o câmbio apresenta movimentos de elevação da sua volatilidade. Em relação ao risco país, segunda medida de risco, Mendonça, Dezordi e Curado (2005) concluíram que há uma forte correlação entre o Risco País e a taxa Selic, além de confirmarem a hipótese de que o risco país afeta a taxa Selic.

Por fim, a Taxa Preferencial Brasileira (TPB) foi divulgada pela primeira vez pelo BC em setembro de 2011, como mostra Araújo (2011b). Portanto, é um dado recente e ainda pouco explorado na literatura a ser incorporado nesse trabalho. Vale a pena ressaltar que a TPB reflete os custos de financiamentos das grandes empresas junto aos bancos, isto é, clientes de grande porte e de baixíssimo risco de inadimplência para as instituições credoras, sendo, portanto, um dado ‘livre’ de risco. Desse modo, nesse trabalho calculou-se o *Spread* entre a taxa de juros média (pré-fixada) das operações de crédito com recursos livres e a TPB, que será a terceira medida de risco a ser utilizada a fim de analisar a eficácia da política monetária sobre o produto.

Após a introdução desse trabalho, as seções seguintes serão apresentadas como segue. O capítulo 2 apresenta os canais de transmissão monetária são apresentados, além de relacionar a questão do risco e crises com a política monetária, e por fim revisa alguns trabalhos para o Brasil. O capítulo 3 apresenta as medidas de risco e sua relação com o produto e política monetária no contexto de janeiro de 2001 a dezembro de 2012, além de mostrar um panorama geral da economia pós 1994 e fazer uma breve discussão sobre o conceito de risco macroeconômico. O capítulo 4 apresenta a estratégia empírica e os dados. O capítulo 5 apresenta os principais resultados e discussões, e, por fim, é feita a conclusão seguida pelas referências bibliográficas e apêndices.

2. OS MECANISMOS DE TRANSMISSÃO, RISCOS E A EFICIÊNCIA DA TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA.

Conforme Taylor (1995), mudanças na taxa de juros de curto prazo pelo Banco Central podem afetar o produto real por meio de variáveis como a oferta de crédito, renda, riqueza, custo de capital e taxa de câmbio real. Portanto, pode-se afirmar que a economia possui diferentes canais ligados entre si que impactam o produto real e a inflação. Outros autores, como Li (2000), apontam que a taxa de juros não é a única responsável pela eficácia da política monetária. O autor argumenta que a contração das reservas tem impactos sobre as decisões de empréstimos dos bancos, tanto para firmas como para as famílias.

Portanto, para se observar como a política monetária pode ser afetada quando se há um ambiente de maior risco, primeiramente são expostos a seguir seus principais canais de transmissão, a saber: Canal da taxa de juros, canal do câmbio, canal dos preços dos ativos, e por fim o canal do crédito. E, por fim, serão apresentados estudos sobre a política monetária no Brasil com metodologia semelhante ao que será usada nesse trabalho.

2.1. Mecanismos de Transmissão de Política Monetária

2.1.1. Canal da taxa de juros

Baseando-se na visão macroeconômica keynesiana, conforme Mishkin (1996), os efeitos deste canal sobre o lado real da economia ocorrem como descritos no modelo IS-LM. Ao assumir, por exemplo, que há alguma rigidez de expectativas e preços, tanto o consumo como o investimento, e conseqüentemente o produto agregado, podem ser modificados.

Isto ocorre uma vez que o canal de taxa de juros segue a visão keynesiana tradicional, cuja taxa de curto prazo influencia as outras taxas de mais longo prazo, o que afeta não só a taxa de juros real e o custo de capital, como também o custo de oportunidade dos agentes econômicos. O aumento das taxas de juros afeta as decisões de investimentos das firmas.

Nesse sentido, os investimentos que são pouco rentáveis tendem a ser abandonados e as famílias reduzem seus gastos em bens de consumo duráveis e imóveis em resposta ao encarecimento do crédito, o que por sua vez afeta as decisões de investimento em determinados setores produtivos e, por conseguinte, afetando o produto. Entretanto, Bernanke e Gertler (1995) questionaram a pouca evidência a nível empírico deste canal quando analisado singularmente, quanto ao *timing* e magnitude dos efeitos.

2.1.2. Canal da taxa de câmbio

O segundo canal é o canal da taxa de câmbio. Conforme Mishkin (1996), com o crescimento econômico e a adesão da flexibilidade da taxa de câmbio, a transmissão da política monetária através do canal da taxa de câmbio tem tido uma crescente importância. Logo, no caso de uma política monetária expansionista, e com a taxa de câmbio flutuante, a moeda nacional se desvaloriza, uma vez que a remuneração das aplicações financeiras domésticas torna-se relativamente menos atraente ao capital estrangeiro. Por conseguinte, os preços relativos da economia são alterados, incentivando as exportações líquidas e o nível de produto da economia.

Uma importante observação a ser feita no caso da taxa de câmbio é quanto ao seu efeito sobre a inflação. Além da influência direta de uma variação da taxa de câmbio sobre o preço dos bens comercializáveis no mercado internacional, a taxa de câmbio também influencia de forma indireta no nível de preços de duas formas: Primeiro, o uso de insumos importados na elaboração de bens domésticos. Quando a taxa de câmbio sofre apreciação (depreciação), o custo de produção desses bens diminui (aumenta), o que resulta numa provável redução (aumento) no preço. Segundo, a substituição de bens domésticos por similares importados. Quando a taxa de câmbio sofre apreciação, o preço dos bens importados diminui. Esse resultado gera um deslocamento de parte da demanda dos bens domésticos por similares importados, tendo como consequência uma queda na demanda agregada e menor pressão sobre o nível de preços (MISHKIN, 1996).

2.1.3. Canal do preço dos ativos

O terceiro canal de transmissão da política monetária a ser analisado refere-se ao canal de preço dos ativos. Este canal se refere aos efeitos da política monetária sobre outros preços que não as taxas de juros e de câmbio, tais como preços de títulos, de ações e imóveis.

A relevância do canal de transmissão dos preços dos ativos é discutida por Meltzer (1995). Segundo este autor, o processo de transmissão começa no mercado de ações. Os custos de informação e transações são menores para muitos ativos do que os custos de mudança de produção ou ajustamento tanto do consumo quanto do investimento em bens duráveis. Particularmente, quando existe incerteza sobre se os choques são permanentes ou transitórios, os mercados acionários respondem mais rapidamente.

Mishkin (2001) argumenta que os mecanismos de transmissão envolvendo o mercado de ações apresentam três tipos de efeitos: i) no investimento; ii) no balanço patrimonial das firmas, iii) na riqueza das famílias e iv) de liquidez das famílias.

Pelo efeito nos investimentos, analisado pelo q de Tobin, que é a razão entre o valor de mercado de uma empresa e seu custo de reposição de capital. Quanto maior este quociente, maior o estímulo para as empresas investirem em seus projetos, por melhor considerarem as suas capacidades de gerar fluxos de caixa. O q de Tobin é afetado pela política monetária principalmente por meio do valor das ações das empresas, isto é, uma contração monetária reduz o numerário total disponível na economia, diminuindo a demanda por ações, e conseqüentemente seus preços. (Mishkin, 1996).

Segundo Koch e Shenoy (1999), quando a razão q for maior que 1, a empresa deve aproveitar a oportunidade para uma nova oferta primária de ações. Em outras palavras, o momento é propício para investimentos se o valor de mercado de uma firma, dado pelo estoque de ações e títulos de dívida, é mais do que suficiente para repor todo seu estoque de capital físico. Dado um aumento das taxas de juros, as expectativas de ganhos com dividendos futuros por parte dos investidores será menor, levando-os a sair dos mercados de ações, reduzindo os preços destas. Com isto o q de Tobin tende a cair abaixo de um, influenciando negativamente a oferta de mais ações, isto é, desestimulando o investimento e reduzindo a demanda agregada.

Já o efeito nos balanços patrimoniais das firmas, segundo Cecchetti (1999), está associado ao aumento do risco moral que uma política monetária contracionista promove. Essa discussão é a mesma do *balance sheet channel*, apresentado na seção seguinte.

Ainda, conforme Mishkin (2001), o efeito sobre a riqueza das famílias baseia-se na teoria do ciclo de vida de Modigliani. Este efeito pode ser entendido por mudanças nos preços dos direitos sobre o capital ou através de alterações nos preços de mercado do estoque da dívida pública. As taxas de juros reais atuam sobre o fluxo de caixa dos indivíduos. Tem-se que o gasto com consumo é suavizado ao longo da vida, e uma redução da riqueza presente e futura das famílias é compensada por uma redução no seu consumo privado atual. Considerando que as famílias carreguem quantias consideráveis de ações em suas carteiras de investimento, uma redução nos preços destas reduzirá seu consumo atual, promovendo queda no produto.

Já o efeito de liquidez, segundo Mishkin (2001), se refere à preferência pela liquidez por parte das famílias. Caso elas considerem que as ações estão pouco líquidas, reduzirão o consumo de bens duráveis e imóveis, de modo a recuperar liquidez em suas carteiras de ativos. Enfim, pode-se afirmar que uma política monetária restritiva teria o resultado de reduzir a riqueza das famílias e o valor de mercado das empresas, reduzindo, também por este meio, o investimento e o consumo, e, portanto, o produto da economia.

2.1.4. Canal de crédito

O canal de crédito se dá pela existência de dois outros canais de transmissão: o canal de balanços patrimoniais e o canal de empréstimos bancários.

Segundo Bernanke e Gertler (1995), o canal de balanços patrimoniais enfatiza o impacto da política monetária sobre os balanços patrimoniais dos agentes. Já o canal de empréstimos bancários surge da função dos bancos como emprestadores. A política monetária é transmitida para a economia por esse canal quando, por meio de depósitos compulsórios, por exemplo, é capaz de reduzir a capacidade de oferta de empréstimos por parte dos bancos. Nas subseções seguintes será detalhado como o produto é afetado por meio de ambos os canais.

2.1.4.1. Canal do Balanço Patrimonial

Tomando como referência Bernanke e Gertler (1995), pode-se afirmar que choques de Política Monetária afetarão não apenas as taxas de juros do mercado, mas também a própria posição financeira das firmas. Essa posição influencia os termos de crédito direcionados a ela de duas formas distintas. Primeiro, com o aumento da taxa de juros, há um enfraquecimento da sua posição financeira, uma vez que se aumentam os gastos com os juros e reduz o fluxo de caixa, gerando uma diminuição, portanto, de seu próprio financiamento interno. Em segundo, com o aumento dos juros, o valor dos ativos das firmas tende a depreciar-se, e conseqüentemente há uma queda nas garantias dadas aos credores.

Nesse contexto vem à tona tanto o problema da seleção adversa, quanto o do risco moral, ambos gerados devido à existência de informação assimétrica no mercado de crédito. A seleção adversa ocorre uma vez que as firmas têm menos condições de oferecer garantias a seus financiadores. Já o risco moral ocorre uma vez que os controladores das firmas têm mais incentivos a investirem em projetos mais arriscados. Ambos os problemas em conjunto acabam por contribuir para que os custos de financiamento externo das firmas se elevem, resultando em uma redução dos investimentos, e conseqüentemente, do produto (BERNANKE e GERTLER, 1995).

2.1.4.2. Canal de empréstimos bancários

Inicialmente formalizado por Bernanke e Blinder (1988), o canal de empréstimos bancários expõe os efeitos de um choque de política monetária sobre a oferta de empréstimos dos bancos, e, por consequência, no produto. Kashyap e Stein (1994), Meltzer (1995) e Oliner e Rudebusch (1995) ressaltam que para que seja garantida a existência desse canal, é necessário que três condições existam.

Primeiro, devem existir firmas dependentes dos empréstimos bancários, incapazes de substituí-los por outras fontes de financiamento sem que haja custos, como é o caso das pequenas e médias empresas, e do crédito pessoal. Para que isso ocorra, é necessário que os bancos não disponham de substituto perfeito para as transações com depósitos, nem as firmas e os consumidores disporem de substitutos perfeitos para os empréstimos bancários. Segundo, pela política monetária o Banco Central tem que ser capaz de mudar a oferta de empréstimos bancários, ou seja, o lado dos ativos dos bancos. Em

outras palavras, os bancos não são capazes de isolar a atividade de empréstimos bancários de um choque de reserva, seja por meio de fundos não intensivos em reservas ou pela colocação de títulos. Terceiro, deve existir um ajustamento imperfeito de preços que impeça que a neutralidade do choque monetário. Caso isso não ocorra, uma mudança nas reservas nominais pode ser acompanhada de uma mudança proporcional no nível geral de preços e, portanto, os balanços das empresas e dos bancos não serão alterados em termos reais, não havendo um efeito real da política monetária.

Esse canal se dá por meio do seguinte mecanismo. Uma política monetária contracionista reduz a oferta de depósitos aos bancos, que é sua forma de financiamento assegurada. Portanto, os bancos reduzem o volume de empréstimos ofertados já que sofreu um corte em suas fontes de financiamento, o que aumenta prêmio de financiamento externo das empresas que dependem dessa forma de financiamento. Logo, o nível de investimento cai, bem como o produto da economia (Kashyap e Stein, 1994).

2.2. Crises, riscos e a eficácia da política monetária.

Nesse trabalho, objetiva-se verificar o comportamento da política monetária quando o ambiente apresenta alto risco econômico. Esse risco é captado pelas medidas de risco que vão ser apresentadas no capítulo seguinte. No entanto, antes cabe frisar bem os efeitos que épocas de alto risco têm sobre a política monetária e, por conseguinte, sobre o produto.

Para tanto, Mishkin (2009) argumenta que a política monetária continua sendo efetiva e até mesmo desejável durante crises financeiras. O autor chega à conclusão de que a flexibilização da política monetária pode tornar menos provável a ocorrência de *feedbacks* adversos, sugerindo que há uma justificativa para uma abordagem de gestão de riscos para combater os efeitos contracionistas da crise financeira, uma vez que a política monetária não perderia sua eficácia.

Ao citar Krugman (2008), Mishkin (2009) apresenta o ponto de vista da ineficácia da política monetária durante crises financeiras, como segue abaixo:

“We are already, however, well into the realm of what I call depression economics. By that I mean a state of affairs like that of the 1930s in which the usual tools of monetary policy – above all the Federal Reserve’s ability to pump up the economy by cutting interest rates – have lost all traction.” (Krugman, 2008).

Mishkin (2009), portanto, ressalta que tal ponto de vista dá um reinício às discussões keynesianas sobre a ineficácia da política monetária durante o período da Grande Depressão. Tendo como argumento de que se a política monetária não é capaz de reduzir o custo do crédito, poder-se-ia concluir que a política monetária seria ineficaz. Por conseguinte, seriam geradas duas conclusões temerárias, segundo o autor.

Primeiro, se a política monetária é ineficaz, então não há razão para usá-la ao lidar com a crise. Em segundo lugar, flexibilizar a política monetária durante uma crise seria contraproducente, pois pode enfraquecer a credibilidade das autoridades monetárias em manter a inflação sob controle e, portanto, ser inflacionária. Portanto, se o objetivo da autoridade monetária é compensar os efeitos contracionistas em uma crise financeira, então ele pode precisar perseguir a flexibilização da política monetária de forma mais agressiva do que o usual.

Nesse sentido, torna-se de fundamental importância saber se a política monetária é eficiente ou não em um contexto econômico desfavorável. Desse modo, Christiano, Gust e Roldos (2004) buscaram responder quais são os efeitos econômicos de uma política monetária expansiva quando a economia está no meio de uma crise financeira. A política monetária se tornaria ineficiente quando há fricções no ajuste do nível de produção, já que seu ajuste poderia ser usado em outras partes da economia. No entanto, se tornaria eficiente quando esses atritos estão ausentes, promovendo um aumento do bem-estar econômico.

Nessa linha, os autores ressaltam a controvérsia existente sobre qual política monetária seria mais adequada na existência de uma crise financeira, dada a eficiência ou ineficiência da política monetária. Por um lado, argumenta-se que o banco central deve elevar as taxas de juros internas para defender a moeda e travar a fuga de capitais. Por outro, também se argumenta que um país que acaba de passar por uma crise financeira normalmente sofre uma profunda recessão. Portanto, há uma opinião generalizada de reduzir as taxas de juros, uma vez que aumentá-los poderia resultar em uma situação ainda pior.

É importante ressaltar que os autores consideraram uma crise como uma situação em que os empréstimos internacionais devem ser garantidos por ativos físicos, tais como terra e capital. Então, em uma crise, a fração de ativos domésticos aceitos como garantia por estrangeiros de repente cai.

Nesse contexto, Christiano, Gust e Roldos (2004) objetivaram compreender os possíveis efeitos de um corte na taxa de juros sobre a economia. Os autores encontraram dois resultados. O primeiro se refere a uma contração na economia. Esse resultado se dá quando o corte dos juros gera uma depreciação da taxa de câmbio nominal. Supondo que o valor da unidade dos ativos físicos não sobe o suficiente para compensar a depreciação cambial, isso significa que os empréstimos de curto prazo para financiar um insumo intermediário estrangeiro devem cair. Como há o pressuposto de que o bem importado intermediário é importante no emprego doméstico e produção, assegura-se que haverá uma recessão.

Por outro lado, uma possível expansão também é possível. Se o corte da taxa de juros nominal reduz a taxa real de juros utilizada para descontar os fluxos futuros, então os preços de ativos podem subir significativamente. Se o aumento nos preços dos ativos é suficientemente forte para compensar a depreciação nominal, então poderá ser gerado um aumento desses empréstimos de curto prazo e, portanto, haverá expansão da economia neste caso.

Vale ressaltar, ainda segundo Christiano, Gust e Roldos (2004), que uma economia cujas fricções não estão presentes a política monetária pode ser eficaz gerando expansão econômica. Essas fricções podem ser destacadas em duas partes. A primeira ocorre se os aumentos nos empréstimos de curto prazo encontram fortes retornos decrescentes na produção, e fatores complementares de produção não conseguem compensar isso. A segunda ocorre se houver pouca substituição entre produtos comercializados e não comercializáveis na produção de bens finais. Ao inibir a capacidade da economia para explorar eficazmente os aumentos dos empréstimos de curto prazo para financiarem um insumo intermediário estrangeiro, a probabilidade de que um aumento nesses empréstimos esteja associado a um aumento substancial no preço dos ativos serão reduzidos e, portanto, será mais provável uma recessão.

De acordo com Bech, Gambacorta e Kharroubi (2012), uma política monetária flexível pode ser eficaz no sentido de amenizar uma recessão durante uma crise financeira. Os autores ressaltam que uma questão fundamental do debate é a noção de quanto tempo

essa política deve durar. Por um lado, a economia se recuperaria mais rapidamente com permanência da política monetária flexível. Por outro, pode ser que uma flexibilização prolongada da política monetária gere um atraso no ajustamento necessário dos balanços patrimoniais, resultando num fraco desempenho econômico.

Os autores chegaram ao resultado que de a política monetária flexível é menos efetiva durante crises financeiras devido às deficiências nos mecanismos de transmissão de política monetária. Esse fato tornaria a recuperação da economia mais difícil. Portanto, no caso de uma recessão severa, a eficácia da política monetária pode ser limitada.

Nesse contexto, a discussão se encaminha para a questão do risco. Mishkin (2009) argumenta que há dois tipos de riscos que são essenciais para entender a instabilidade financeira. O primeiro é o que o autor se refere como *avaliação de risco*. O mercado, percebendo a complexidade de um seguro ou a opacidade de sua solidez financeira, crê que há problemas em auferir seu valor.

O segundo é o risco macroeconômico, isto é, um aumento da probabilidade de que uma perturbação financeira irá causar deterioração significativa da economia real. Em particular, as tensões nos mercados financeiros podem se espalhar para a economia e provocar conseqüências adversas sobre a produção e o emprego. Além disso, uma desaceleração econômica tende a gerar mais incertezas sobre os valores dos ativos, o que poderia iniciar um ciclo de *feedback* negativo em que a perturbação financeira restringe a atividade econômica.

Tal situação poderia levar a uma incerteza e perturbação financeira ainda maior, causando mais deterioração da atividade macroeconômica, e assim por diante. Este fenômeno é geralmente referido como o acelerador financeiro (BERNANKE e GERTLER, 1989).

Mishkin (2009) aponta que a política monetária não pode visar a minimizar os riscos de avaliação, mas pode diminuir o risco macroeconômico, reduzindo a probabilidade de que um distúrbio financeiro possa desencadear um ciclo de *feedback* negativo, tornando, portanto, a coleta de informações mais fácil para os mercados, acelerando assim o retorno do funcionamento normal do mercado. Por exemplo, uma política monetária mais flexível pode ser eficaz no sentido de resultar em um menor risco macroeconômico, já que os gastos do consumidor e o investimento das empresas aumentam, resultando num abrandamento da crise econômica e diminuindo a incerteza

sobre os valores dos ativos. Portanto, um ciclo de *feedback* negativo poderia ser evitado e a crise abrandada.

Essa conclusão sugere que o risco exerce influência sobre os mecanismos de transmissão de política monetária. Uma vez que o autor acima citado argumenta que a economia real pode ficar numa situação ainda pior, dado o risco, o governo teria que flexibilizar ainda mais a política monetária. Tal ação sugere que em tempos de crise e risco elevado, os canais de transmissão de política monetária podem ter sua eficácia alterada, e a economia real tende a ser afetada de modo diferente quando o risco é inserido na análise, como é o propósito desse trabalho.

Entretanto, de acordo Bech, Gambacorta e Kharroubi (2012), dado uma crise financeira, baixar as taxas de juros poderia adiar ajustes necessários em balanços dos bancos. Por conseguinte, as taxas de juros muito baixas poderiam disfarçar a fraqueza de crédito e encorajar os bancos a emprestar para mutuários de baixa qualidade. Portanto, reduzem-se os incentivos para realocar recursos para áreas de crescimento mais vigoroso e, portanto, reduziria o produto potencial.

Os autores mostraram que a política monetária flexível está associada a um maior crescimento da produção, e que após uma crise os níveis mais baixos das taxas de juros reais são associados com recuperações mais fortes. No entanto, a magnitude da correlação é diferente no caso de ciclos associados com crises financeiras, devidos às deficiências dos mecanismos de transmissão. Além disso, o sistema bancário pode ser menos propenso a passar as taxas mais baixas para o resto da economia. Em outras palavras, a menor elasticidade do crescimento do produto no que diz respeito à taxa de juro real significa que seria necessário baixar ainda mais os juros para produzir um dado aumento na demanda.

Mishkin (2009) não deixou de apontar para um dos perigos da flexibilização da política monetária. Tal ação pode afetar as expectativas da inflação, podendo guiar para uma elevada inflação no longo prazo. Logo, as expectativas de inflação têm que estar bem ancoradas durante um período de afrouxamento monetário temporário. O banco central tem de ter ganhado credibilidade com o público através de um registro de ações anteriores para manter a inflação baixa e estável. Ao comunicar claramente a justificativa para suas ações políticas, o banco central pode deixar claro que ele não vai deixar a inflação sair do controle.

Borio e Zhu (2009) mencionam o fato de que a literatura até então não havia dado muita importância para o que seria o *risk taking-channel* dentro do mecanismo de transmissão monetária. Em geral, os modelos restringem consideravelmente o leque de mecanismos que podem ser influenciados através das percepções de risco e sua tolerância. Muito frequentemente, o risco é tratado como variável exógena, neutra, ou que pode ser capaz de ser diversificado perfeitamente.

Também, de acordo com Fuinhas (2002), em situações de maior risco é natural que os bancos tenham seus custos aumentados e retraiam a concessão de crédito. Tal fato ocorre uma vez que essas instituições deverão melhorar sua situação econômica e financeira elevando o nível de capitais próprios. Entretanto, se um número significativo de instituições resolverem diminuir a concessão de crédito, esse fato pode levar a uma recessão. E, como já mencionado, um ambiente de recessão seguida por crise, pode elevar o risco, que por sua vez podem fazer os bancos diminuírem a concessão de crédito e assim por diante.

Uma das formas que o risco pode afetar na transmissão monetária, ressalta Borio e Zhu (2009) se dá por meio da taxa de juros. Esta pode exercer influência sobre os *valuations*, renda e fluxo de caixa. Por exemplo, no caso de uma queda na taxa de juros, aumenta-se o preço dos ativos e os valores dos colaterais. Logo, a renda também cresce assim como os lucros, e, portanto, também cresce a tolerância ao risco. A hipótese, por fim, é que à medida que cresce a riqueza, a tomada de risco é encorajada por parte dos agentes econômicos. Essa conclusão sugere que em tempos de alto risco a política monetária pode ser eficaz e sua flexibilização desejável.

2.3. Política Monetária no Brasil

Vários trabalhos foram feitos para o Brasil em relação ao mecanismo de transmissão da política monetária. Ainda não foi encontrado nenhum trabalho relacionando risco e crises com a transmissão da política monetária para a economia brasileira. Abaixo segue uma discussão de alguns dos principais trabalhos sobre a política monetária no Brasil que utilizam uma estratégia empírica semelhante ao que é utilizado nesse trabalho.

Souza Sobrinho (2003) encontrou evidências para o canal de empréstimos bancários ao realizar testes econométricos utilizando-se de vetores autorregressivos e vetores de correção de erros (VAR-VEC) no período de 1996-2001. Segundo o autor, a velocidade seguida pela oferta de crédito possui informações econômicas importantes para prever o comportamento futuro do produto. Também, a economia real e o mercado de reagem rapidamente a inovações monetárias, sendo que apertos monetários levam a redução da atividade econômica. Por fim, o mercado de crédito é mais importante que o mercado monetário na transmissão das inovações monetárias. Os resultados auferidos pelo autor são de singular importância para a economia brasileira, uma vez que esse estudo foi um dos pioneiros para o Brasil baseado em Bernanke e Blinder (1992).

Com base em Souza Sobrinho (2003), Marcatti (2011) também chegou à conclusão geral que o canal de crédito no Brasil é importante na transmissão da política monetária, conforme o previsto pela teoria do canal de crédito encontrada na literatura econômica. A autora difere de Souza Sobrinho quanto ao período da base de dados mais longo que compreende os meses de janeiro de 1994 a abril de 2010.

Usando uma abordagem também similar à de Souza Sobrinho (2003), Passos (2010) utiliza a base de dados entre janeiro de 2000 a dezembro de 2010. O autor conclui que a economia tem uma rápida reação aos choques monetários, enquanto o mercado de crédito não se mostrou tão relevante para ajudar a prever o comportamento futuro do produto. O autor também se utiliza da metodologia SVAR similarmente a Safaei e Cameron (2003) para chegar à conclusão que a taxa Selic não influencia significativamente o crédito bancário, porém afeta as demais variáveis macroeconômicas.

Minella (2003) examina a política monetária e relações macroeconômicas básicas envolvendo produto, inflação, taxa de juros e moeda no Brasil. Por meio da metodologia VAR e utilizando-se dados mensais em três períodos distintos 1975/1985, 1985/1994 e 1994/2000 – e constata que a política monetária se tornou efetiva no combate à inflação no terceiro período, mesmo que com baixa intensidade. Além disso, conclui que possui efeito significativo no produto e em agregados monetários, para todos os períodos, além de identificar a existência de um *price puzzle*, pois ocorre uma elevação da inflação imediatamente após a contração monetária, no segundo período. Em suma, o autor conclui que choques na política monetária têm efeitos significativos no produto; a política monetária geralmente não responde ativa ou rapidamente frente a

choques na taxa de inflação e no produto; a taxa de juros responde intensamente a crises financeiras; e choques positivos na taxa de juros são acompanhados por um declínio na quantidade de moeda.

Carneiro, Salles e Wu (2006) quantificam os efeitos do canal de crédito na economia brasileira via estimação de uma equação de demanda por crédito a partir de dados trimestrais agregados do Brasil de janeiro de 1996 a abril 2002. Os resultados sugerem que um aumento dos juros é eficaz para reduzir no nível de atividade, via redução na demanda por crédito e, conseqüentemente, no nível de investimento.

De Mello e Pisu (2009) testam o canal de crédito usando dados agregados mensais de produto industrial, inflação, capital dos bancos, taxa básica de juros, custo e nível de crédito, para o período de dezembro de 1995 a junho de 2008. Por meio de um VEC multivariado (VECM), os autores encontram dois vetores de cointegração interpretados como oferta e demanda por crédito, após testes variados nas restrições dos coeficientes. Os desequilíbrios de curto prazo na oferta de empréstimos são corrigidos através de mudanças na taxa básica de juros, sugerindo que a política monetária desempenha um papel na restauração do equilíbrio no mercado de crédito, afetando as taxas de juros enfrentadas pelos bancos para levantar seus fundos.

Com base em De Mello e Pisu (2009) ao utilizar a metodologia VEC, Soares (2011) tem como objetivo examinar a existência e a relevância do canal de empréstimos bancários na transmissão da política monetária no Brasil com dados mensais no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2010. O autor conclui que o canal de empréstimos bancários esteve presente e foi relevante nos anos 2000 no Brasil. Além disso, os agregados de crédito contêm informações relevantes para prever o produto e para inflação, o que legitima as ações do BC para controlar os agregados de crédito no mercado e confirma que são eficazes para atingir as metas de inflação.

Noronha (2007) investiga o papel da política monetária na determinação da taxa de câmbio durante os oito primeiros anos do regime de metas de inflação no Brasil, utilizando-se uma análise VAR. As principais conclusões do trabalho são que entre julho de 1999 e março de 2003, a política monetária não teve influência na formação da taxa de câmbio, enquanto a desvalorização cambial teve como resposta o aumento da taxa de juros; entre abril de 2003 e dezembro de 2006 a política monetária apertada influenciou o processo de valorização cambial.

Dernadin (2007) procura averiguar as evidências teóricas para auferir a relevância do canal do crédito, em especial, do canal do empréstimo bancário. A hipótese central considerada pelo autor é que, além do impacto promovido pelo tradicional canal da taxa de juros, a política monetária afeta a atividade econômica através do mercado de crédito, em especial, através do canal do empréstimo bancário, devido ao efeito que exerce sobre a composição dos ativos das instituições financeiras. Utilizando-se, como instrumento para a análise empírica, da metodologia VAR e base de dados compreendendo os anos entre 1995-2006, constata-se que os resultados observados estão em sintonia com a teoria do “canal do crédito”.

Já Dernadin e Balbinotto (2008) procura examinar a relevância empírica dos intermediários financeiros, em especial, do canal do empréstimo bancário, para a transmissão da política monetária no Brasil. Utilizando-se da análise teórica e empírica com base em VAR e base de dados mensais entre julho de 1995 a agosto de 2006:08. Os autores confirmam o principal objetivo que é o de averiguar se o lado do ativo do balanço também é afetado, conforme sugere a moderna “visão do crédito”, ou seja, o canal de moeda é relevante como um canal da política monetária.

3. RISCO MACROECONÔMICO E MEDIDAS DE RISCO

3.1. Risco Macroeconômico

Pode-se entender o conceito de risco, conforme Pinto (2002), como a perspectiva de se obter resultados diferentes do previsto, dada a incerteza sobre os retornos que derivam das aplicações financeiras. Em outras palavras, quando um investimento é considerado de risco alto, é por que este pode proporcionar ganhos ou perdas significativos com probabilidades de ganhos ou perdas semelhantes. Já no caso de um investimento de baixo risco ou mesmo de risco zero, significa dizer que o retorno é garantido. Seguindo essa linha de pensamento, pode-se estender esse conceito de risco para variáveis não financeiras, como os elementos relacionados à evolução macroeconômica de um país com o objetivo de avaliar a possibilidade de ocorrerem situações de perdas importantes para empresas, investidores e demais residentes do país.

Conforme Mishkin (2009), o risco macroeconômico se dá devido à probabilidade de uma ruptura financeira causar uma deterioração significativa na economia real. Em outras palavras, as tensões nos mercados financeiros podem se espalhar para a economia como um todo e resultar em consequências adversas sobre a produção e emprego.

Nesse ponto, o Acelerador Financeiro torna-se de fundamental relevância para esse trabalho. De acordo com Bernanke, Gertler, e Gilchrist (1996), tem-se o Acelerador Financeiro quando choques adversos para a economia podem ser amplificados pela piora das condições do mercado de crédito. Os autores foram motivados pelo enigma '*small shocks, large cycles*', no qual haveria apenas uma possível solução: As mudanças nas condições do mercado de crédito amplificam e propagam os efeitos dos choques reais ou monetários iniciais. O Acelerador Financeiro é provocado principalmente pela mudança na diferença entre os custos de capital captados externamente (ações e dívidas) e o custo de oportunidade de fundos captados internamente (retenção de lucros) com que as empresas se defrontam, devido às ineficiências do mercado de crédito, tais como assimetria de informação e risco moral.

Essa diferença, chamada de prêmio de financiamento externo, é influenciada pela alteração do patrimônio líquido de tomadores potenciais. Isso decorre da necessidade de

se monitorar e coletar informações a respeito do tomador de empréstimo e cria uma lacuna entre o retorno esperado do prestador e o custo efetivamente incorrido pelo tomador do empréstimo. Segundo Bernanke, Gertler, e Gilchrist (1996), a relação existente entre o prêmio de financiamento externo e o patrimônio líquido dos tomadores é inversa, uma vez que os investidores que possuem menor patrimônio líquido tem sua capacidade de financiar uma parte significativa de seus projetos de investimento reduzida. Ou seja, isto ocorre principalmente com firmas pequenas e médias por possuírem um menor acesso ao mercado de capitais e dependem dos empréstimos bancários.

Por conseguinte, há uma assimetria de informação entre credor-tomador, o que aumenta tanto a seleção adversa como o risco moral incidente e provoca um movimento conhecido como *Flight to Quality* (realocação do crédito em direção a tomadores de maior qualidade). Em outras palavras, conforme a teoria do “agente-principal”, explicitada por Bernanke, Gertler, e Gilchrist (1996), consumidores e pequenas empresas (ou empresas com balanços patrimoniais debilitados), são os que mais devem sofrer influência de uma recessão e, portanto, são os que mais contribuem para o aprofundamento da mesma.

Portanto, uma política monetária contracionista influencia não somente o nível geral de taxa de juros como também o prêmio pelo financiamento externo. Os efeitos de um choque monetário são amplificados quando aumenta o prêmio de financiamento externo (Acelerador Financeiro), e, conseqüentemente, deteriora-se a percepção da situação patrimonial das empresas, reduzindo o volume de empréstimos, o investimento e o produto (BERNANKE, GERTLER, GILCHRIST, 1996).

Na visão de Mishkin (2009), a qualidade dos balanços das famílias e das empresas compreende um elemento chave do Acelerador Financeiro, porque alguns dos ativos de cada mutuário podem servir como garantia para seus passivos. O uso de garantias ajuda a atenuar o problema de assimetria de informação, pois o incentivo que o mutuário tem de não se envolver em riscos excessivos é reforçada pela ameaça de perder a garantia. Por exemplo, se ocorrer um *default*, o credor pode levar o título para garantia do mutuário e assim, recuperar parte ou todo o valor do crédito.

No entanto, em uma crise macroeconômica o valor de muitas formas de garantia tende a diminuir, agravando assim o impacto de fricções nos mercados de crédito e reforçando a

propagação do ciclo de *feedback* negativo. Tal fato pode ocorrer uma vez que uma crise econômica tende a gerar ainda mais incerteza sobre os valores dos ativos e maior ruptura financeira, causando uma maior deterioração da atividade macroeconômica, e assim por diante.

Nas próximas subseções, um breve resumo sobre a evolução macroeconômica brasileira será feito aplicando-o às medidas de risco usadas nesse trabalho: Volatilidade cambial, risco país e o spread entre a Taxa preferencial Brasileira e a taxa de juros média mensal.

3.1. A Economia Brasileira pós 1994 e as Medidas de Risco

Durante as décadas de 90 e 2000, a economia brasileira passou por importantes transformações. Portanto, ter um panorama geral das mudanças durante as décadas mencionadas é interessante para entender o comportamento das medidas de risco que foram selecionados para esse trabalho e os efeitos da política monetária neste período.

Segundo Bresser-Pereira (2003), o Plano Real controlou a alta inflação que impedia o desenvolvimento do país desde 1980. No entanto, ressalta o autor que em 1994, enquanto a taxa de juros real básica praticada pelo Banco Central tinha um nível alto, o plano desestabilizou o balanço de pagamentos, dada a valorização do real ocorrida nos seis meses após a introdução da nova moeda. A neutralização da inércia inflacionária teve como principal componente a ancoragem dos preços domésticos aos preços internacionais, medida que apreciou a taxa de câmbio.

Portanto, o quadro macroeconômico da economia brasileira a partir de 1995 até 1999, conforme Bresser-Pereira (2003), apresentava baixa taxa de inflação, elevada taxa de juros e baixa taxa de câmbio (bandas cambiais). Derivado desse quadro tem-se que, em um regime de câmbio administrado, a política monetária perde sua autonomia, uma vez que a valorização cambial requer, em geral, contração monetária, ainda mais diante de choques externos negativos, como crises, que afetam a oferta internacional de divisas do país.

Nesse contexto, conforme Oliveira e Turolla (2003), três crises tiveram grande e direta influência sobre a economia brasileira: as crises mexicana (1994), asiática (1997) e russa (1998). Nos períodos de crise, para se evitar a fuga de capitais e, portanto, defender o regime de bandas cambiais, a política monetária se tornava ainda mais contracionista. Tais crises, portanto, agravaram os efeitos do regime cambial administrado sobre a política monetária.

Dado o panorama geral da economia brasileira nos anos 90, tem-se que a partir do final de 1998 e início de 1999, a macroeconomia brasileira sofre outras importantes mudanças. Em suma, o regime de bandas cambiais foi substituído pela flutuação suja, o que aumentou os riscos inerentes ao câmbio dado sua maior volatilidade. Em relação ao regime monetário, este foi atrelado ao sistema de metas inflacionárias, o que possibilitaria reações mais suaves da política monetária frente aos choques externos negativos (OLIVEIRA E TUROLLA, 2003).

Serrano e Summa (2011) frisaram que a estrutura da política macroeconômica brasileira durante toda a década de 2000 é essencialmente a mesma desde 1999. Entretanto, os autores explanam que o desempenho da economia brasileira entre 2000 e 2003 é muito baixo. Após 2003 as taxas de crescimento começam a subir devido ao grande aumento nas exportações, mas a partir de 2006 o crescimento das exportações tem sua influência diminuída e o mercado interno começou a crescer mais rápido devido à política econômica mais expansionista. Em 2008 a economia é atingida pela crise mundial, no entanto, as taxas de juros continuaram seguindo sua tendência de redução desde 2006, assim como diversas medidas desde que foram utilizadas para aumentar a quantidade disponível de crédito tanto para o consumo quanto para a compra de residências.

Em suma, essa descrição da economia brasileira sugere que em tempos de alto risco, como nas crises dos anos 90 (mexicana, asiática e russa), durante a transição de governo de FHC para Lula (2002) e crise de 2008, a política monetária pode ter tido sua eficácia alterada. Em primeiro, nas crises dos anos 90, e como já mencionado, a política monetária teve que ser contracionista para cumprir as metas cambiais. Como o câmbio em 1999 passou a flutuar e como se poderá ver nos gráficos que seguem a próxima seção, em tempos de crise aumentam-se os riscos inerentes ao câmbio advindos de sua própria volatilidade. Quanto à taxa de juros, apenas a partir de 2006 que seguiu uma tendência de declínio, e mesmo com a crise de 2008, a política monetária parece ter

respondido com eficácia seguindo a linha de Mishkin (2009). A próxima seção detalha a comportamento especificamente das medidas de risco entre o período de janeiro de 2001 a dezembro de 2012, objetivando mostrar o comportamento de tais variáveis dentro da economia brasileira principalmente quando há maior risco macroeconômico.

3.2. Volatilidade cambial

A incerteza que paira sobre o comportamento da economia, especialmente em épocas de crise, é refletida sobre a taxa de câmbio. Como ressalta Jesus (2010), tais situações de incerteza fazem com que a taxa de câmbio se torne mais volátil, o que segundo Botecchia Filho (2010), pode tal volatilidade pode ser definida como o desvio padrão de uma subamostra dos dados.

Neste trabalho, será utilizada uma medida de volatilidade cambial derivada da modelagem da série de retornos da taxa de câmbio (Família GARCH). Cada uma das medidas tem suas vantagens e desvantagens. Para um trabalho que pretende analisar a eficácia da política monetária levando em conta medidas de risco como a volatilidade cambial, a segunda medida de volatilidade pode ser preferível por não ter perdas de informações relevantes.

Apesar da fácil derivação da medida tradicional, tem-se que quanto maior a janela de observações que se utiliza para retirar o desvio padrão simples, menos informação será revelada pelos picos da amostra. Além disso, as taxas de câmbio geralmente exibem o fenômeno da ‘aglomeração da volatilidade’. Em outras palavras, períodos de alta volatilidade costumam ser seguidos por períodos de baixa volatilidade. Portanto, serão usados modelos que consideram explicitamente a heterocedasticidade, tais como os modelos da família GARCH.

McKinnon (1961), Aguión et.al., (2006), Schnabl (2007) e Araújo (2011) apontam que há uma relação negativa entre o produto e volatilidade da taxa de câmbio. Além disso, Sicsú (2002) ressalta que existe uma correlação positiva entre a política monetária e a volatilidade da taxa de câmbio ao argumentar que os eventos econômicos sugerem que o BC tem reagido elevando a taxa de juros quando o câmbio apresenta movimentos de elevação da sua volatilidade.

É interessante ressaltar que existem várias formas de se calcular a volatilidade. Araújo (2011) utilizou duas medidas de volatilidade cambial para estudar seus efeitos sobre a economia, como mencionado anteriormente. Na primeira delas, foi calculado o coeficiente de variação dos meses, segundo a razão entre o desvio padrão (s) e a média (m). Já na segunda medida, calculou-se a taxa de variação do câmbio mensal para posteriormente obter o cálculo da média das taxas de variação dos meses do ano. A média das taxas de variação é considerada como uma medida da volatilidade do câmbio, por captar as oscilações do câmbio ao longo do período.

Outros estudos que ressaltam o uso da volatilidade cambial são o de ARIZE (1998) e AGHION et. al. (2009). O primeiro autor estudou o impacto da volatilidade nas importações dos Estados Unidos utilizando como medida de volatilidade o desvio padrão móvel. Enquanto que AGHION et. al. (2009) utilizaram três medidas para a volatilidade cambial ao verificar que em países com baixos níveis de desenvolvimento financeiro a volatilidade cambial reduz o crescimento: um índice de flexibilidade das taxas de câmbio calculado pelos autores, o desvio padrão dos logaritmos das diferenças anuais da taxa efetiva real de câmbio e o desvio médio de um nível previsto da taxa efetiva real de câmbio considerando um período de cinco anos.

Sendo assim, várias medidas de volatilidade ou incerteza sobre a taxa de câmbio podem ser usadas como uma medida de risco. No entanto, como já mencionado anteriormente, para esse trabalho se utilizará modelos da família GARCH. Nessa linha, Mutombene (2008) procurou determinar um modelo que melhor estimasse e previsse a variância condicional da taxa de câmbio metical/dólar através de procedimentos estatísticos e econométricos para séries temporais univariados. Oliveira e Plaga (2011) e Araújo, e Goldfajn (2004) calcularam a volatilidade através de modelos da família GARCH com o objetivo de verificar a eficácia dos instrumentos de intervenção do BC sobre a volatilidade cambial.

Aplicada a esse trabalho, a melhor estimação da volatilidade calculada foi um TAR(1,2) (ver apêndice E). Resumidamente, a classe de modelos de heteroscedasticidade condicional autorregressiva – AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH) – foram desenvolvidos por Engle (1982). Os modelos ARCH são apropriados para o estudo da volatilidade cambial já que tem o pressuposto de que a variância condicional se modifica ao longo do tempo. Destinam-se, portanto, à estimação da volatilidade pelo

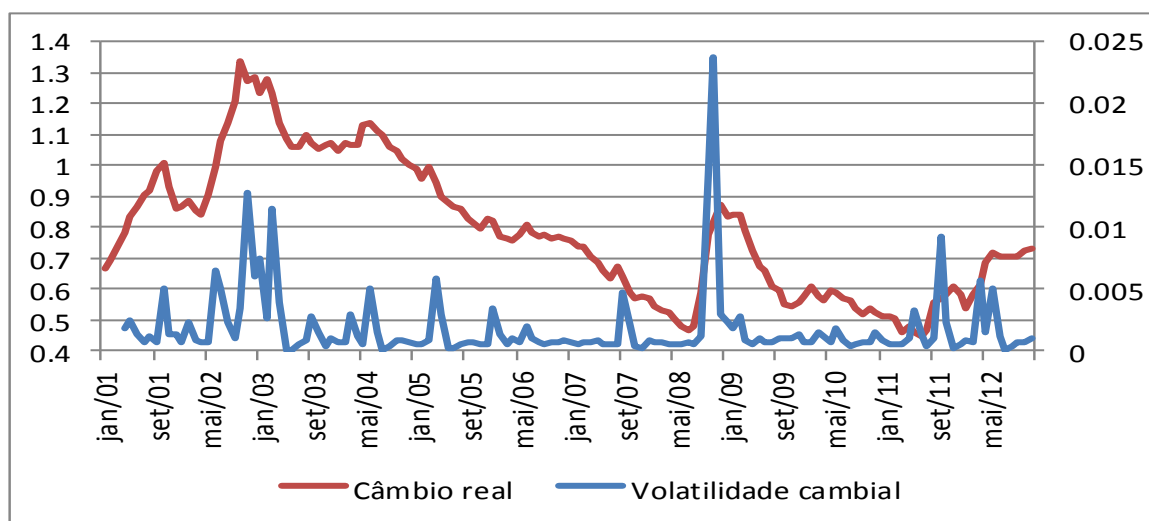
ajustamento da variância condicional da série, ou comumente do seu retorno, e partem da pressuposição de que a série temporal é composta de média e variância as quais dependem de choques aleatórios supostos idiossincráticos e identicamente distribuídos, i.i.d.

Com relação à escolha de um modelo TARARCH (p,q), isto se deu uma vez que se pôde observar que houve assimetria em relação aos choques sofridos pela volatilidade, ou seja, choques negativos afetam em magnitude diferente a volatilidade cambial em comparação a choques positivos, tal fato é denominado "efeito alavancagem". Estas assimetrias na volatilidade foram detectadas pelo modelo TARARCH de Zakoian (1994).

Como mostra o GRAFICO 1, no período compreendido de janeiro de 2001 a setembro de 2002, a volatilidade cambial (calculada através de um modelo TARARCH(1,2), a partir de dados mensais do câmbio nominal deflacionado pelo IPC americano e pelo IPCA brasileiro) era baixa, ainda que a taxa de câmbio real estivesse sendo ligeiramente depreciado. Entretanto, a partir de setembro de 2002 a volatilidade toma um rumo de alto crescimento em conjunto com a taxa de câmbio real que aumentou exarcebadamente. Essa tendência, que se estende até março de 2003, pode ter sua explicação de origem doméstica e calcada na incerteza pré-eleitoral, uma vez que as pesquisas mostravam a liderança de intenção de voto ao candidato Lula à presidência. Após março de 2003, a volatilidade baixa até setembro de 2008, ao passo que a taxa de câmbio real adquire uma nova tendência de apreciação.

No entanto, a partir de setembro de 2008, a volatilidade cresce em conjunto com a taxa de câmbio. Tal evento, que é de origem externa, tem sua origem ligada a crise de 2008 dos *subprimes*, no qual houve a quebra do Lehman Brothers (importante banco de investimentos norte-americano), entre setembro e novembro de 2008, contexto de crise. O GRÁFICO 1 sugere, portanto, que em tempos de maior incerteza e/ou crise financeira, o risco advindo da volatilidade cambial aumenta, e, de acordo com Araújo (2011), esse aumento da volatilidade tem efeito negativo sobre o crescimento. A volatilidade chega ao seu pico em novembro de 2008 e volta a ficar em níveis mais baixos um mês depois, em dezembro de 2008, que se estende até setembro de 2011. Por volta desse referido mês, a taxa de câmbio começa a subir em conjunto com a volatilidade, que por volta de agosto de 2012 cessa com tal tendência.

GRÁFICO 1 - Taxa real de câmbio (deflacionado pelo IPCA) e volatilidade do câmbio real (TARCH 1, 2) – Jan/2001 a Dez/2012



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BCB

Como a literatura que trata da volatilidade é bastante extensa, alguns trabalhos como o de Araújo (2011) são interessantes para verificar a eficácia na condução da política monetária em tempos de maior volatilidade. Conforme Araújo (2011), o impacto negativo da volatilidade cambial sobre a economia pode ser explicado pela existência de uma relação negativa entre o investimento com a volatilidade cambial. Uma vez que o ganho das exportações e os custos dos bens intermediários importados se tornam incertos, a margem de lucro também se torna imprevisível quando os preços não podem reagir a flutuações na taxa de câmbio. Portanto, devido às incertezas, a volatilidade das taxas de câmbio gera desconfiança por parte dos empresários em mensurar a lucratividade potencial de qualquer projeto de investimento.

Já conforme Schnabl (2007), o comércio internacional pode ser influenciado negativamente pela volatilidade cambial tanto no âmbito microeconômico quanto no macroeconômico. De uma perspectiva microeconômica, a volatilidade da taxa de câmbio é associada a maiores custos de transação, já que a incerteza é maior, e proteger-se do risco cambial torna-se mais custoso. Além disso, a estabilidade da taxa de câmbio assegura maior transparência, haja vista que os consumidores podem comparar preços em diferentes países mais facilmente.

Portanto, se a volatilidade cambial é eliminada, aumenta-se a eficiência, a produtividade e o bem-estar das economias como um todo. No âmbito macroeconômico, tem-se que a volatilidade da taxa de câmbio afeta a competitividade das indústrias de exportação e importação concorrentes, especialmente em pequenas economias abertas, onde o nível de preços internacional é dado e os bens comercializáveis com o exterior representam uma grande parcela dos bens consumidos domesticamente (SCHNABL, 2007).

Aguion et. al. (2006) argumentam que países com sistemas financeiros menos desenvolvidos tendem a ser mais afetados pela volatilidade cambial e prejudicando o desempenho econômico. Também, McKinnon (1961) enfatiza os benefícios da estabilidade cambial para pequenas economias abertas que se deparam com choques externos. Logo, a estabilidade da taxa de câmbio assegura a estabilidade dos preços domésticos, estimulando tanto o investimento quanto o consumo. Logo, é interessante ressaltar que a taxa de câmbio se torna importante na condução da política monetária, que por sua vez se altera mediante épocas de elevada incerteza. Essa importância vem do fato de que a volatilidade cambial pode trazer resultados negativos tanto sobre o crescimento econômico quanto sobre a inflação (através dos preços dos bens finais, dos bens intermediários importados e por meio do seu impacto sobre as expectativas de inflação).

Nesse contexto, Sicsú (2002) explica que a função de reação do BC, dado um regime de metas de inflação, possui um componente cambial, ou seja, a taxa de juros é utilizada para o controle dos movimentos cambiais. Segundo o autor, existe uma forte correlação entre a política monetária e a variação da taxa de câmbio.

Derivada dessa discussão, Sicsú (2002) ressalta a falta de autonomia da política monetária. O autor expõe sua conclusão ao afirmar que embora o regime de câmbio seja flutuante, o BC reage contra movimentos que tendam a provocar desvalorizações cambiais agudas. Como no caso brasileiro os movimentos agudos de desvalorização da taxa de câmbio são frequentes, a autonomia da política monetária para fixar a taxa de juros está comprometida. Portanto, a política monetária se altera em épocas de crise e elevada incerteza, uma vez que a tendência da volatilidade cambial é subir.

3.3.Risco País

A segunda medida a ser empregada neste trabalho é a de risco país que, conforme Garcia e Didier (2001), mostra a situação financeira, econômica e política de um país. Além de Garcia e Didier (2001), Arida (2003) e Oreiro, Paula e Silva (2004a) conceituam esse prêmio de risco como a diferença entre a taxa de retorno de títulos de países emergentes e a oferecida por títulos emitidos pelo tesouro americano (tido como risco zero). Além disso, Mendonça, Dezordi e Curado (2005) ressaltam que o banco JP Morgan calcula o EMBI+ e mede, em pontos percentuais, o prêmio dos títulos brasileiros sobre o retorno dos títulos do Tesouro norte-americano.

Portanto, a fim de se analisar o efeito da política monetária, essa medida de spread será utilizada nesse trabalho como uma das medidas de risco. Tal medida de risco (EMBI+) foi calculada nesse trabalho ao mensalizar os dados diários disponíveis no site do BC, por meio de uma média simples.

Com base na equação (1), Garcia e Didier (2001) mostram que a taxa doméstica de juros pode ser representada de acordo com a definição de paridade coberta da taxa de juros acrescida do risco país:

$$i = i^* + (f - s) + rp \quad (1)$$

Onde i é a taxa de juros doméstica; i^* , a taxa de juros externa; f , o logaritmo do valor futuro do dólar; s , o logaritmo do valor do dólar hoje; e rp , o risco país.

Ao considerar o *forward premium* ($f - s$) observável através do mercado futuro, tem-se que este pode ser decomposto da seguinte forma:

$$(f - s) = E_t(S_T - S_t) + rc \quad (2)$$

Conforme ressalta Garcia e Didier (2001), $E_t(S_T - S_t)$ representa a diferença entre o valor do logaritmo do dólar à vista no final do período em questão, T, e o valor do logaritmo do dólar à vista hoje, t, ou seja, a depreciação esperada hoje. Já o rc corresponde ao prêmio de risco cambial, que seria a diferença entre o preço do dólar futuro e a expectativa do dólar pronto no vencimento. Em períodos de maior incerteza e risco, tal diferença aumenta, diminuindo em períodos mais brandos. Nesse trabalho, a volatilidade cambial é uma medida que auxilia a mensurar o lado direito da equação (2),

ainda que exista o problema de que o prêmio de risco cambial não é diretamente mensurável, pois não há um registro direto das expectativas.

Assim, para países com câmbio flutuante, pode-se escrever a taxa de juros interna como a seguir:

$$i = i^* + E_t(S_T - S_t) + rc + rp \quad (3)$$

Finalmente, a partir da equação anterior, a equação (4) é possível medir o risco país como segue:

$$rp = i - i^* - E_t(S_T - S_t) - rc \quad (4)$$

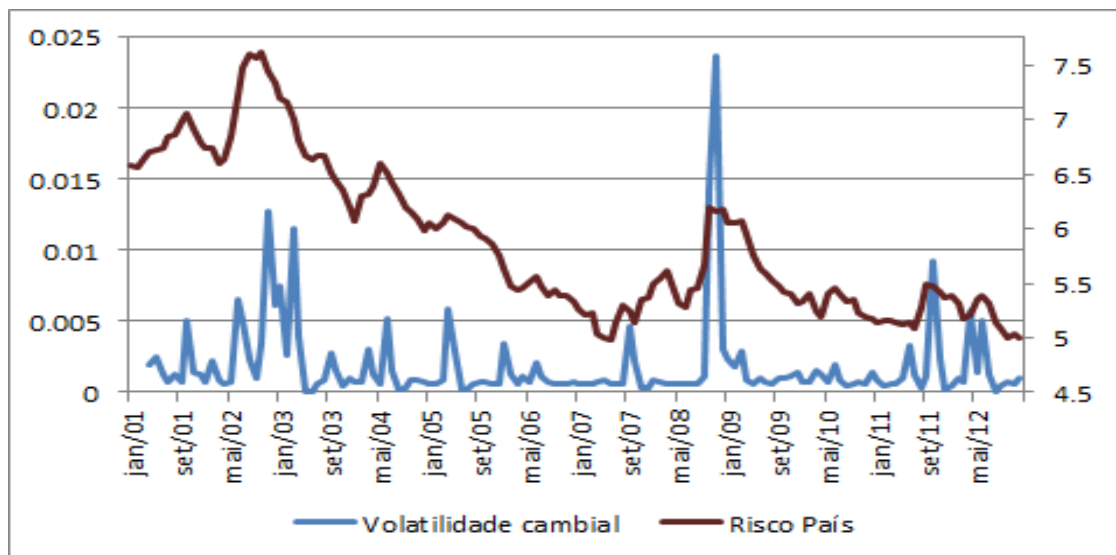
Segundo Garcia e Olivares (2001), a mudança do regime cambial em janeiro de 1999 pode ter eliminado a componente da desvalorização esperada. No entanto, a componente do risco advindo do câmbio permanece, assim como do prêmio do risco país. Sob tais condições, a única forma diminuir os juros reais da economia brasileira seria continuar a perseguir as reformas e medidas que venham a reduzir o risco macroeconômico da economia brasileira.

A seguir, os GRÁFICOS 2 e 3 sugerem que há alguma correlação entre o risco país e a volatilidade cambial (0.1837, significativo a 5%), e uma forte correlação entre o risco país e a taxa de juros Selic (0.7834, significativo a 1%), respectivamente. No GRÁFICO 2, tem-se que de janeiro de 2001 a fevereiro de 2002, o risco Brasil se mantém em níveis elevados. Entretanto, a partir de março de 2002, o risco país sobe atingindo seu pico em outubro de 2002, época de eleição em que mostrava o candidato Lula na frente das pesquisas, o que também pode ajudar a explicar tal aumento. Como já descrito na seção anterior sobre o comportamento da volatilidade, durante uma maior incerteza eleitoral, o câmbio se torna mais volátil, demonstrando a forte correlação entre ambas as medidas de risco.

Após março de 2002, mesmo com o câmbio ainda volátil, o risco país adquire uma nova tendência de decréscimo, atingindo seu mínimo em junho de 2007. É interessante ressaltar que o Brasil obteve o grau de investimento em abril de 2008 pela *Standard & Poor's (S&P)*, em maio de 2008 pela *Fitch Ratings* e em setembro de 2009 pela *Moody's*. A partir de junho 2008 o risco país cresce atingindo seu pico em outubro de 2008 (enquanto que a volatilidade atingiu seu pico em novembro de 2008). Essa

explosão na tendência de crescimento de ambas variáveis pode ser explicada como mencionado na seção anterior, ou seja, devido à crise financeira internacional em 2008.

GRÁFICO 2 - Volatilidade cambial e Risco País – Jan/2001 a Dez/2012



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BCB

Garcia e Didier (2001) explicam que o risco advindo do câmbio e do risco país têm causas comuns e são muito relevantes para a determinação das taxas de juros domésticas. Tais causas comuns seriam os resultados fiscais, as condições do mercado financeiro doméstico, e as condições do mercado financeiro internacional. Além disso, o risco de conversibilidade teria se mostrado um importante elemento do risco país nos períodos de crises. Consequentemente, ao tratarem essas causas, a política monetária mais expansionista através da redução dos juros domésticos pode ser amplificada, já que ambos os riscos poderiam ser reduzidos simultaneamente.

Entretanto, Oreiro, Paula e Silva (2004a) chegaram ao resultado de que o efeito estatístico sobre o prêmio de risco país provocado pela maior conversibilidade da conta de capital foi no mínimo irrelevante ou atuaria no sentido oposto ao defendido por Arida (2003a e 2003b) e Bacha (2003), isto é, o que poderia reduzir o risco país ser um aumento do nível de controles de capitais na economia brasileira.

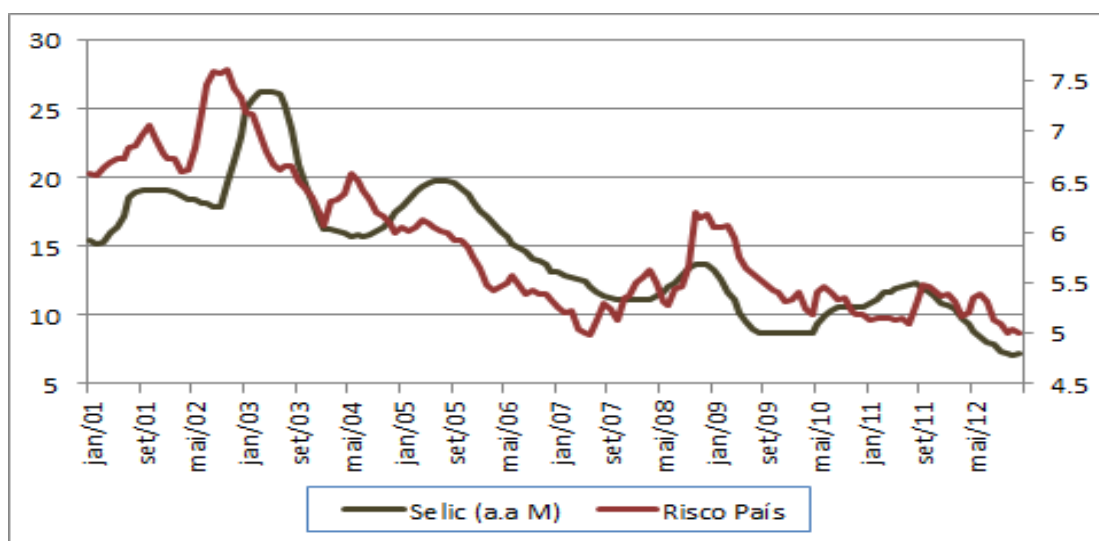
Por outro lado, conforme Toledo (2002) enfatiza, a parcela que corresponde aos efeitos da política monetária seguida pelo governo tem sido ignorada. Desse modo, e como demonstra o GRÁFICO 3, a forte correlação existente entre o risco país e a taxa de juros existe devido ao caminho esperado da política monetária.

Mendonça, Dezordi e Curado (2005), com o objetivo de observar a relação entre as mudanças no cenário internacional e a determinação da taxa de juros, consideraram o Risco País (EMBI+) para análise. Segundo os autores, existe uma relação positiva entre o Risco Brasil e a taxa de câmbio. Por conseguinte, a taxa de câmbio gera indiretamente um impacto sobre o nível de preços por dois canais: (a) o uso de insumos importados, por meio de uma relação positiva entre a taxa de câmbio e o custo de produção dos bens. Este último tem um efeito positivo no preço, em outras palavras, uma depreciação cambial pode gerar uma maior pressão sobre os preços; e (b) a substituição de bens domésticos por similares importados, ou seja, há uma relação positiva entre a taxa de câmbio e o preço dos bens importados.

Por exemplo, uma depreciação cambial torna o preço dos bens importados mais caros, o que implica um deslocamento de parte da demanda dos bens importados por similares domésticos. Esse deslocamento gera um aumento na demanda agregada e maior pressão sobre o nível dos preços. De modo geral, o aumento (diminuição) no Risco Brasil tende a prejudicar (facilitar) quedas na taxa de juros.

Mendonça, Dezordi e Curado (2005) concluem que, para o período posterior à introdução do regime de metas de inflação, houve uma correlação muito forte entre o Risco País e a taxa Selic, como também sugere o GRÁFICO 3. Por meio de teste de precedência temporal de Granger para seis defasagens, análise de função de impulso-resposta e decomposição de variância entre essas duas variáveis, os autores confirmaram a hipótese de que o Risco País afeta a taxa Selic, mas não o contrário.

GRÁFICO 3—Taxa básica de Juros e Risco País – Jan/2001 a Dez/2012



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BCB

A correlação entre a taxa de juros Selic e o Risco País poder ser vista por meio do GRÁFICO 3 acima. Enquanto que a partir de março de 2002 o risco país sobe atingindo seu pico em outubro de 2002, a Selic toma essa trajetória ascendente algum tempo depois, por volta de setembro de 2002 e atingindo seu pico por volta de abril de 2003, e, por fim, abaixando no início do ano de 2003. Em outras palavras, o GRÁFICO 3 mostra uma associação não desprezível porém defasada entre o prêmio do risco país e a condução da política monetária

Após janeiro de 2003, ambas variáveis seguem relativamente num patamar alto, porém se comportam de modo estável e aparentemente correlacionado. No entanto, a partir de setembro a outubro de 2008 (época da crise financeira), os valores de ambas variáveis se elevam, entretanto não de modo defasado como sugerido para a crise pré-eleitoral de 2002. A Selic chega a 13,66% em dezembro de 2008, e, antes do risco país começar a baixar, a reação da autoridade monetária foi na direção contrária do que até então se poderia esperar. O GRÁFICO 3 mostra de 13,66% em dezembro de 2008, a Selic passou para 8,65% em agosto de 2009, enquanto que o risco país começou apenas a cair em março de 2009.

Uma das explicações para essa mudança na política monetária em relação ao risco Brasil pode ser que o que houve na crise em 2008 foi um choque adverso no preço de *commodities*, resultado da piora do ambiente de aversão ao risco internacional. Levando

em consideração o impacto desse choque sobre o produto industrial, uma política monetária restritiva durante essa crise de 2008 poderia agravar ainda mais a inevitável contração do produto nacional, o que está em consonância com o que Mishkin (2009) ressaltou. Portanto, em ambiente de alta incerteza e risco a eficácia da política monetária pode se alterar, e por conseguinte a sua condução.

3.4. Spread da taxa Preferencial Brasileira

Por fim, a terceira medida de risco utilizada nesse trabalho é o *Spread* entre a taxa de juros média (pré-fixada) das operações de crédito com recursos livres e a Taxa Preferencial Brasileira (TPB). Também chamada de Brazilian Prime rate e expressa em pontos percentuais ao ano, a Taxa Preferencial Brasileira (TPB) é uma média móvel trimestral e reflete os juros praticados pelo sistema financeiro com clientes “preferenciais¹”. Em outras palavras, de acordo com o BC, a TPB reflete os custos de financiamentos das grandes empresas junto aos bancos, isto é, clientes de grande porte e de risco baixíssimo de inadimplência para as instituições credoras.

De acordo com a autoridade monetária, os valores no mercado doméstico correspondiam a uma média de operações com diferentes perfis de risco, ao passo que, no exterior, os juros referem-se tipicamente a operações ‘*prime*’, portanto a comparação entre ambas era imprecisa até então. A TPB, em suma, é calculada pelo Banco Central do Brasil e trata-se de um índice que envolve a taxa de juros praticada pelas instituições financeiras para empréstimos com alto valor a clientes de baixo risco.

Geralmente, a taxa preferencial define a menor taxa do mercado. Para comparar ao fator de risco de crédito aos tomadores, os bancos definem taxas a serem calculadas nos empréstimos registrando um prêmio à taxa preferencial. Os empréstimos demonstram

¹ Como clientes “preferenciais”, conforme o Banco Central em seu site: www.bcbc.gov.br, considera-se apenas pessoas jurídicas que tenham operações com no mínimo três bancos, sendo pelo menos uma delas de valor igual ou superior a R\$ 5 milhões. Pelo menos 90% do total tomado devem ser créditos com classificação de risco A ou AA, (que são as duas melhores na escala fixada nos normativos do Banco Central para efeitos de exigência de provisões), sendo pelo menos uma das operações enquadrada como AA. Já as empresas com algum pagamento em atraso que se enquadrem nessas condições também podem entrar na pesquisa, entretanto o atraso não pode passar de 90 dias e que a respectiva operação não represente mais do que 1% do total tomado pelo cliente junto ao sistema financeiro.

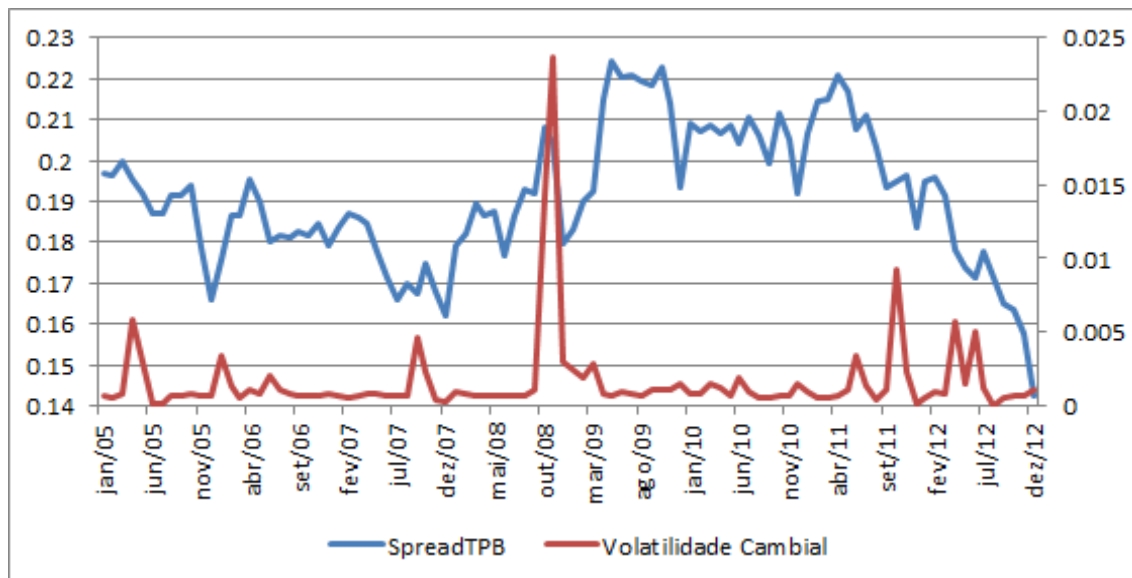
taxas de juros fixas ou flutuantes, quando o exame sobre a taxa preferencial é definido ou contrasta até o prazo de vencimento (FREITAS et. Al., 2012).

Em setembro de 2011, ressalta Araújo (2011b), o BACEN divulgou pela primeira vez a taxa preferencial brasileira, empregando apenas operações de elevado valor e risco reduzido. Diferentemente das outras medidas de risco, essa tem uma ótica empresarial, já que reflete os custos de financiamentos das grandes empresas junto aos bancos. Uma vez que, além de ser um dado novo, tem-se que também é um dado ‘livre’ de risco, com isso o *spread* entre a taxa de juros média (pré-fixada) das operações de crédito com recursos livres e a TPB como uma das medidas de risco para esse trabalho.

É interessante verificar estudos sobre o *spread* bancário de maneira geral, uma vez que não se encontrou trabalhos que usa uma variável semelhante ao *spread* entre a taxa média de juros e a TPB. Afanasieff *et. al.* (2002) investigaram se os fatores micro e macroeconômicos são importantes para explicar o comportamento do *spread* no País. Afanasieff *et. al.* (2002) concluem que variáveis macroeconômicas como a taxa básica de juros e o crescimento do produto são os fatores mais relevantes para explicar o comportamento do *spread*, especialmente no caso do Brasil, dada a instabilidade macroeconômica que tem caracterizado a economia desde o início dos anos 1980.

Por exemplo, quanto maior for a volatilidade da taxa de inflação e da taxa de câmbio, maior será a volatilidade resultante da taxa básica de juros, principalmente no caso em que a política monetária seja conduzida com base no sistema de metas de inflação. Por conseguinte, maior deverá ser o *spread* bancário, como o GRÁFICO 4 parece sugerir. Os dados, disponíveis a partir de janeiro de 2005, mostram que o *spread* da TPB inicialmente flutua em torno de 18% de janeiro de 2005 a dezembro de 2008. A partir daí, o *spread* da TPB sobe atingindo seu pico em março de 2009.

**GRÁFICO 4 –Spread da Taxa Preferencial Brasileira e Volatilidade Cambial–
Jan/2005 a Dez/2012**



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BCB

Portanto, parece haver um efeito defasado, mas seguindo a linha de argumentação de Afanasieff *et. al.* (2002), já que a volatilidade cambial já havia atingido seu máximo por volta de novembro de 2008, auge da crise financeira norte-americana. Após esse período, o *spread* da TPB subiu e permaneceu em níveis elevados até que em outubro de 2011 há uma queda contínua, provavelmente após pressões do governo Dilma Rousseff para que os bancos públicos abajassem as taxas de juros. Portanto, concluem Afanasieff *et. al.* (2002) que, se há políticas macroeconômicas que diminuem a volatilidade da taxa básica de juros, o *spread* pode ser reduzido.

O *spread* bancário pode ser afetado por mais dois outros canais segundo Afanasieff *et. al.* (2002). O primeiro deles é o grau de aversão ao risco e a covariância entre o risco de taxa de juros e risco de crédito, que mostra a instabilidade do ambiente de mercado no qual eles operam. Sendo assim, quanto maior a instabilidade macroeconômica que um país apresentar, maior deverá ser o número de bancos que tenham um elevado grau de aversão ao risco.

Quanto ao segundo canal, tem-se que uma elevada volatilidade da taxa básica de juros pode gerar uma alta variabilidade do nível de produção e dos lucros das firmas, o que aumenta a probabilidade de *default* caso o valor dos lucros estejam abaixo das

expectativas. Tal conclusão indica que a instabilidade macroeconômica se reflete não apenas numa alta volatilidade da taxa de juros, mas também num elevado risco de crédito, o que aumentaria o *spread*.

Oreiro *et. al.* (2006) encontram os determinantes do *spread* bancário por meio de modelos VAR. Segundo Oreiro *et. al.* (2006), os bancos são envolvidos numa incerteza gerada pelo ambiente macroeconômico, o que resulta numa importante causa dos elevados *spreads* no Brasil. Logo, conclui-se que a adoção de políticas macroeconômicas consistentes que criem condições para que haja crescimento econômico com estabilidade financeira poderá ter um efeito positivo em reduzir os *spreads*.

4. METODOLOGIA E DADOS

4.1. Metodologia VAR para funções de resposta a impulso

Para se analisar os efeitos da inserção das medidas de risco na transmissão da política monetária será usada a metodologia VAR, que nesse trabalho será descrito com base em Bueno (2008). O vetor autorregressivo possibilita representar modelos econômicos completos e estimar os seus parâmetros. Assim, o VAR é geralmente usado para sistemas de previsões de séries de tempo interrelacionadas e para análise do impacto dinâmico de choques aleatórios em sistemas de variáveis.

As críticas existentes em relação à modelagem VAR são devidas ao fato de que esta não necessita de nenhuma informação econômica, logo cabe ao pesquisador identificar e incluir as variáveis apropriadas na sua estimação (ENDERS, 2010).

Considera-se que, de modo geral, um VAR de ordem p para um vetor de variáveis de interesse X_t possa ser representado pelo seguinte sistema em sua forma estrutural:

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

em que,

X_t representa um vetor com n variáveis endógenas e exógenas; A e B_i são matrizes quadradas de ordem $(n \times n)$ de coeficientes; B_0 é um vetor de constantes $(n \times 1)$; B é uma matriz diagonal $(n \times n)$ de desvios padrões; ϵ_t é um vetor $(n \times 1)$ de erros aleatórios independentes e identicamente distribuídos, ou seja, $\epsilon_t \sim \text{i.i.d.}(0; I_n)$.

Os parâmetros desse modelo podem ser estimados em sua forma reduzida. Ao pré multiplicar por A^{-1} , supondo que a matriz seja invertível, pode-se obter o VAR(p) em sua seguinte forma reduzida:

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B\epsilon_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + e_t \quad (2)$$

onde $\phi_i = A^{-1}B_i$, para $i = 0, 1, 2, \dots, p$; logo se tem também que

$$B\epsilon_t = Ae_t. \quad (3)$$

No entanto, apenas por meio de funções de resposta a impulso (FRI) e decomposição da variação a partir do modelo estrutural (SVAR) que é possível avaliar a validade de teorias econômicas e fazer avaliações das dinâmicas envolvidas nessas políticas. Os

resultados apresentados na função de resposta a impulso, conforme Enders (2010), permitem avaliar adequadamente os efeitos de choques em qualquer uma das variáveis do sistema. Em resumo, as FRIs representam o horizonte temporal do efeito do choque em uma determinada variável sobre as demais variáveis no VAR. Obtêm-se, portanto, as FRIs a partir de representações de médias móveis de um VAR(p) estável, isto é, um VMA (∞). Supondo que o VAR(p) seja estacionário com média nula, tem-se que:

$$X_t = \Psi_0 e_t + \Psi_1 e_{t-1} + \Psi_2 e_{t-2} + \dots \quad (4)$$

onde $\Psi_0 = I_K$ e Ψ_s pode ser calculado como:

$$\Psi_s = \sum_{j=1}^s \Psi_{s-j} \Phi_j, \quad i = 0, 1, 2, 3, \dots, \text{ e } \Phi_j = 0 \text{ para } j > p.$$

Sendo assim, a função de resposta ao impulso pode ser representada pela seguinte expressão:

$$\Psi_s = \frac{dX_{t+s}}{de_t} \quad (5)$$

No qual Ψ se refere à matriz de multiplicadores de impacto de um choque sobre as variáveis endógenas. As linhas da i -ésima coluna da matriz Ψ captam as consequências de um choque, e_t , no valor da i -ésima variável no tempo $t + s$.

Nesse trabalho empregam-se dois modos de identificação, que é o processo que advém da necessidade de usar o VAR reduzido para recuperar o VAR estrutural. Primeiro, a identificação recursiva, no qual se faz uso da decomposição de Cholesky. Segundo, a estrutural, que se vale da teoria econômica com o objetivo de impor restrições diretamente nas matrizes A e B. Desse modo, a partir da equação (3), tem-se que são as matrizes A e B de ordem k a serem estimadas. Sendo X_t o vetor de variáveis t também de ordem k e tendo $\Sigma = E[e_t e_t']$ como a matriz da covariância dos resíduos, tem-se que as restrições nas matrizes A e B são representadas pela seguinte expressão.

$$A \Sigma A' = B B' \quad (6)$$

Como Σ é simétrica, são impostas $K(K+1)/2$ restrições sobre os $2K^2$ elementos desconhecidos em A e B. Portanto, para identificar A e B, necessita-se de pelo menos $2K^2 - K(K+1)/2$, ou seja, $K(3K-1)/2$ restrições. Como exemplo, a decomposição de Cholesky é suficiente para identificar o sistema, através da formatação de uma matriz A de estrutura triangular inferior, o que faz com que a porção superior da diagonal tenha zeros, e de uma Matriz B diagonal, resultando em um modelo exatamente identificado.

Em relação à primeira forma de identificação utilizada nesse trabalho, a decomposição Cholesky, tem-se que a primeira variável que entra no vetor de variáveis endógenas não é afetada contemporaneamente pelo choque nas demais variáveis que são postas a seguir. Entretanto, um choque nessa primeira variável afeta contemporaneamente todas as demais variáveis. Já a segunda variável não é afetada contemporaneamente pelas demais variáveis que são ordenadas a seguir, no entanto essas demais variáveis respondem contemporaneamente às variáveis ordenadas antes. Nesse mesmo padrão, tem-se que a última variável posta no vetor de variáveis endógenas apenas responde contemporaneamente à choques nas demais variáveis.

Portanto, o problema reside na definição dessa ordenação que, conforme Bueno (2008), é arbitrária. A forma das restrições é definida pela ordenação das variáveis, resultando que diferentes ordenações geram diferentes restrições. Desse modo, nesse trabalho também se faz uso de uma segunda forma de identificação, a estrutural (SVAR), cujo objetivo principal é obter uma forma alternativa à de Cholesky no qual se impõe restrições diretamente nas matrizes A e B com base em argumentos que vão de acordo com a teoria econômica.

4.2.Os dados

Este trabalho emprega séries de frequência mensal e o período se estende de janeiro de 2001 até dezembro de 2012². Todas as variáveis estão em logaritmo, exceto a Selic, e estão distribuídas como segue:

- i) O setor real doméstico real é representado pelo produto industrial geral dessazonalizado e o IPCA, ambos do IBGE;
- ii) O indicador de política monetária é taxa básica de juros Selic acumulada no mês anualizada, do BC;
- iii) Preço de *commodities*, (*all commodities*), do FMI;
- iv) Como indicador de crédito, foi utilizado o crédito com recursos livres deflacionado pelo IPCA;

² A Taxa Preferencial Brasileira, no entanto, apenas está disponível pelo Banco Central a partir de 2005, como já discutido no capítulo 3, seção 3.4.

- v) Como medidas de risco, utilizou-se o spread do EMBI+Br, do J.P. Morgan Chase, a volatilidade cambial e o spread entre a taxa média de juros e a taxa preferencial brasileira, tal como apresentada na última seção.

Portanto, na presente dissertação, o vetor de variáveis endógenas pode ser descrito como:

$$X_t = (\log Pi, \log Ipca, \log Pcomm, (medida de risco), \log L e Selic) \quad (3)$$

Desse modo, são especificados modelos contendo cada uma das medidas de risco. O modelo I, nesse caso, será um modelo *benchmark* que corresponda à teoria em termos de especificação, que seja parcimonioso em relação à quantidade de variáveis, e que por fim gere resultados coerentes com o arcabouço econômico. Já o Modelo II terá a volatilidade cambial (*vol*) incluída em X_t . Quanto aos modelos III e IV incluirão o logaritmo do risco país (*logEmbi*) e o Spread da taxa preferencial brasileira (*SpreadTpb*) em X_t , respectivamente. No APÊNDICE A estão maiores detalhes sobre todas as séries. Já suas estatísticas descritivas estão no APÊNDICE B.

As séries empregadas nesse trabalho são utilizadas em nível. Este é um procedimento recorrente na literatura, como por exemplo, em Sims (1992), Bernanke e Blinder (1992), Leeper Sims e Zha (1996), Bernanke e Gertler (1995), Dedola e Lippi (2005) e para o Brasil, Céspedes, Lima e Maka (2008).

Por fim, segundo Sims, Stock e Watson (1990) a utilização de variáveis em nível em um contexto VAR pode produzir estimadores consistentes independentemente de sua ordem de integração. Além disso, não gera perda de informação que pode ser produzido quando se usa as variáveis em primeira diferença. Entretanto, é necessário verificar a estacionariedade dos resíduos gerados pelas regressões.

5. RESULTADOS

O primeiro passo da estratégia empírica é a escolha das defasagens (p) de cada modelo VAR. Para tanto, foram definidas com base nos critérios de informação AIC (*Akaike*), FPE (*Final Prediction Error*), SC (*Schwarz*), LR (*sequential modified LR test statistic*) e HQC (*Hannan-Quinn*). Levou-se em conta o comportamento dos resíduos gerados pelas regressões, de modo a eliminar uma possível autocorrelação existente, e que suas defasagens sejam as mais parcimoniosas possíveis. É importante ressaltar que Bueno (2008) ressalta que bom senso e parcimônia devem ser utilizados nesse processo, embora haja alguns procedimentos objetivos que se deve seguir. Sendo assim, nesse trabalho, considera-se um $p_{max} = 6$ (ver APÊNDICE D). A Tabela 1 mostra as defasagens escolhidas para cada modelo VAR, além de indicar as defasagens selecionadas por cada um dos critérios de seleção adotados.

TABELA 1- Ordem de defasagem dos modelos VAR

Modelo	AIC	HQC	SC	FPE	LR	Defasagem selecionada
I	2	2	2	2	5	2
II	2	2	2	2	5	2
III	2	2	2	2	5	5
IV	2	2	1	2	4	4
IV (<i>dummy</i>)	4	2	2	1	2	2

Fonte: Elaborado pelo autor por meio do Eviews 7.0

Segundo Lutkepohl (2005), os critérios de informação podem ser interpretados como uma forma de verificar se os resíduos se aproximam de um ruído branco. No entanto, o autor ressalta que é prudente não depender apenas de um único critério ou forma para selecionar um modelo. Assim, a defasagem sugerida pela maioria dos critérios foi escolhida. Defasagens mais altas foram escolhidas quando estas eliminavam uma eventual autocorrelação dos modelos mais parcimoniosos.

5.1. Resultados com identificação recursiva

Nessa seção, são apresentados os resultados com base na decomposição de Cholesky, cuja principal característica é de que a ordenação em que as variáveis são incluídas no VAR determina quais variáveis afetam e são afetadas contemporaneamente por meio de choques estruturais. Desse modo, inicialmente se adota a estratégia de especificar um modelo *benchmark* (Modelo I), cujo ordenamento corresponde a sequência *logPi*, *logIpca*, *LogPcomm*, *logL* e *Selic*, e, portanto, não incluindo as medidas de risco. Deste modo, o ordenamento escolhido significa que o produto não responde contemporaneamente às demais variáveis, já o *IPCA* responde contemporaneamente apenas ao produto, mas não ao restante das variáveis. Já a *Selic* é afetada por todas as demais variáveis, mas contemporaneamente não afeta as demais. Conforme Eichenbaum e Evans (1995), tal ordenamento significa dizer que variáveis do setor real da economia têm ajuste mais lento que as do setor financeiro.

Por fim, a taxa de juros *Selic* foi ordenada por último, uma vez que, segundo Bernanke e Blinder (1992), admite-se que o Banco Central tenha informação contemporânea a respeito de todas as outras variáveis, inclusive das operações de crédito realizadas, o que explica a *Selic* ser ordenada após o crédito livre. Os modelos II, III e IV seguem respectivamente o seguinte ordenamento: *logPi*, *logIpca*, *logPcomm*, (*medida de risco*), *logL* e *Selic*; sendo as medidas de risco a volatilidade (modelo II), risco país (modelo III) e o spread da taxa preferencial brasileira (modelo IV).

Para o modelo I, será reportado o comportamento das variáveis frente a choques positivos e inesperados na política monetária e no crédito (FIGURA 1). Para os demais modelos, também serão reportados os choques das medidas de risco sobre as demais variáveis, especialmente o produto Industrial, crédito e política monetária (FIGURA 2 a 4). Os choques apenas nessas variáveis foram escolhidos de modo a verificar a eficácia da política monetária, dada a inserção das medidas de risco. O conjunto completo com todas as FRIs pode ser visto no ANEXO C.

5.1.1. Modelo I

A figura 1 reporta as FRIs referentes ao modelo I, ou seja, sem a inclusão das medidas de risco. O propósito aqui foi estabelecer uma referência sobre os efeitos de um choque

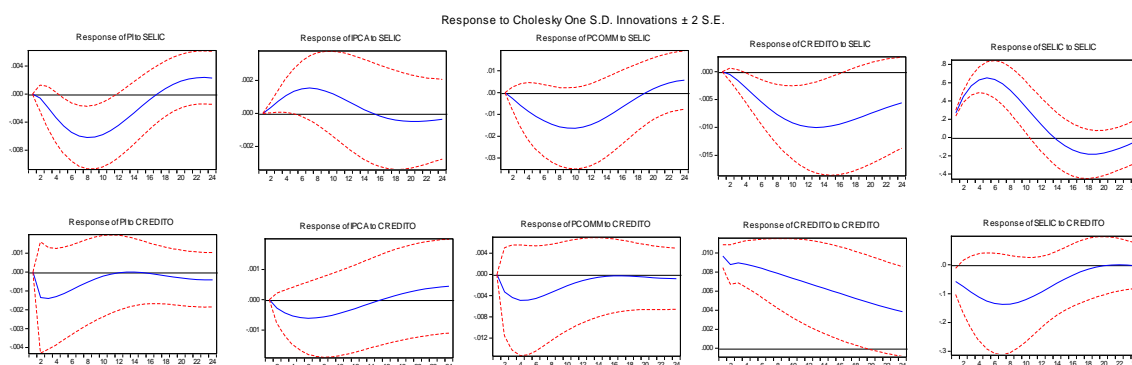
na política monetária sobre todas as demais variáveis. A primeira e a segunda linha reflete, respectivamente, o choque da *Selic* e do crédito sobre as demais variáveis.

Pode-se notar que um choque positivo na *Selic* não gera respostas contemporâneas nas demais variáveis devido ao ordenamento escolhido. Dado o choque na política monetária, o produto adquire uma trajetória negativa, se comportando assim de forma esperada e com significância entre o quarto e décimo sexto mês.

Já Inflação surpreende uma vez que apenas, a partir do décimo quinto mês, há alguma relação negativa com a taxa de juros, o que revela um comportamento *price-puzzle*³.

Coerentemente com Bernanke e Blinder (1988), tem-se que o $\log L$ é negativamente afetado pela *Selic*, atingindo seu menor valor no décimo terceiro mês. Já o choque no crédito (que pode ocorrer tanto através de um aumento da demanda de empréstimos como pelo lado da oferta, ou seja, pela facilidade de contratação), impacta o $\log Pi$ e a *Selic* de modo negativo. Com relação à demanda agregada ($\log Pi$), a trajetória do produto tem relação negativa atingindo seu mínimo já no terceiro mês.

FIGURA 1– FRIs do VAR(2) modelo I



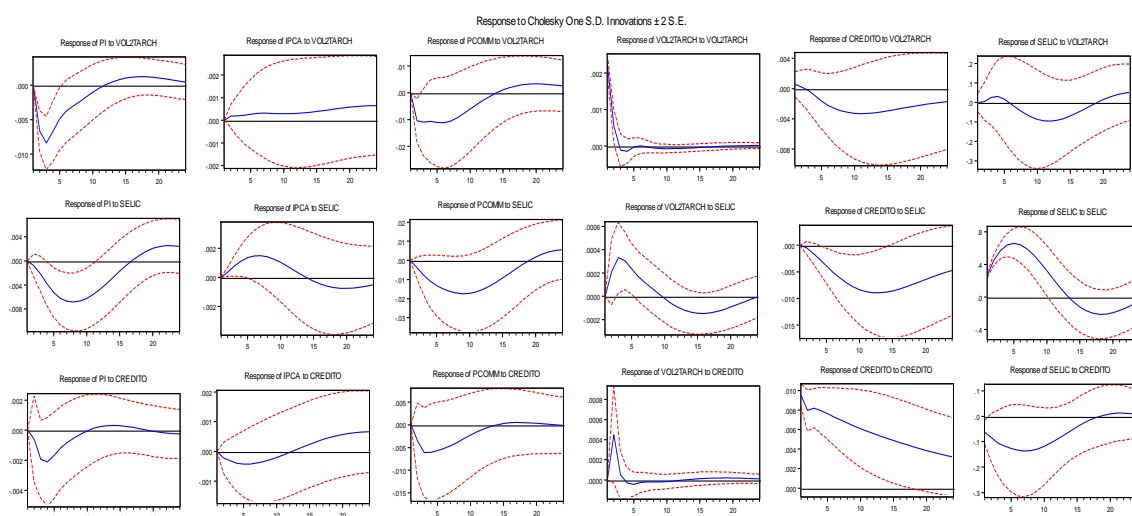
³ De modo resumido, Sims (1992) afirma que tal comportamento contra intuitivo da inflação frente ao choque monetário pode ser devido à não consideração do comportamento *forward-looking* da política monetária uma vez que o modelo seria incapaz de captar o amplo conjunto de informação do Banco Central, principalmente quanto às previsões realizadas pela autoridade monetária. Segue do argumento que o Banco Central, com base em seus modelos de previsão, eleva a taxa básica de juros quando crê que a inflação subirá em decorrência de algum choque, sem necessariamente esperar até que o efeito deste se materialize nos preços, ou seja, na verdade, a taxa de juros é que teria sido elevada para garantir a estabilidade dos preços. Desta forma, o *price-puzzle* nada mais seria do que um problema de identificação, decorrente de variáveis omitidas. Para contornar este problema, Sims (1992) incluiu nos modelos estimados uma série referente à cotação internacional de commodities e outra referente à taxa nominal de câmbio. Modelos com a taxa nominal de câmbio estão no Anexo desse trabalho, no entanto tampouco fez diferença em favor de uma especificação mais robusta.

Os outros modelos evidenciarão a diferença no comportamento de variáveis como produto, crédito e política monetária quando incluídas as medidas de risco propostas nesse trabalho.

5.1.2. Modelo II

Em relação ao modelo II, a Figura 2 contém as FRIs de interesse. Nesse modelo, é incluída a volatilidade cambial a fim de analisar como a política monetária e o produto se comportam com a inclusão de tal medida de risco. Levando em conta as variáveis comuns aos modelos I e II, os choques na política monetária e crédito são bem semelhantes. Para cumprir o propósito de investigar a relação entre política monetária e medidas de risco, nesse caso a volatilidade, é importante verificar o impacto que um choque na volatilidade tem sobre o produto, uma vez que uma das metas da política monetária pode ser promover o crescimento econômico.

FIGURA 2 - FRIs do VAR(2) modelo II



O $\text{Log}Pi$ responde ao choque na volatilidade adquirindo uma trajetória negativa e significativa atingindo seu mínimo já no terceiro mês. Esse resultado é coerente com McKinnon (1961), Aguion *et al.* (2006), Schanbl (2007) e Araújo (2011), ou seja, a volatilidade pode impactar negativamente a economia segundo os argumentos já desenvolvidos no capítulo três. A volatilidade reage positivamente até o nono mês atingindo seu máximo já no terceiro mês. Após o nono mês, a volatilidade adquire uma trajetória negativa até o vigésimo quarto mês.

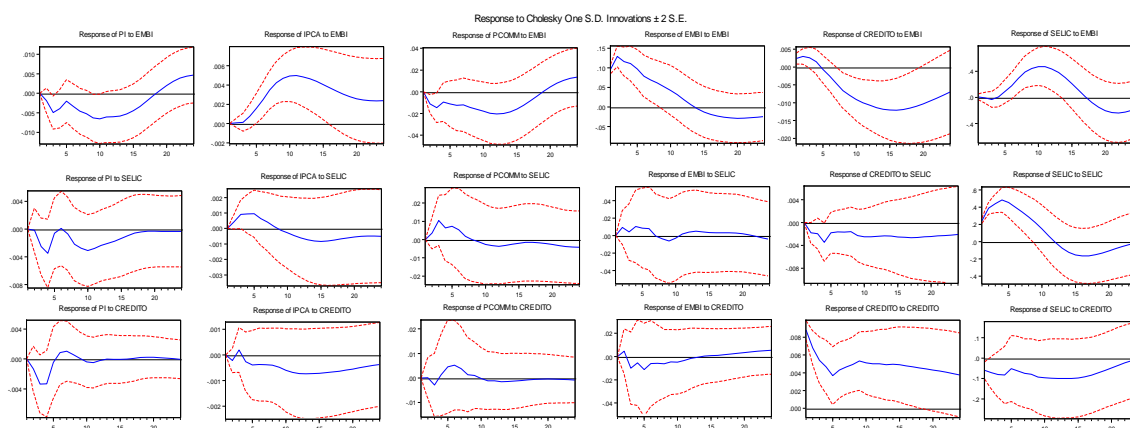
Já a política monetária reage ao choque na volatilidade de maneira positiva apenas até o sexto mês de modo não significativo. Embora não significativo este resultado está alinhado com Sicsu (2002) quando o autor defendeu que a tendência dos juros é subir dado um ambiente de maior risco. Entretanto, do sexto mês em diante, a política monetária reage negativamente, com a *Selic* atingindo seu mínimo no décimo segundo mês.

Uma vez que, segundo Araújo (2011), a volatilidade tem um efeito negativo sobre o investimento (devido às incertezas que essa medida de risco tende a provocar sobre a lucratividade dos próprios investimentos, conforme mencionado no capítulo três), a política monetária pode se tornar expansionista, como mostra após o sexto mês. Esse fato pode ter influenciado no novo rumo do produto que a partir do décimo segundo mês adquiriu uma trajetória positiva.

5.1.3. Modelo III

A Figura 3 contém as FRIs relacionadas ao Modelo III. Nesse modelo, foi incluso o Risco Brasil como medida de risco a fim de analisar como a política monetária e o produto se comportam, em análise semelhante à inclusão da volatilidade cambial.

FIGURA 3 - FRIs do VAR(5) modelo III



Levando em conta as variáveis comuns aos modelos I e III, os choques na política monetária e crédito tem alguma semelhança. Dado o choque na política monetária, o produto adquire uma trajetória negativa assim até o quarto mês. Do quarto ao sexto mês, o produto tem uma elevação, até que retoma sua trajetória negativa. O $\log L$ é negativamente afetado pela *Selic*, mas sua significância parece se estender por um período menor do que nos outros modelos anteriores. Já o comportamento do prêmio de Risco Brasil, além de pequeno, não sugere nenhuma interpretação a partir da trajetória das demais variáveis do sistema. As demais variáveis em comum com os modelos anteriores se comportam de forma semelhante, e por isso não necessitam serem aqui reportadas.

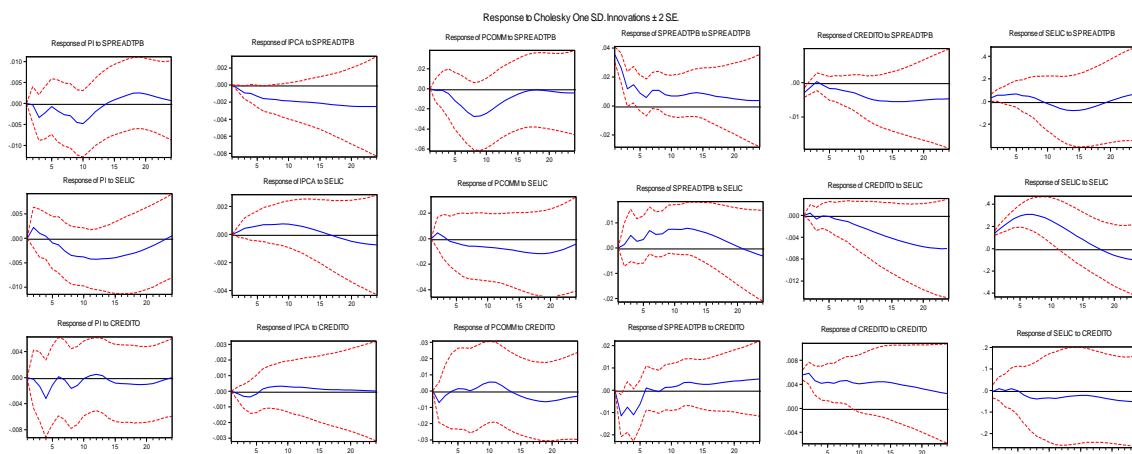
Em relação a um choque no Risco País, tem-se que o produto se deprime ao longo da trajetória com significância entre o sétimo e décimo sexto meses. Segundo Bevilaqua, Mesquita e Minella (2007), a redução da produção industrial aliada a algum *pass-through* da taxa câmbio pode gerar uma elevação na taxa de inflação, que aqui se mostra significativo já a partir do quarto mês. Já a reação da taxa de juros dado um choque no Risco Brasil se dá de modo positivo, ou seja, a *Selic* se eleva, sendo assim coerente com o que ocorreu na economia brasileira até o início de 2008. No entanto, após o décimo sexto mês, a política monetária já responde de modo negativo.

5.1.4. Modelo IV

Por fim, o modelo IV inclui o Spread da taxa preferencial brasileira como medida de risco. A Figura 4 contém as FRIs de interesse relacionadas à inclusão de tal variável com o objetivo de verificar a hipótese central desse trabalho.

Dado o choque na política monetária, o produto adquire uma trajetória negativa assim como nos modelos anteriores, no entanto até o quinto mês adquire uma trajetória positiva para só a partir daí obter sua trajetória negativa, que era a esperada. O *logL*, assim como em todos os outros modelos, é negativamente afetado pela *Selic*. Já o comportamento do Spread é positivo, o que pode sugerir que uma política monetária restritiva em tempo de crise aumente o risco advindo de tal medida de risco. As demais variáveis em comum com os modelos anteriores se comportam de forma semelhante.

FIGURA 4 - FRIs do VAR(4) modelo IV



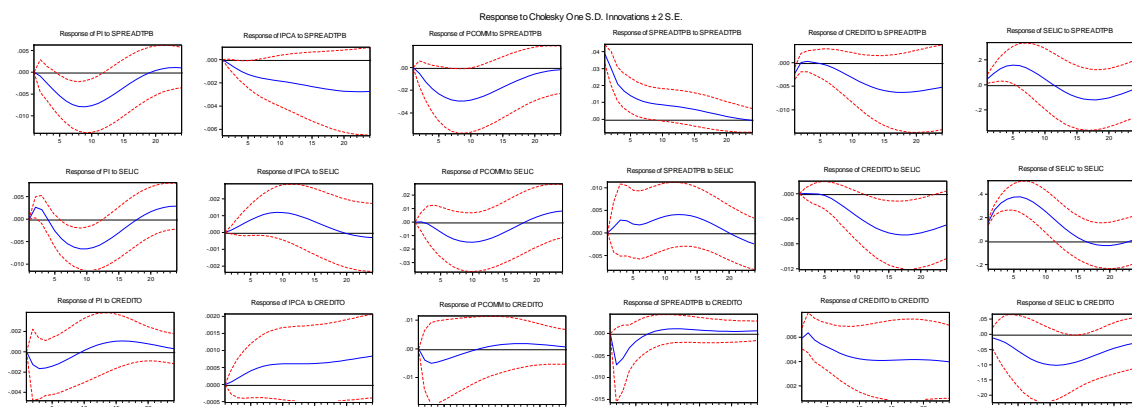
Em relação a um choque no Spread, tem-se que o produto se deprime ao longo da trajetória até o décimo terceiro mês. Esse comportamento é comum aos Modelos II e III, ou seja, em um ambiente de maior risco o produto tende a reagir de modo negativo. Já a reação da taxa de juros dado um choque no Spread se dá de modo positivo até o nono mês, entretanto a partir daí e até o vigésimo mês a política monetária adquire uma trajetória positiva. Entretanto, tais comportamentos se dão de modo não significativo e

não possibilitam uma interpretação concreta da influência do *Spread* da taxa preferencial brasileira sobre a política monetária.

No entanto, a especificação desse modelo deve ser complementada, já que principalmente no início de 2012 o *spread* reduz muito devido às pressões do governo de Dilma Rousseff. Segundo Aquino e Oliveira (2012), o argumento do governo era de que se necessitaria reduzir os juros e *spreads* bancários para manter o crescimento econômico do país. Devido a esse fato, foi incluída uma variável *dummy* no modelo, de modo que esta equivale a 1 a partir de março de 2012, e 0 nos demais períodos.

Sendo assim, a FIGURA 5 apresenta os novos resultados, conforme segue:

FIGURA 5- FRIS do VAR(2) modelo IV com dummy



É interessante ressaltar que os resultados já se mostraram mais robustos no modelo IV com dummy. Em relação a um choque no *SpreadTPB*, tem-se que o produto adquire uma trajetória negativa e significativa até o décimo nono mês. Já a taxa de juros reage de modo mais significativo sugerindo que, dado um choque nessa medida de risco, a política monetária tem sua eficácia alterada. O crédito reage ao *spread* de modo negativo especialmente a partir do quinto mês.

5.1.5. Outras especificações

Vale a pena ressaltar que o presente trabalho se valeu de uma grande variedade de especificações VAR para testar a robustez dos efeitos estimados das medidas de risco na transmissão da política monetária. No APÊNDICE C estão todas as especificações.

Foram feitas cinco modificações em relação aos modelos recursivos escolhidos. A primeira modificação, GRÁFICOS 11 a 13, foi inserir a taxa de inflação acumulada em 12 meses (*ipca_12*) no lugar do IPCA. Na segunda modificação, GRÁFICOS 14 a 16, o *preço de commodities* foi posto como variável exógena, sendo assim a única diferença em relação às especificações escolhidas (GRÁFICOS 6 a 10). Já na terceira modificação, GRÁFICOS 17 a 19, além do *preço de commodities* ser posto como variável exógena, utilizou-se o *ipca_12* em vez do IPCA.

No geral, as FRIs dessas três modificações não apresentaram uma mudança substancial se comparados aos modelos recursivos escolhidos. Por exemplo, por vezes o efeito de um choque nas medidas de risco sobre o produto e sobre a política monetária era não significativo e não sugeria uma interpretação econômica razoável, além de não eliminar a questão do *price-puzzle*.

A quarta e quinta modificação mostram a inclusão da taxa nominal de câmbio nos modelos, sendo o preço de *commodities* como variável exógena. Na quarta modificação, GRÁFICOS 20 a 22, utilizou-se o IPCA, já na quinta modificação, GRÁFICOS 23 a 25, o *ipca_12* que foi incluído nas especificações. Do ponto de vista da correção do *price-puzzle*, os modelos que continham o IPCA pareceram atenuar tal problema. No entanto, ao se analisar os resultados do choque nas medidas de risco sobre o produto industrial nos modelos II e IV, por exemplo, tem-se que não há uma interpretação satisfatória para tais choques.

5.1.6. Resumo dos resultados

A seguir tem-se o resumo do resultado acumulado em 24 meses da influência da taxa *Selic* sobre o produto para cada modelo.

TABELA 2-Impacto acumulado da Selic no Produto

Modelos recursivos	Valor
Modelo I	-0.055106
Modelo II	-0.049264
Modelo III	-0.029869
Modelo IV	-0.049911
Modelo IV (<i>dummy</i>)	-0.040926

Fonte: Elaboração do autor

Ao se comparar os modelos que inserem as medidas de risco com o modelo I, parece que nos modelos II, III, IV e IV (com *dummy*) a política monetária parece perder um pouco sua sensibilidade, ou seja, parece perder sua eficácia.

5.2. Resultados com identificação não recursiva

Nesse trabalho também será utilizada a estratégia de incorporar restrições⁴ de curto prazo a partir da identificação recursiva nos modelos II, III e IV. O objetivo é definir as relações contemporâneas entre as variáveis diretamente na matriz A. Portanto as matrizes A e B ficam como seguem nas TABELAS 3 e 4.

A identificação proposta supõe que as medidas de risco passam a não afetar e nem serem afetadas contemporaneamente pelas demais variáveis. O objetivo, portanto, é analisar o efeito da política monetária sobre o produto e verificar alterações importantes nos resultados gerados pelas FRIs, com o fim de analisar se as medidas de risco influem na eficácia da política monetária, como é o propósito desse trabalho.

⁴ Nesse trabalho também se fez uso de restrições de longo prazo. Entretanto, esse sistema de identificação não gerou resultados que fossem condizentes com a teoria econômica.

TABELA 3- Matrix A, Identificação não recursiva

Variável	<i>LogPi</i>	<i>LogIpca</i>	<i>LogPcomm</i>	(<i>medida de risco</i>)	<i>LogL</i>	<i>Selic</i>
<i>LogPi</i>	1	0	0	0	0	0
<i>LogIpca</i>	A_{21}	1	0	0	0	0
<i>LogPcomm</i>	A_{31}	A_{32}	1	0	0	0
(<i>medida de risco</i>)	0	0	0	1	0	0
<i>LogL</i>	A_{51}	A_{52}	A_{53}	0	1	0
<i>Selic</i>	A_{61}	A_{62}	A_{63}	0	A_{65}	1

TABELA 4 - Matrix B, Identificação não recursiva

Variável	<i>LogPi</i>	<i>LogIpca</i>	<i>LogPcomm</i>	(<i>medida de risco</i>)	<i>LogL</i>	<i>Selic</i>
<i>LogPi</i>	B_{11}	0	0	0	0	0
<i>LogIpca</i>	0	B_{22}	0	0	0	0
<i>LogPcomm</i>	0	0	B_{33}	0	0	0
(<i>medida de risco</i>)	0	0	0	B_{44}	0	0
<i>LogL</i>	0	0	0	0	B_{55}	0
<i>Selic</i>	0	0	0	0	0	B_{66}

A TABELA 5 mostra o resumo do resultado acumulado em 24 meses da influência da taxa *Selic* sobre o produto para cada modelo. Ao se comparar com o modelo *benchmark*, os modelos não recursivos também parecem revelar uma perda da sensibilidade da política monetária. Entretanto, ao compará-los com os modelos recursivos, o modelo estrutural não mostrou nenhuma diferença significativa na resposta acumulada do produto frente aos choques de política monetária.

TABELA 5- Impacto acumulado da Selic no Produto

	Modelos recursivos	Modelos não recursivos
Modelo I	-0.055106	
Modelo II	-0.049264	-0,049266
Modelo III	-0.029869	-0.029827
Modelo IV	-0.049911	-0.050798
Modelo IV (dummy)	-0.040926	-0.042151

Fonte: Elaboração do autor

No APÊNDICE C estão reportadas as FRIs do modelo restrito nos GRÁFICOS 26 a 29. Conclui-se que, em geral, as respostas do produto em cada modelo frente a choques de política monetária praticamente não se alteram. Além disso, as respostas do produto e da política monetária frente às medidas de risco tampouco se alteraram significativamente.

5.3. Outros testes

Além dos modelos recursivos e não recursivos, nesse trabalho utilizaram-se duas outras formas de avaliar a eficácia da política monetária, como segue nas subseções.

5.3.1. Restrições no VAR

O objetivo foi implementar um contrafactual comparando os efeitos da política monetária dos modelos da seção 5.1 (II,III e IV) com os efeitos deste mesmos modelos, mas com a restrição de que a medida de risco não afetasse e nem fosse afetado pelas demais variáveis. Dito de outra forma, “zeraram-se” algumas entradas das matrizes associadas às defasagens do VAR estimado.

Sendo assim, gerou-se uma segunda modelagem em relação à modelagem recursiva apresentada na seção 5.1. Nessa segunda modelagem, “zeraram-se” tanto as colunas quanto as linhas das matrizes. A TABELA 6 e os GRÁFICOS 5 a 8 apresentam um

resumo dos resultados do choque da Selic acumulada em vinte e quatro meses sobre a produção industrial.

GRÁFICO 5 - Impacto acumulado da Selic no Produto. Modelo II

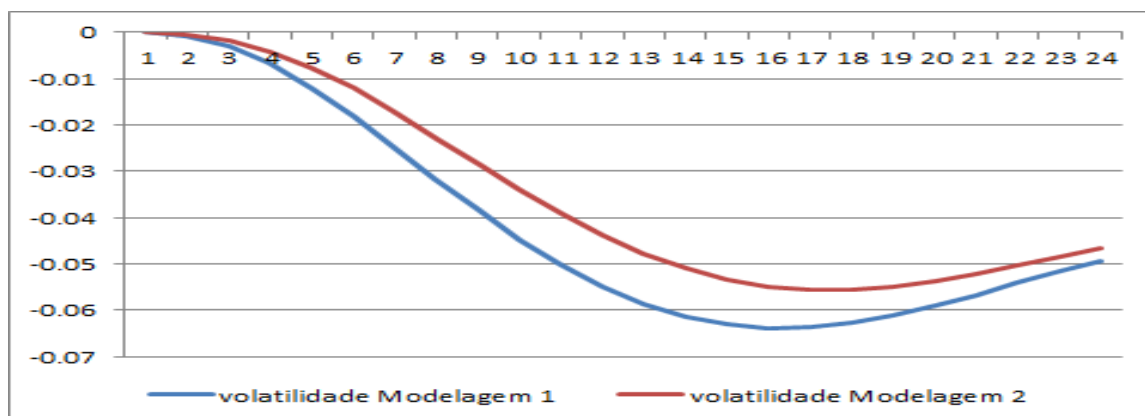


GRÁFICO 6- Impacto acumulado da Selic no Produto. Modelo III

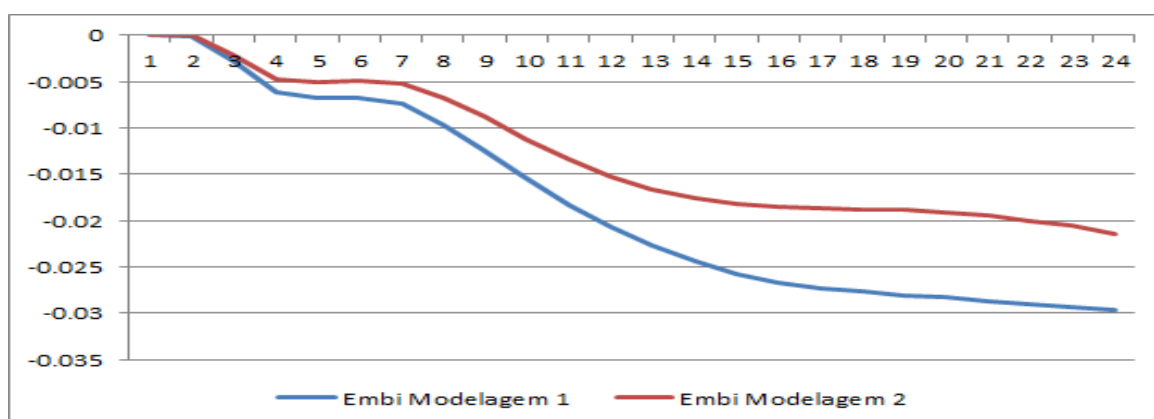
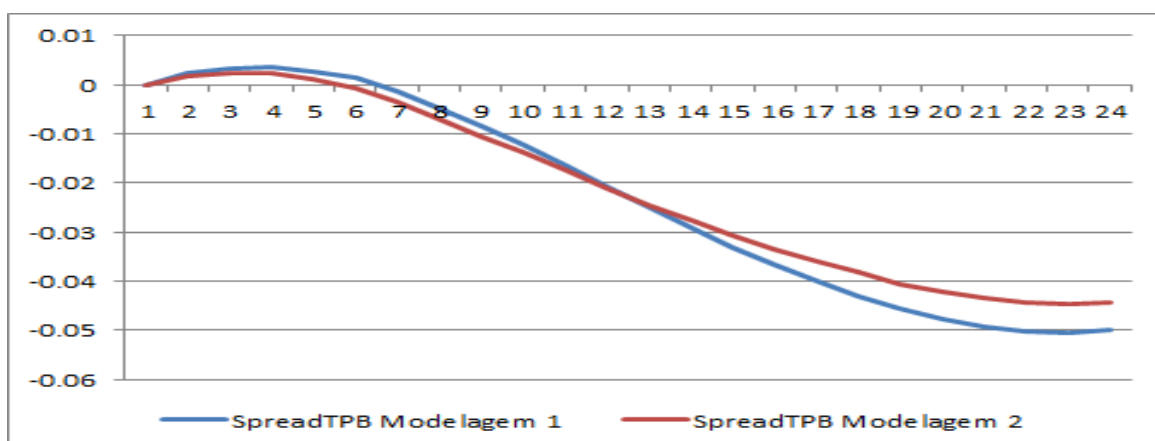
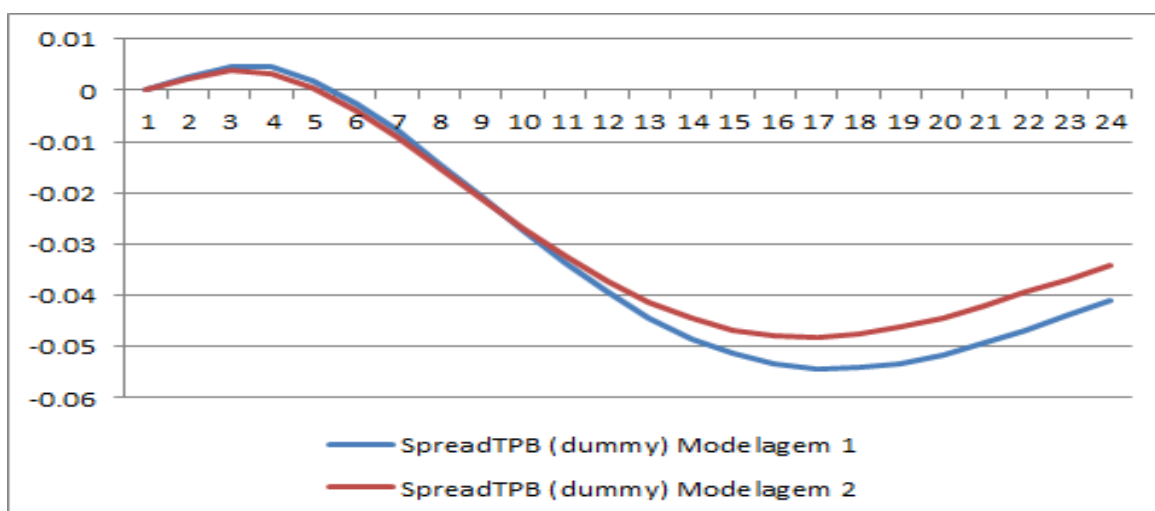


GRÁFICO 7- Impacto acumulado da Selic no Produto. Modelo IV**GRÁFICO 8 - Impacto acumulado da Selic no Produto. Modelo IV com dummy**

Ao se comparar com o modelo I, como mostra a TABELA 6, percebe-se uma diminuição no poder da política monetária em todos os modelos das duas formas de modelagens recursivas. Em geral, como também mostram os GRÁFICOS 5 a 8, os resultados demonstram que a modelagem em que as medidas de risco não afetam nem são afetadas pelas demais variáveis parece revelar uma diminuição na eficácia da política monetária sobre a economia, uma vez que apresenta uma diminuição no valor do impacto acumulado em 24 meses sobre o produto.

TABELA 6 -- Impacto acumulado da Selic no Produto

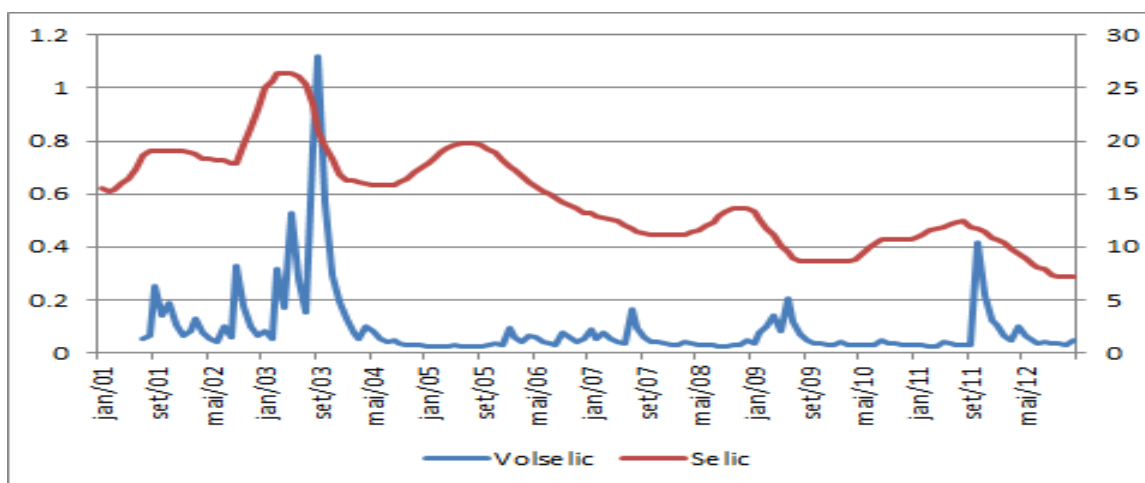
	1ª modelagem	2ª modelagem
Modelo I	-0.055106	
Modelo II	-0.049264	-0.0446
Modelo III	-0.029869	-0.0221
Modelo IV	-0.049911	-0.0435
Modelo IV(dummy)	-0.040926	-0.0317

Fonte: Elaboração do autor

5.3.2. Volatilidade dos juros e risco

Além das restrições no VAR, esse trabalho também se valeu da modelagem da volatilidade da taxa *Selic* (ver APÊNDICE E) para explicar uma possível perda de eficácia da política monetária. A hipótese aqui seria de que, em épocas de crise e alto risco econômico a volatilidade dos juros aumenta, uma vez que dada uma perda de tração da política monetária sobre a economia, qualquer mudança nas taxas de juros teria que ser feito de modo mais contundente, resultando numa elevação de sua volatilidade.

GRÁFICO 9 - Volatilidade da Selic (volselic) e taxa Selic - jan/2001 a Dez/2012



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BCB

O GRÁFICO 9 mostra o comportamento da volatilidade dos juros em conjunto com a Selic no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2012. Percebe-se que a volatilidade

de 2001 a 2003 é bastante elevada. Antes de 2003 é provável que a autoridade monetária brasileira estivesse passando por um processo de construção de credibilidade que se deu enquanto o regime de metas de inflação ainda estava em vigor, exigindo maiores custos em termos de taxa de juros para o controle da inflação, resultando, por fim, em uma crise nas expectativas pré-eleitoral de 2002 (BALBINO, COLLA e TELES, 2011).

Entre janeiro de 2004 e dezembro de 2005, a volatilidade da Selic se mantém estável e em um nível baixo. No entanto, de janeiro de 2006 a agosto de 2007, a taxa de juros Selic varia ao diminuir consideravelmente, sendo, portanto, acompanhado por um pequeno aumento em sua volatilidade. Até que, durante a crise financeira americana de 2008, a Selic sobe sensivelmente, mas logo depois toma uma trajetória de decréscimo devido à flexibilização da política monetária adotada pelo governo, que foi acompanhada por um aumento na volatilidade da taxa de juros. A TABELA 7 mostra as correlações entre as medidas de risco e a volatilidade da Selic. As correlações se mostraram positivas, como esperado. No entanto, apenas o EMBI mostrou um valor expressivo e significativo para a correlação.

TABELA 7- Correlação entre as medidas de risco e a volatilidade da Selic

	Volatilidade do Câmbio	Embi	SpreadTPB
Volatilidade da Selic	0.069914ns	0.3335**	0.039202ns

Fonte: Elaboração do autor

Obs: : ns – não significativo; * - significativo a 1%; ** - significativo a 5%; *** - significativo a 10%

Por fim, logo após Dilma Rousseff assumir a presidência, a taxa de juros Selic sobe para reduzir o consumo. Acreditava-se que, segundo o IGEPRI (2011) (Instituto de Gestão Pública e Relações Internacionais), seria possível melhorar a qualidade do gasto público e dos tributos cobrados da sociedade ainda durante o primeiro semestre de 2011, se o aumento dos juros viesse combinado com a aprovação de pelo menos parte da reforma tributária. Sob essa mesma meta de conter a alta da inflação, fez-se com que o custo do crediário também subisse e, com isso, diminuísse o consumo. Desse modo, a Selic alcançou sua maior marca desde 2009 (12.75% a.a.). No entanto, em agosto de 2011 a

primeira queda dos juros (0.5%), resultou, portanto, em um aumento da volatilidade dos juros nesse período.

A TABELA 8 mostra os resultados gerados por mínimos quadrados ordinários (MQO), no intuito de explicar o comportamento da volatilidade dos juros frente às medidas de risco. Se as medidas de risco explicassem de modo significante a volatilidade dos juros, isso poderia significar que tais medidas de risco influenciariam na eficácia da política monetária.

Para isso, foi feita uma análise por meio de uma estimação por MQO, usando o estimador consistente da matriz de covariâncias de White para explicar a volatilidade dos juros (*volselic*) quando se inserem as medidas de risco, uma por uma, no modelo. As demais variáveis do modelo usadas para controle são a volatilidade da Selic defasada (*volselic(-1)*), a produção industrial (*lnpi*), o IPCA (*LnIpca*), o câmbio (*Incâmbio*), e, por fim, foi posto uma dummy de mês, cada uma representando um mês do ano para controlar a sazonalidade mensal dos dados.

TABELA 8 - Resultado da estimação por MQO

Coeficiente/valores	Volatilidade Cambial	Embi	SpreadTPB
	4.161563ns (3.699206)	0.007153ns (0.022196)	-0.060762ns (0.055259)

Fonte: Elaborado pelo autor

Obs: ns – não significativo; * - significativo a 1%; ** - significativo a 5%; *** - significativo a 10%
Desvio padrão entre parênteses

Conforme mostra a TABELA 8 mostra, mesmo que os parâmetros não sejam significativos, os resultados tenderam a mostrar que quando se inserem as medidas de risco a política monetária perde potência em tempos de crise, exceto para a inserção do *spread* da TPB. Portanto, uma sugestão de estudo seria analisar a fundo como a volatilidade dos juros pode ser uma forma de medir a eficácia da política monetária, uma vez que, Afanasieff *et. al.* (2002) argumentam que uma instabilidade econômica se reflete tanto através da volatilidade dos juros quanto do risco de crédito, dito de outra forma, uma elevada volatilidade da taxa básica de juros pode gerar uma alta variabilidade do nível de produção e dos lucros das firmas.

6. CONCLUSÃO

Esse trabalho procurou avaliar o comportamento da política monetária e da economia quando se inserem medidas de risco na transmissão da política monetária. Como medidas de risco, foram utilizadas a volatilidade cambial calculada por modelos da família GARCH, o Risco Brasil (EMBI+) do banco JP Morgan e, por fim, o *Spread* da taxa preferencial brasileira, que é um indicador recente. Além das medidas de risco, as outras variáveis aqui utilizadas foram o produto industrial, IPCA, preço de *commodities* na economia mundial, e a taxa básica de juros no setor de política monetária (*Selic*).

Os fatos descritos para a economia a partir de 1994, e especialmente para cada medida de risco de janeiro de 2001 a dezembro de 2012, demonstraram algumas relações bem sugestivas. Em primeiro lugar, a correlação entre as medidas de risco. Em segundo, as alterações no comportamento da política monetária face aos choques nas medidas de risco ocorridos na época de pré-eleições em 2002 e 2003 e durante a crise financeira em 2008, ou seja, o comportamento da política monetária, dado um ambiente de alto risco macroeconômico.

De modo geral, a política monetária acaba por deprimir o produto assim como o crédito, como já esperando. Especificamente sobre as medidas de risco, os resultados mostraram que o produto e o crédito se deprimem frente a choques em qualquer uma das medidas de risco, o que já era esperado segundo os fatos descritos para cada medida no capítulo três.

Com respeito à influência da *Selic* na Produção Industrial, em comparação aos modelos que não tem nenhuma medida de risco incluída, os modelos VAR pareceram mostrar uma perda de potência por parte da política monetária. No entanto, ao modelar um SVAR impondo restrições, de modo que as medidas de risco não afetassem e nem fossem afetadas contemporaneamente pelas demais variáveis, os resultados do impacto acumulado na *Selic* sobre o produto não se alteram significativamente.

Outros testes também foram feitos com o objetivo de aprofundar o entendimento da relação entre política monetária e risco. Em primeiro lugar, impôs-se restrições em alguns parâmetros dos VARs estimados. Dito de outra forma, “zeraram-se” algumas entradas das matrizes associadas às defasagens do VAR estimado de modo que as

medidas de risco não afetariam e nem seriam afetadas pelas demais variáveis nas defasagens dos modelos. Os resultados demonstraram que a política monetária pareceu perder um pouco de eficácia.

Em segundo lugar, considerou-se a hipótese de que em tempos de crise e alto risco macroeconômico a volatilidade das taxas de juros se eleva. Se a política monetária realmente perde tração, então para se atingir suas metas a Selic teria que ser modificada com mais contundência, resultando, portanto, em um aumento de sua volatilidade.

Desse modo, além de ser calculada a volatilidade da Selic, foram calculadas as correlações da volatilidade da Selic com as medidas de risco e também, por meio de um MQO, buscou-se explicar o comportamento da volatilidade dos juros ao inserir, uma por uma, cada medida de risco em conjunto com variáveis de controle. Os resultados da regressão mostraram que a política monetária pareceu perder eficácia ao se inserir cada uma das medidas de risco. No entanto, como sugestão de estudo, é recomendada uma análise mais profunda sobre como a volatilidade dos juros pode ser um indicador de eficiência da política monetária.

Em suma, a política monetária parece perder sua eficácia, entretanto os resultados não são conclusivos. No entanto, pode ser desejável que se tenha uma política monetária flexível durante crises, uma vez que, alinhado com Mishkin (2009) e aplicando para a economia brasileira, uma política monetária neutra durante a crise de 2008, por exemplo, poderia agravar ainda mais a inevitável contração tanto do produto nacional quanto do crédito. Em suma, em tempos de crise, mesmo que a política monetária perca eficácia, a condução da política monetária pode se alterar e ser um instrumento ainda mais importante.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AFANASIEFF, T. S.; LHACER, P. M.; NAKANE, M. I. The determinants of bank interest spread in Brazil. **Money Affairs**, v. XV, n. 2, p. 183-207, 2002.

AGHION, P., BACCHETTA, P., RANCIERE, R., ROGOFF, K. Exchange rate volatility and productivity growth: The role of financial development. **NBER Working Paper**, 2006.

AGHION, P., BACCHETTA, P., RANCIERE, R., ROGOFF, K. Exchange rate volatility and productivity growth: the role of financial development. **Journal of Monetary Economics**, v. 56, n. 4, p. 494-513, 2009.

AQUINO, Y OLIVEIRA, K. **Dilma volta a defender redução de juros e queda de spread bancário para fortalecer economia.** Disponível em <http://memoria.ebc.com.br/agenciabrasil/noticia/2012-04-13/dilma-volta-defender-reducao-de-juros-e-queda-de-spread-bancario-para-fortalecer-economia>>. Acesso em: 07/02/2014.

ARAÚJO, A. Banco Central Cria Nova Taxa Preferencial Brasileira. [S.I]: **veja.abril.com**. Disponível em: <http://veja.abril.com.br/noticia/economia/banco-central-cria-nova-taxa-preferencial-brasileira> . Acesso em: 08/06/2013. 2011b.

ARAÚJO, E. Volatilidade cambial e crescimento econômico: teorias e evidências para economias em desenvolvimento e emergentes (1980 e 2007). **Revista Economia**, Brasília (DF), v.12, n.2, p.187–213, mai/ago, 2011.

ARAÚJO, J. D. P., GOLDFAJN, I. **Suavizando movimentos da taxa de câmbio ou adicionando volatilidade? Um estudo empírico sobre intervenções do Banco Central no mercado de câmbio.** Dissertação de mestrado. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), 2004.

ARIDA, P. “Ainda a conversibilidade”. **Revista de Economia Política**, v. 23, n. 3, pp. 135-142, jul./set. 2003a.

ARIDA, P. “Por uma moeda plenamente conversível”. **Revista de Economia Política**, v. 23, n. 3, pp. 151-154, jul./set. 2003b.

ARIZE, A. C. The effects of exchange rate volatility on US imports: an empirical investigation. **International Economic Journal**, v. 12, n. 3, p. 31-40, 1998.

BACHA, E. “Reflexões pós-cepalinas sobre inflação e crise externa”. **Revista de Economia Política**, v. 23, n. 3, pp. 143-150, jul./set. 2003.

BALBINO, C. E., COLLA, E.; TELES, V. K. A política monetária brasileira sob o regime de metas de inflação. **Revista Brasileira de Economia**, 65(2), 113-126, 2011.

BECH, M.; GAMBACORTA, L. KHARROUBI, E. Monetary policy in a downturn: Are financial crises special? **BIS Working Papers** 388, Bank for International Settlements, 2012.

BELIVACQUA, A.; MESQUITA, M.; Minella, A. “Brazil: taming inflation expectations”. **Working Paper, Brazilian Central Bank**, 129, 2007.

BERNANKE B.; BLINDER, A. Credit, Money, and Agregate Demand. **The American Economic Review**, v. 78, n. 2, pp. 435-39, May 1988.

BERNANKE B.; BLINDER, A. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. **The American Economic Review**, v.82, n.4, pp. 901-921, 1992.

BERNANKE, B.; GERTLER, M. Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations. **The American Economic Review**, v. 79: pp. 14-31, 1989

BERNANKE, B.; GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. **Journal of Economics Perspectives**, v.9, n.4, pp. 27-48, 1995.

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

BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R. F.; NELSON, D. B. ARCH models. In ENGLE, R. F.; MACFADDEN, D. L. (Ed.). **Handbook of Econometrics**. Amsterdam: North-Holland, v.4, cap. 49 p. 2959 – 3038, 1994.

BORIO, C.; HAIBIN, Z. Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism? **BIS Working paper** No. 268, 2009.

BOTECCHIA FILHO, T. **Volatilidade Cambial e Regimes de Cambial**. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/8388/63090100012.pdf?sequence=1> . Acesso em: 30/09/2013, 2011.

BRESSER-PEREIRA. **Macroeconomia do Brasil pós-1994**. 2003. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/1984/TD131.pdf?sequence=1>>. Acesso em: 12/10/2013.

BUENO, R.L.S. **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CAIADO, J. O Desenvolvimento de Métodos Estatísticos Para Análise de Séries Temporais Econômicas e Financeiras. **Revista Inforbanca**. 2003.

CARNEIRO, D. D.; SALLES, F. M.; WU, T. Y. H. Juros, câmbio e as imperfeições do canal do crédito. **Economia aplicada**, v.10, n.1, pp.7-23, 2006.

CECCHETTI, G. S. Legal Structure, Financial Structure, and the Monetary Policy Transmission Mechanism. FRBNY **Economic Policy Review**, 1999. Disponível em: <<http://people.brandeis.edu/~cecchett/pdf/epr799.pdf>> Acesso em: 10/07/2012.

CHRISTIANO, L. J.; GUST, C.; ROLDOS, J. Monetary policy in a financial crisis. **Journal of Economic Theory**, Elsevier, vol. 119(1), pp 64-103, Novembro, 2004.

CÉSPEDES, B; LIMA, E; MAKKA, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, n. 2, p. 123-160, 2008.

CHRISTIANO, L, J.; EICHENBAUM, M; EVANS, C, L. Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? **Handbook of macroeconomics**, v. 1, p. 65-148, 1999.

DEDOLA, L.; LIPPI, F. 'The monetary transmission mechanism: evidence from the industries of five OECD countries.', **European Economic Review**, 49, 1543–1569, 2005.

DE MENDONÇA, H, F; DEZORDI, L, L; CURADO, M, L. A determinação da taxa de juros em uma economia sob metas para inflação: o caso brasileiro. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 33, n. 3, p. 97-110, 2005.

DERNADIN, A. A. **Assimetria de informação, intermediação financeira e o mecanismo de transmissão da política monetária: evidências teóricas e empíricas para o canal do empréstimo bancário no Brasil (1995-2006)**. 2007. 356 p. Tese (Doutorado em economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2007.

DERNADIN, A. A.; BALBINOTTO, G.; O Mecanismo de Transmissão da Política Monetária: Evidências Empíricas Para o Canal do Empréstimo Bancário no Brasil. In: **XI encontro Nacional de Economia – ANPEC-Sul, CURITIBA – PR, 2008**.

DE MELLO, L.; PISU, M. The bank lending channel of monetary transmission in Brazil: A VECM approach. **Quarterly Review of Economics & Finance**, v.50, n.1, pp. 50-60, 2010.

EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates. **The Quarterly Journal of Economics**, 110(4), 975-1009, 1995.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. New York: John Wiley and Sons.Press, 2010.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007, 1982.

ENGLE, R.F., NG, V.K. Measuring and testing the impact of news on volatility. **Journal of Finance**, v. 48, p. 1022-1082, 1993.

FONSECA, M. W. **Impactos Diferenciados da Política Monetária. Um Estudo Para o Brasil**. Cascavel: Edunioeste, (Coleção Thésis) 2003.

FREITAS, R. D. O.; SANTOS, L. B. A.; SOUZA, W. A. D. R. A Estrutura a Termo das Taxas de Juros no Brasil: Teoria e Evidência Empírica. **CAP Accounting and Management**, 6(6), 202-212, 2012.

FUINHAS, J. A. **A admissibilidade teórica do canal do crédito bancário**. Disponível em: <<http://www.dge.ubi.pt/investigacao/TDiscussao/TD052002.pdf>>. Acesso em: 20/07/2012; 2002

GARCIA, M.G.P.; DIDIER, T.G. Taxa de Juros, Risco Cambial e Risco Brasil. **Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia**, 031, ANPEC – Associação Nacional dos Centros de Pós graduação em Economia, 2001.

GARCIA, M.; OLIVARES, G. O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, 55(2), 151-182, 2001.

HALL, R. E. et al. **QMS: eviews 2.0 user's guide**. California: Irvine, 1995.

IGEPRI. **Dilma Imprime Sua Marca**. Disponível em: <<http://igepri.org/news/2011/01/dilma-imprime-sua-marca/>>Acesso em: 19/02/2014. 2011.

JESUS, L. A. **O impacto da volatilidade cambial nas exportações brasileiras para o Mercosul: uma análise em painel dinâmico**. 2010. 94p. Dissertação (Mestrado em desenvolvimento Econômico) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, PR, 2010.

KASHYAP, A. K.; STEIN, J.C. Monetary Policy and Bank Lending. In Mankiw N. G.; editor, *Monetary Policy*. pp. 221-256. University of Chicago Press, Chicago, 1994.

KOCH, P. D.; SHENOY, C. The information content of dividend and capital structure policies. Disponível em: <<http://www2.business.ku.edu/pkoch/documents/Div-Lev.pdf>>. Acesso em: 10/07/2012; 1999.

KRUGMAN, PAUL. Depression Economics Returns. **New York Times**, November 14, 2008.

LAMOUNIER, W. M. **Comportamento dos preços no mercado "Spot" de café do Brasil: análise nos domínios do tempo e da frequência**. 207 p. Tese (doutorado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2001.

LEEPER, E. M., SIMS, C. A., ZHA, T., Hall, R. E., & Bernanke, B. S. (1996). What does monetary policy do? **Brookings papers on economic activity**, pp. 1-78, 1996

LI, V. E. Household Credit and Transmission Mechanism. **Journal of money, Banking, and Credit**, 2000.

LÜTKEPOHL, Helmut. **New introduction to multiple time series analysis**. 2005.

MARÇAL, E. F.; PEREIRA, P. L. V. A Estrutura a Termo das Taxas de Juros no Brasil: Testando a Hipótese de Expectativas. **Pesquisa e Planejamento Econômico, Brasília**, v.37, n.1, pp. 113-147, abr. 2007.

MARCATTI, F. C. R. **Evolução da eficiência do canal de crédito na política monetária brasileira**. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/8383/66090100001.pdf?sequence=1>>. Acesso em: 06/07/2012, 2011.

MCKINNON, R. Áreas monetárias ótimas. In Savasini, J. A., Baer, W., & Malan, P., editors, **Economia Internacional**. Saraiva, São Paulo, 1961.

MELTZER, Allan H. Monetary, Credit (and Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective. **Journal of Economic Perspectives**, v.9, n.4, pp. 49-72, Fall, 1995.

de MENDONÇA, H. F.; DEZORDI, L. L.; CURADO, M. L. A determinação da taxa de juros em uma economia sob metas para inflação: o caso brasileiro. **Indicadores Econômicos FEE**, 33(3), 97-110, 2005.

MINELLA, A. Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): A VAR Estimation. **Revista Brasileira de Economia**, 57(3):605-635, 2003.

MISHKIN, F. S. The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy. **Banquede France Bulletin Digest**, n.27, 1996.

MISHKIN, F. S.; **The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy**. Disponível em: <<http://www2.gsb.columbia.edu/faculty/fmishkin/PDFpapers/w8617>>.pdf. Acesso em: 22/07/2012; 2001.

MISHKIN, F. S.; **Is Monetary Policy Effective During Financial crisis?** Disponível em: <http://www0.gsb.columbia.edu/faculty/fmishkin/papers/nberwp.w14678.pdf>>. Acesso em 12/06/2012, 2009.

MODIGLIANI, F.; MILLER, M. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. **The American Economic Review**, n.48, pp 261-297, 1958.

MOL, A. L. R.; CASTRO JUNIOR, L. G.; SATADI, T.; FIGUEIREDO, D. F. **Assimetria na volatilidade dos retornos de derivativos de café**. Disponível em: www.bmf.com.br/pages/educacional1/publicacoes/resenha1/PDFs/res157/artigostecnico_s2.pdf. Acesso em: 10/10/2013.

MUTOMBENE, N, A. **Análise da volatilidade da taxa de câmbio metical/dólar no período de janeiro de 1998 a dezembro de 2008 aplicando os modelos da família ARCH.** Disponível em: <http://196.3.97.216/bitstream/10857/1795/1/Et-075.pdf> Acesso em: 03/08/203. 2008.

NAKAGAWA, F. **Brasil Poder Ser o Primeiro País a Perder Grau de Investimento.** [S.I]: estadão.com.br, 2013. Disponível em: <http://economia.estadao.com.br/noticias/economia-brasil,brasil-pode-ser-primeiro-bric-a-perder-grau-de-investimento-diz-ft,169433,0.htm> Acesso em: 16/01/2014, 2011.

NAKANE, M. I.; TAKEDA, T. Impacto da Política Monetária nos Balanços bancário. Uma Análise VAR. In: BANCO CENTRAL DO BRASIL [Org.]. Economia Bancária e crédito. Avaliação de 3 anos do Projeto Juros e spread Bancário. Brasília, 2002.

NORONHA, L. **O Canal cambial de transmissão da política monetária no regime de metas de inflação no Brasil.** Dissertação (Mestrado em Economia) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2007.

OLINER, S. D.; RUDEBUSCH, G. D., Is there a Bank Lending Channel for Monetary Policy? **Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review**, n. 2, p.3-20, 1995

OLIVEIRA, F. N.; PLAGA, A. Eficácia das intervenções do Banco Central do Brasil sobre a volatilidade condicional da taxa de câmbio nominal. **Revista brasileira de economia**, v. 65, n. 1, p. 71-92, 2011

OLIVEIRA, G.; TUROLLA, F. Política econômica do segundo governo FHC: mudança em condições adversas. **Tempo Social – USP – p. 196 – 217**, novembro, 2003.

OREIRO, J. L.; PAULA, L, F.; SILVA, G. J. Por uma moeda parcialmente conversível: uma crítica a Arida e Bacha. **Revista de Economia Política**, v. 24, n. 2, p. 223-237, 2004.

PASSOS, F. **Transmissão da política monetária: Canal de empréstimos Bancários no Brasil em 2000-2010.** Disponível em: http://www.ibmecrj.br/sub/RJ/files/dissert_mestrado/ECO/ECO_felipepassos_nov10.pdf. Acesso em: 15/05/2012; 2010

PINTO, A, M. **Risco Econômico e Financeiro: Seu Conceito e Gestão.** Disponível em: <http://repositorio.ipcb.pt/bitstream/10400.11/590/1/Risco.pdf> Acesso em: 23/10/2013; 2002

SAFAEI, J.; CAMERON, N. E. Credit channel and credit shocks in Canadian macrodynamics: a structural VAR approach. **Applied Financial Economics**, v.13 n.4, pp. 267-277, 2003.

SCHNABL, G. Exchange rate volatility and growth in small open economies at the Emu periphery. **European Central Bank Working Papers** 77. 2007.

SERRANO, F.; SUMMA, R. Política macroeconômica, crescimento e distribuição de renda na economia brasileira dos anos 2000, **IV encontro da associação Keynesiana Brasileira**, agosto. 2011

SOARES, F. O. **Impacto Dos Empréstimos Bancários Na Transmissão Da Política Monetária No Brasil Nos Anos 2000.** Disponível em: http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/8482/Disserta%C3%A7%C3%A3o_Final_Fernando_Soares.pdf?sequence=1 . Acesso em: 24/07/2012, 2011.

SOUZA SOBRINHO, N. F. **Uma avaliação do Canal de Crédito no Brasil.** Dissertação de mestrado apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia e Administração da Universidade de São Paulo, 2003.

SIMS, C. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. **European Economic Review**, v. 36, n. 5, p. 975-1000, 1992.

SIMS, C. A.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Inference in linear time series models with some unit roots. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 113-144, 1990.

TAKEDA, T.; ROCHA, F.; NAKANE, M. The reaction of bank lending to monetary policy in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v.59, n.1, pp. 107-126, jan-mar. 2005.

TAYLOR, J. B. The monetary transmission mechanism: an empirical framework. **Journal of Economic Perspectives**, v.9, n.4, pp. 11-26, 1995.

TOLEDO, J. E. C. Risco Brasil: o efeito-Lula e os efeitos-Banco Central. **Revista de Economia Política**,.22(3), 87, 2002.

ZAKOIAN, J.M. "Threshold Heteroskedasticity Models", **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.18, p.931-955. 1994.

8. APÊNDICES

APÊNDICE A – Variáveis: Nome, código, descrição, fonte e observações.

Variável	Código	Fonte	Observações e tratamento
Índice de produção industrial	<i>Pi</i>	IBGE	Indústria geral – índice dessazonalizado (média 2002 = 100)
Selic	<i>Selic</i>	BCB	Série 4189 – Taxa de Juros – Selic acumulada no mês anualizada.
Número índice do IPCA	<i>IpcA</i>	BCB	Construído a partir de variações mensais do Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA (Jan/2002=100)
Índice de preços de <i>commodities</i>	<i>Pcomm</i>	FMI	Índice que engloba todas as <i>commodities</i> (média 2005=100)
Crédito Livre	<i>L</i>	BCB	Em R\$ deflacionado pelo IPCA
Volatilidade Cambial	<i>Vol</i>	Calculado pelo autor	Calculado a partir da Série de câmbio nominal (3697) deflacionado pelo IPC americano e pelo IPCA. Modelo usado: TARCh (2,1)
Embi+Brazil	<i>Embi</i>	Ipeadata	Calculada a média mensal a partir dos dados diários
Spread da TPB	<i>SpreadTPB</i>	Calculado pelo autor	Spread calculado a partir de dados da série da taxa preferencial (20019) e a taxa média de juros (20714)

APÊNDICE B – Principais estatísticas descritivas das séries temporais.

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Coef. Variação	Assimetria	Curtose
<i>Pi</i>	114,1774	114,9750	93,6500	131,4500	0,1155828	-0,210434	1,666105
<i>Selic</i>	14,58250	13,65500	7,140000	26,3200	0,4627539	0,564162	2,769501
<i>Ipca</i>	138,9032	138,2501	89,30995	190,0331	0,2773347	-0,053542	2,068849
<i>Pcomm</i>	120,1368	116,6600	49,39000	219,7400	0,4884141	0,247547	1,816220
<i>L</i>	423.638,1	361.529,6	209.556,9	781.898,3	191.810,0	0,397277	1,617597
<i>Vol</i>	0,001875	0,000840	1,45e-05	0,023735	0,002938	4,365638	2,713309
<i>Embi</i>	470,1465	272,8500	147,1000	2039,20	0,8287	1,958390	2,860415
<i>SpreadTPB</i>	-1,657361	-1,653882	-1,949160	-1,494066	0,088769	-0,317896	3,070375

Obs: Todas as séries temporais são de periodicidade mensal.

APÊNDICE C – Funções de Impulso Resposta

FRI dos modelos recursivos escolhidos

FIGURA 6-FRIs do modelo I recursivo, VAR(2)

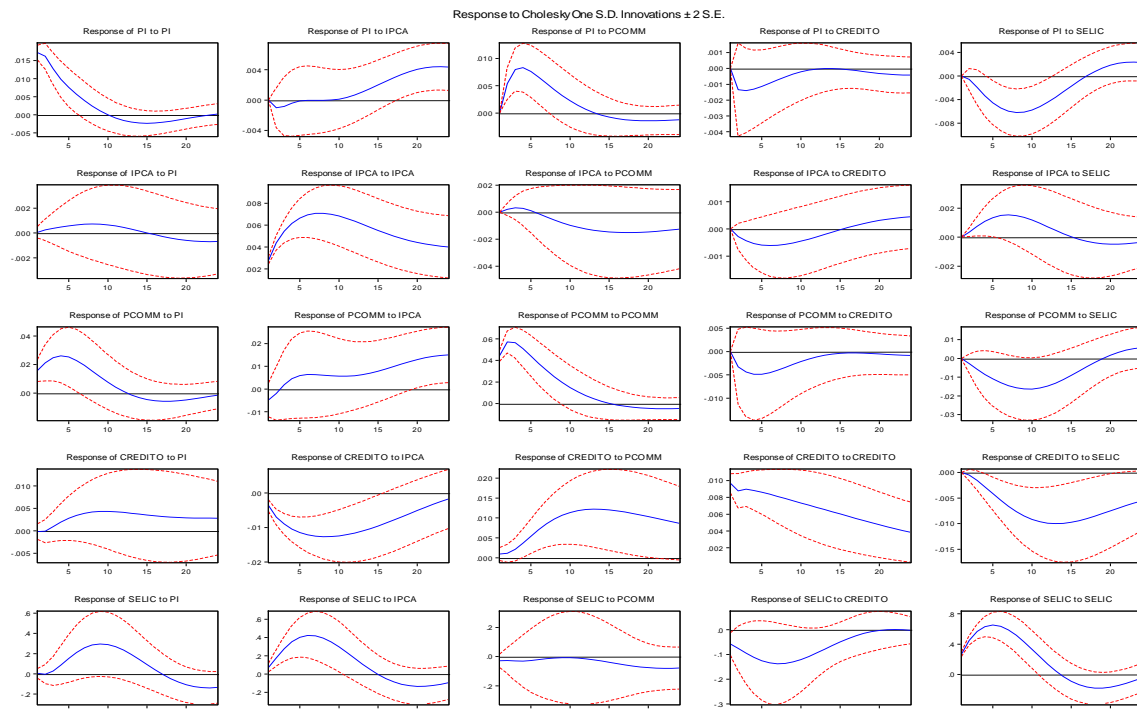


FIGURA 7- FRIs do modelo II recursivo, VAR(2)

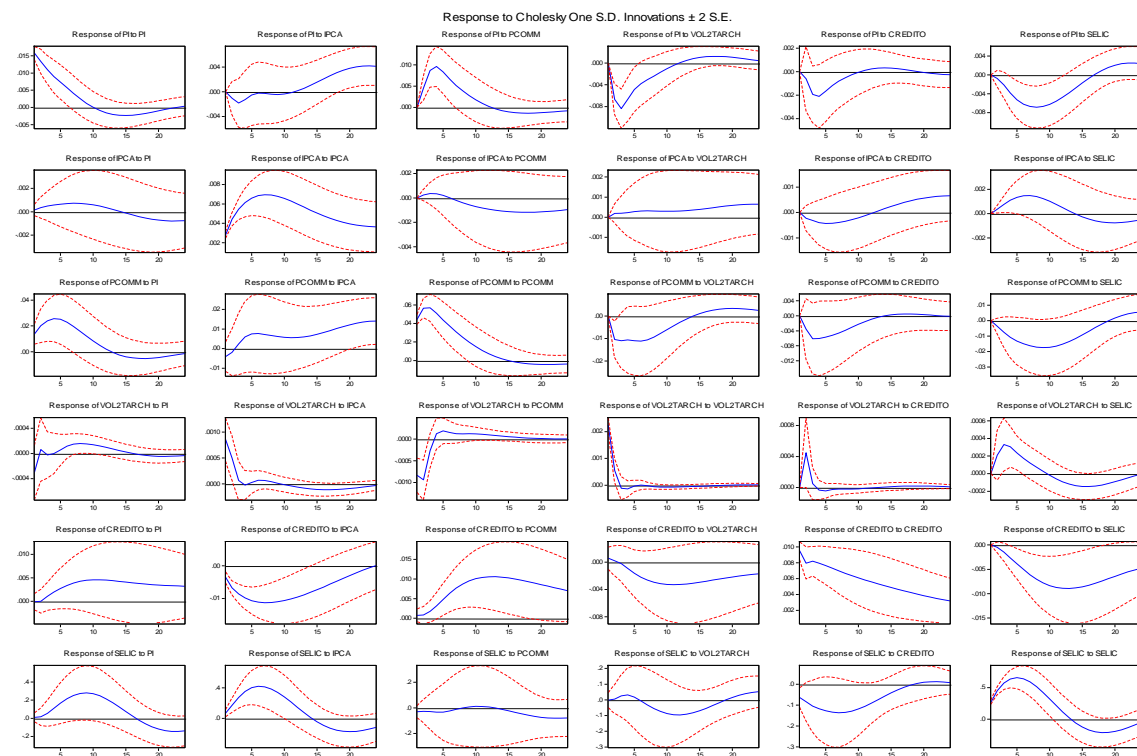


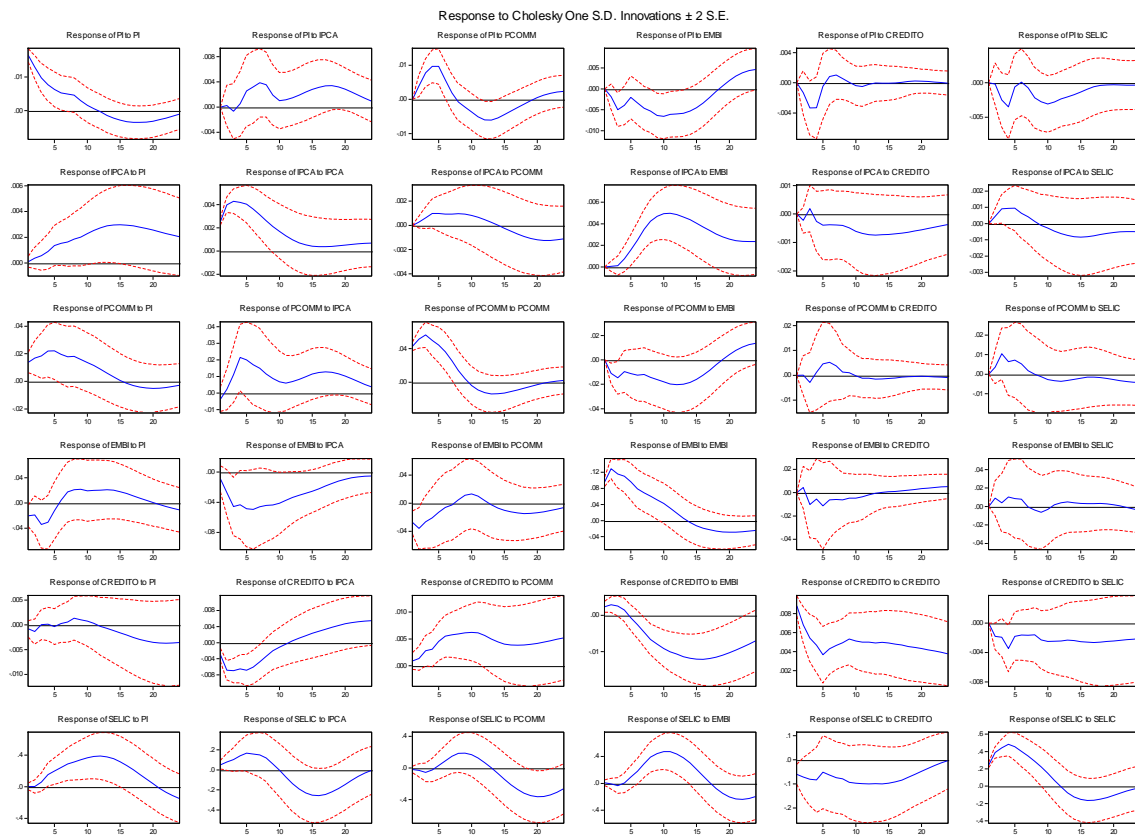
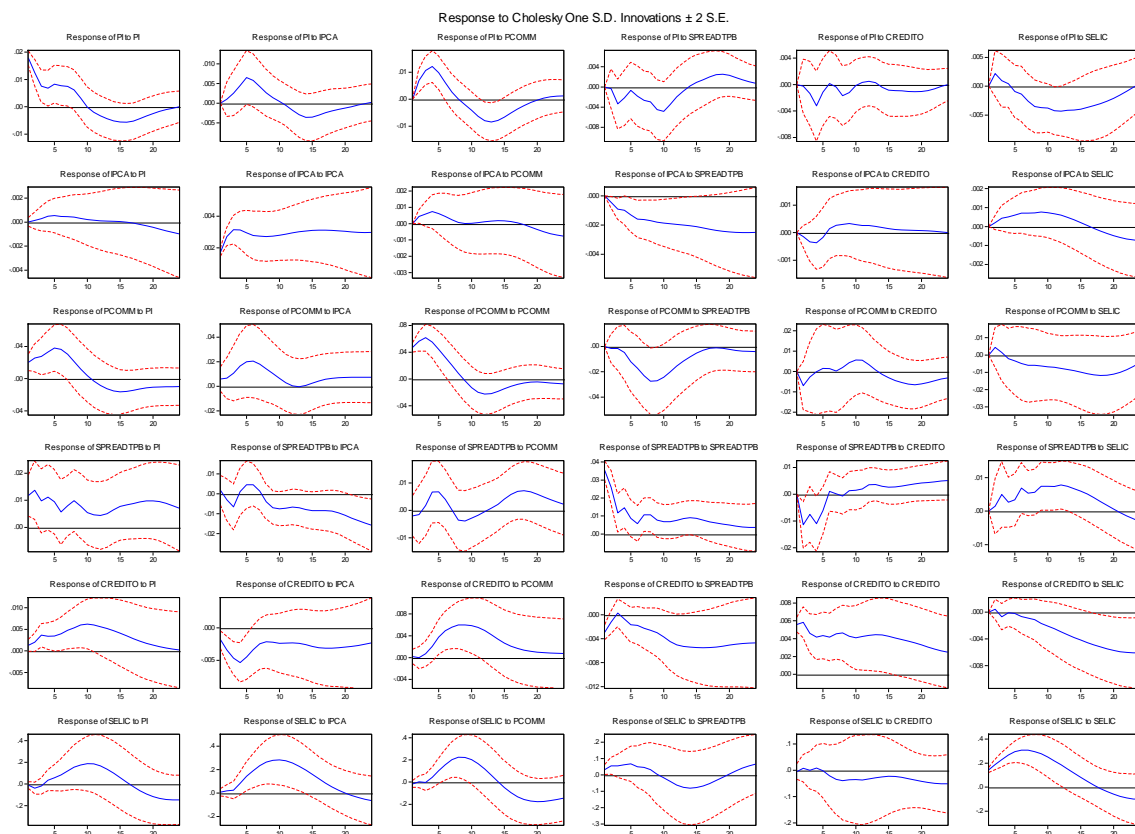
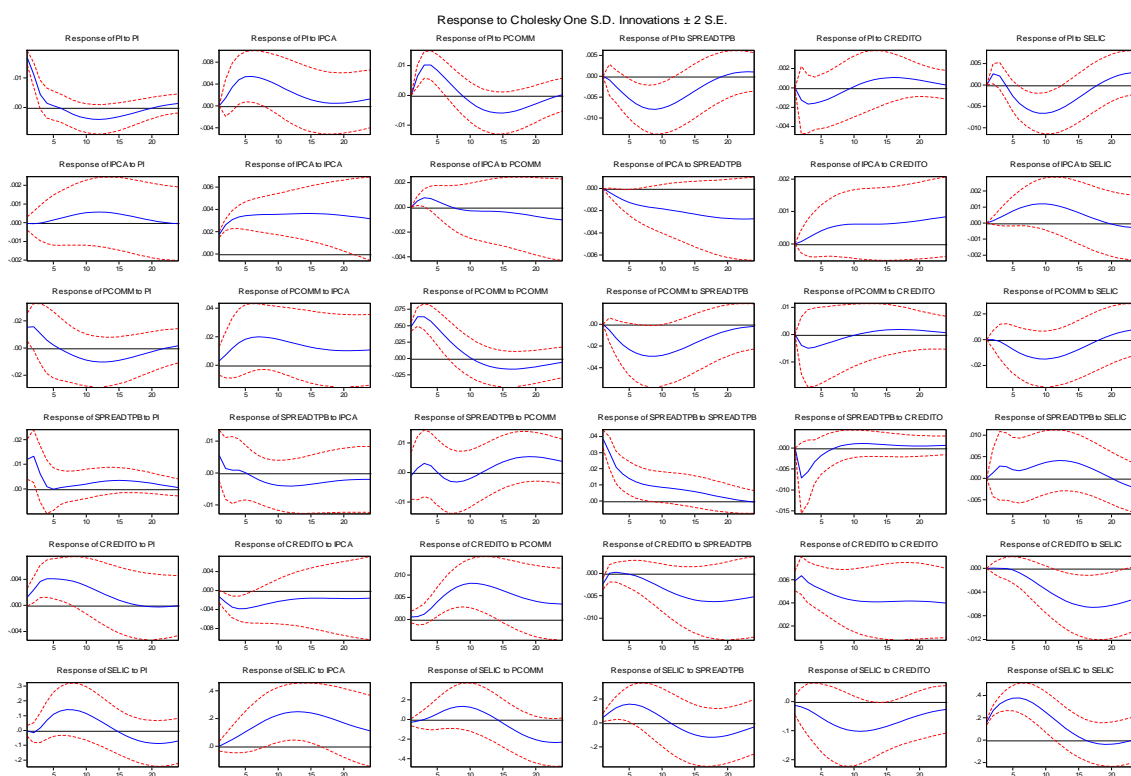
FIGURA 8- FRIs do modelo III recursivo, VAR(5)**FIGURA 9- FRIs do modelo IV recursivo, VAR(4)**

FIGURA 10- FRIs do modelo IV (dummy) recursivo, VAR(2)

Inserção da variável Ipcas_12 (Taxa de inflação Ipcas acumulado em 12 meses) no lugar do Ipcas nos modelos II, III e IV.

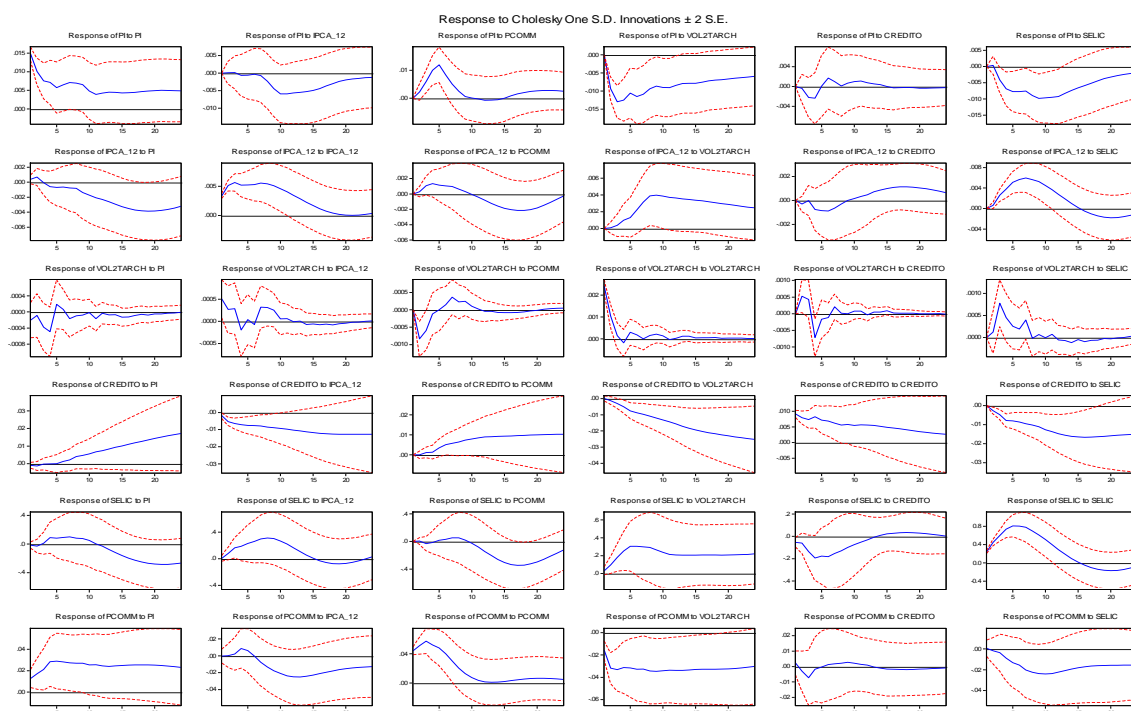
FIGURA 11- FRIs do modelo II, VAR(5), mas com ipcas_12 no lugar do Ipcas

FIGURA 12 - FRIs do modelo III, VAR(5), mas com ipca_12 no lugar do Ipca

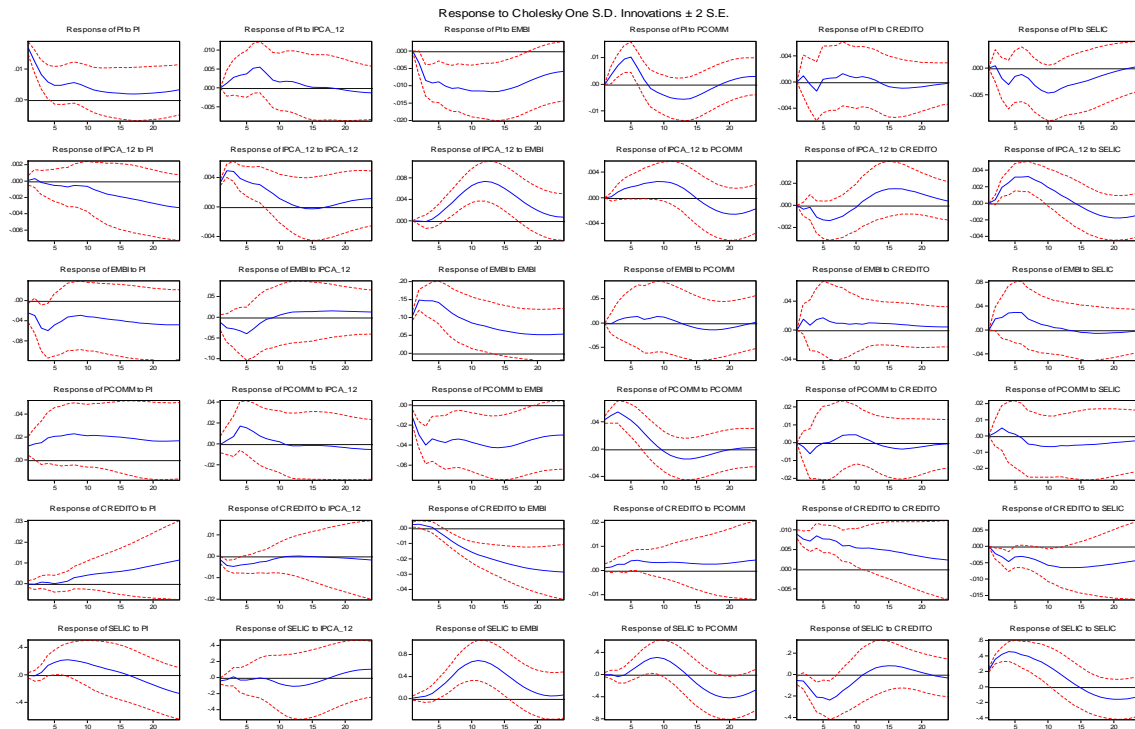
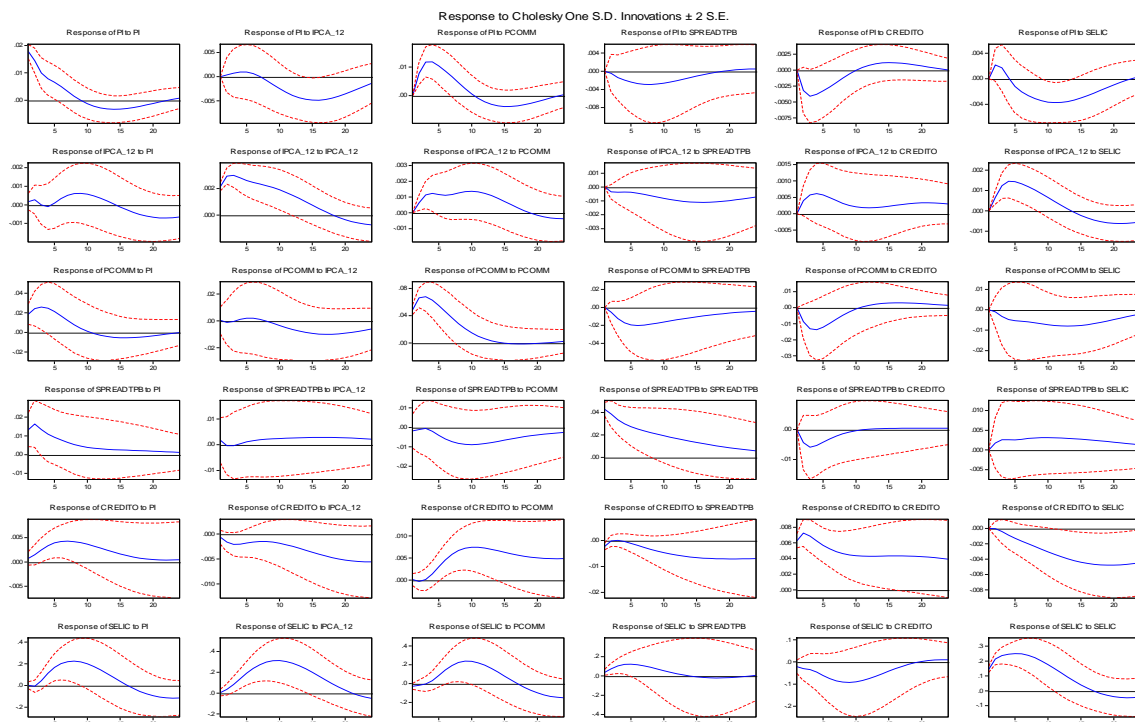


FIGURA 13 - FRIs do modelo IV, VAR(2), mas com ipca_12 no lugar do Ipca



Inserção da variável Pcomm como exógena nos modelos II, III e IV escolhidos

FIGURA 14- FRIs do modelo II, VAR(2), mas pcomm exógena

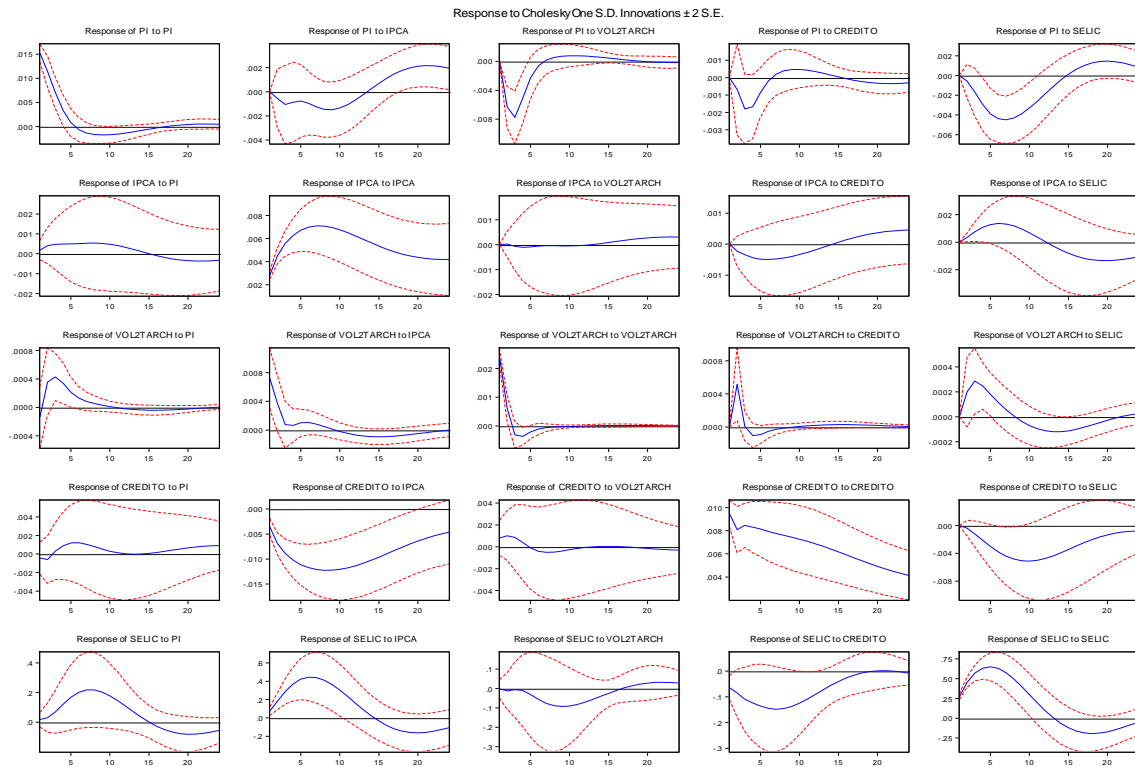


FIGURA 15 -FRIs do modelo III, VAR(5), mas pcomm exógena

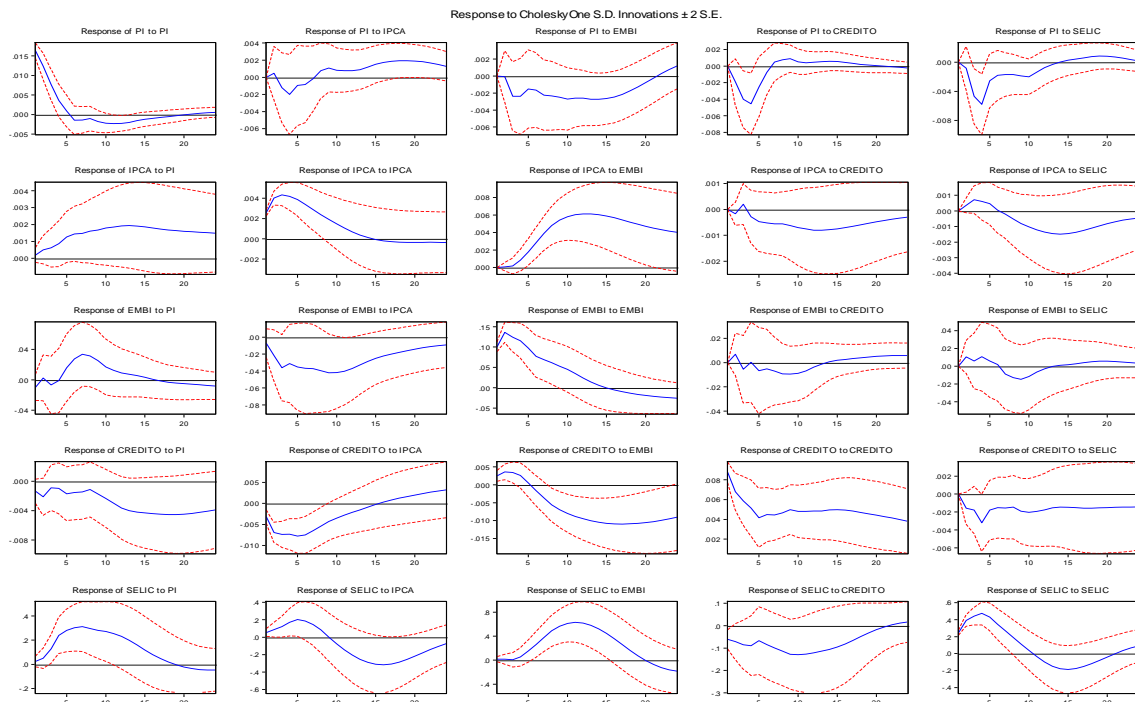
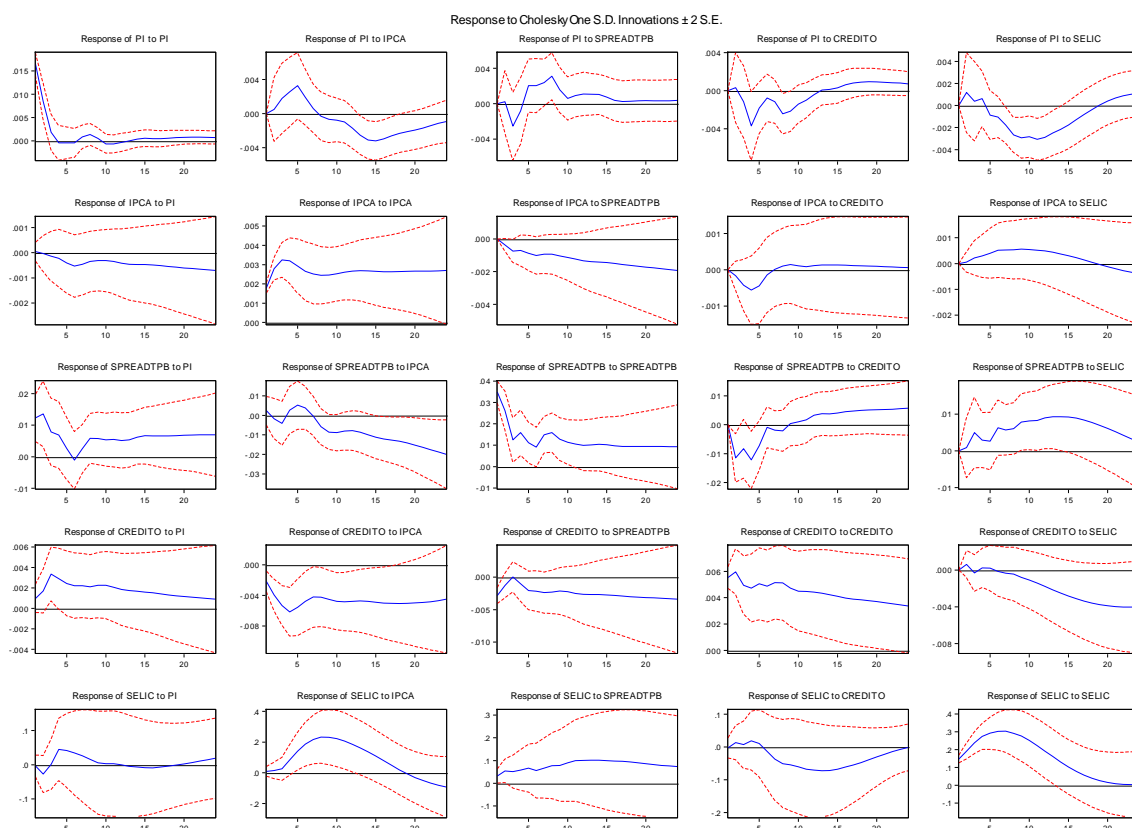


FIGURA 16 -FRIs do modelo IV, VAR(4), mas pcomm exógena



Inserção de Pcomm como exógena e do ipca_12 nos modelos

FIGURA 17 -FRIs do modelo II, VAR(2), mas com pcomm exógena e ipca_12

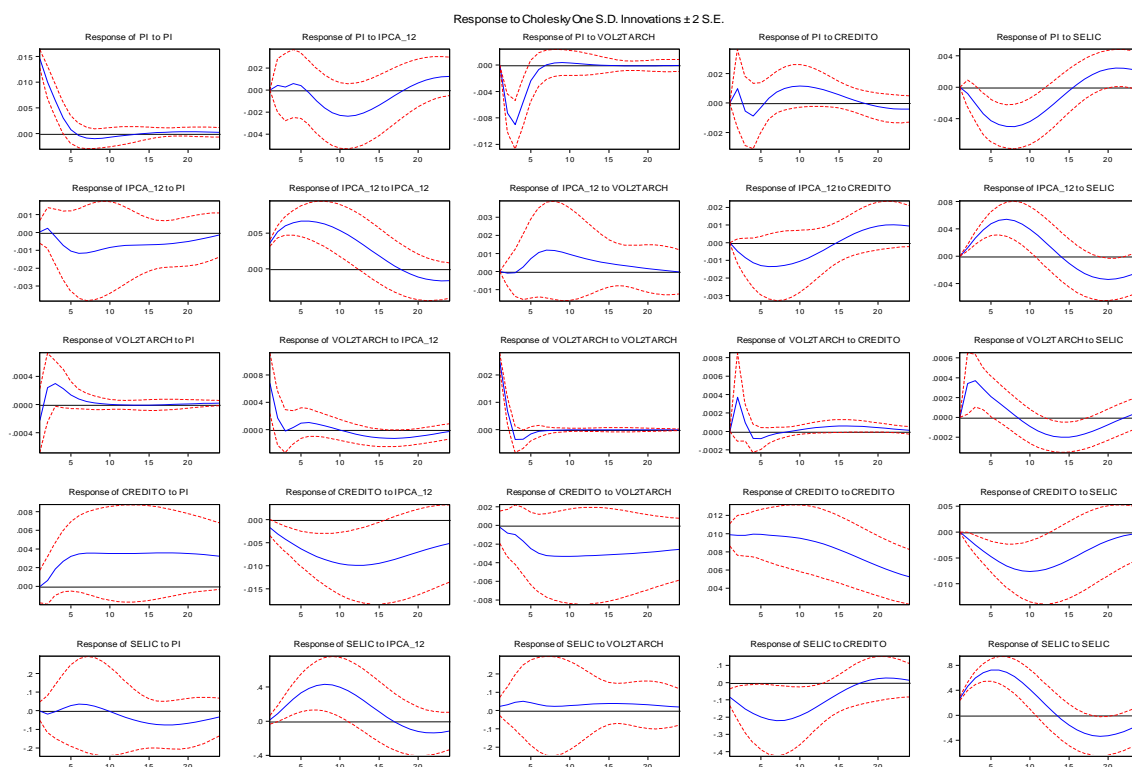


FIGURA 18 - FRIs do modelo III, VAR(5), mas com pcomm exógena e ipca_12

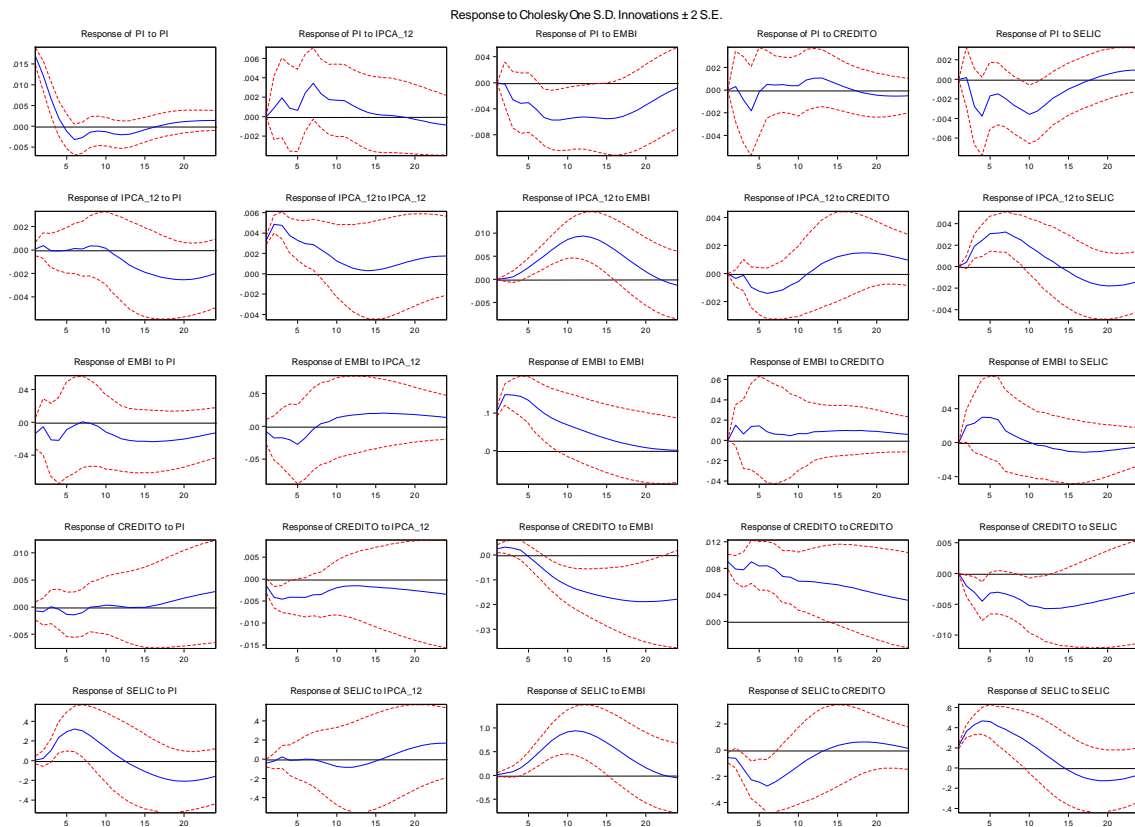
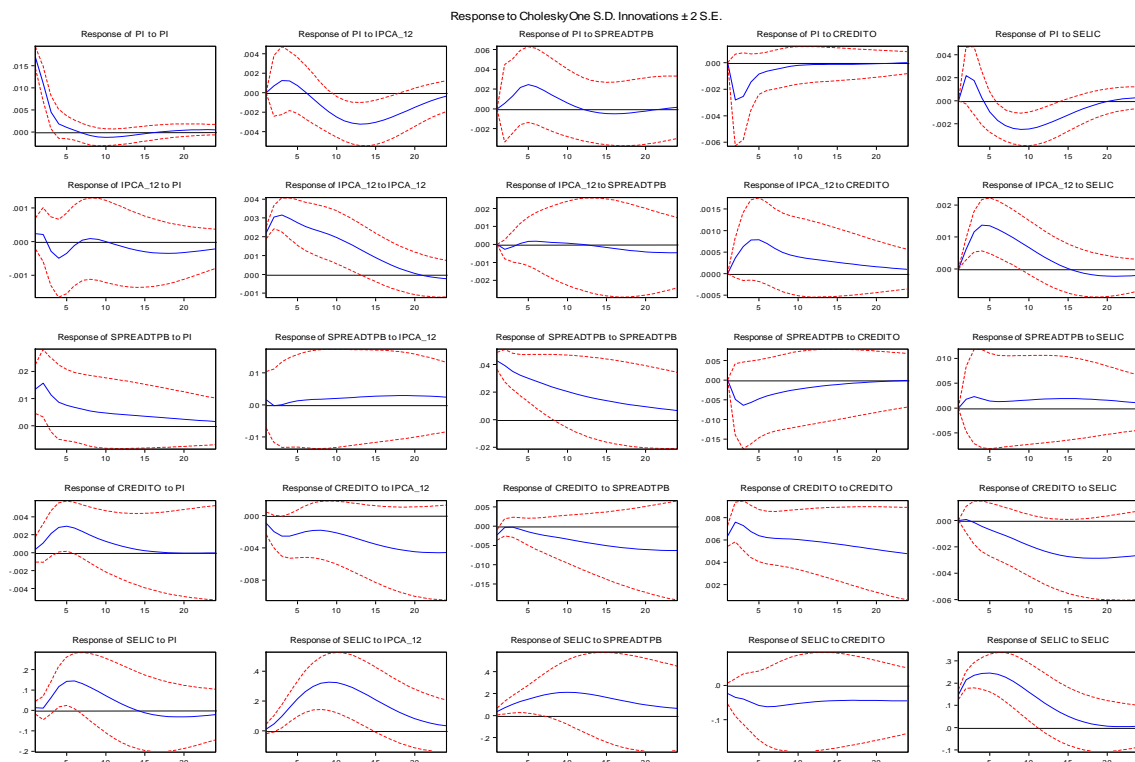


FIGURA 19 - FRIs do modelo IV, VAR(4), mas com pcomm exógena e ipca_12



Inserção do câmbio, sendo Pcomm exógena e com o Ipca

FIGURA 20 - FRIs do modelo II, VAR(2), com pcomm exógena, taxa nominal de Câmbio e IPCA

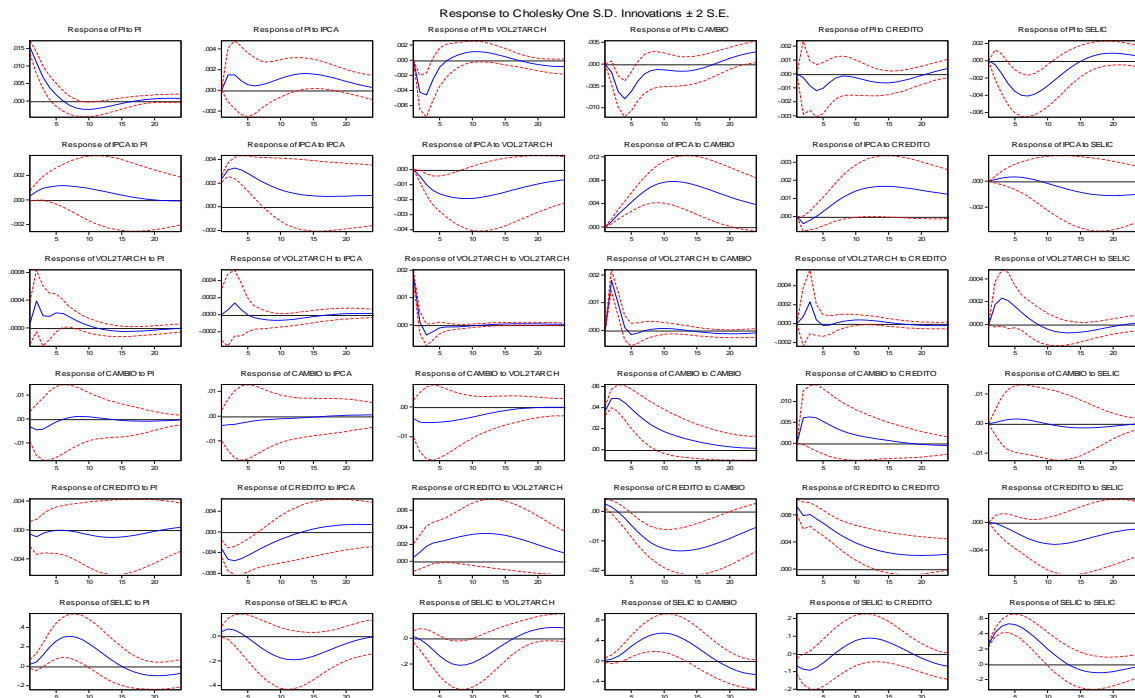


FIGURA 21- FRIs do modelo III, VAR(2), com pcomm exógena, taxa nominal de Câmbio e IPCA

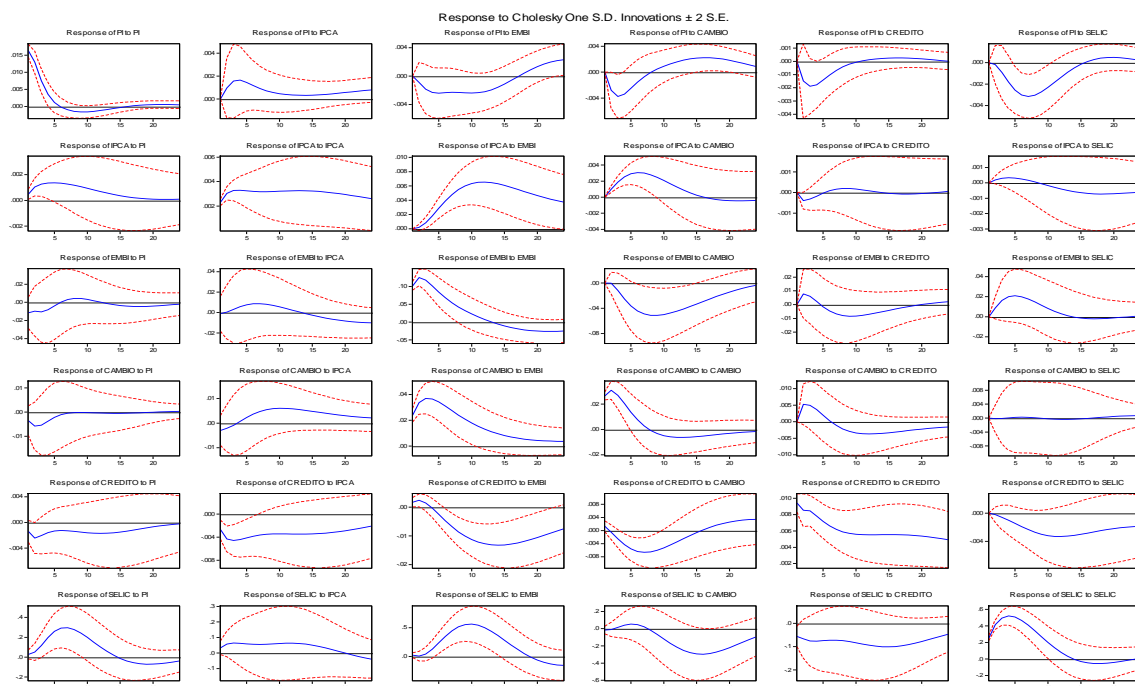
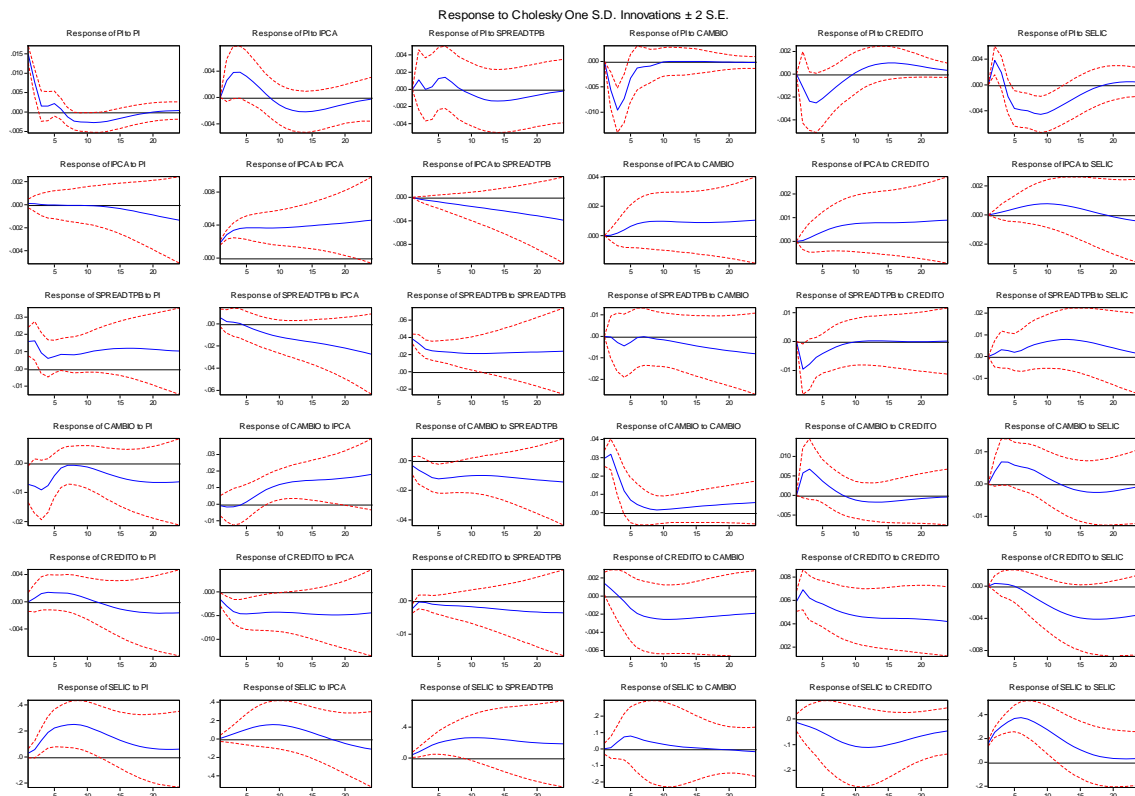


FIGURA 22 - FRIs do modelo IV, VAR(2), com pcomm exógena, taxa nominal de Câmbio e IPCA



Inserção do câmbio, sendo Pcomm exógena e com o Ipcap_12

FIGURA 23 - FRIs do modelo II, VAR(5), com pcomm exógena, taxa nominal de Câmbio e ipca_12

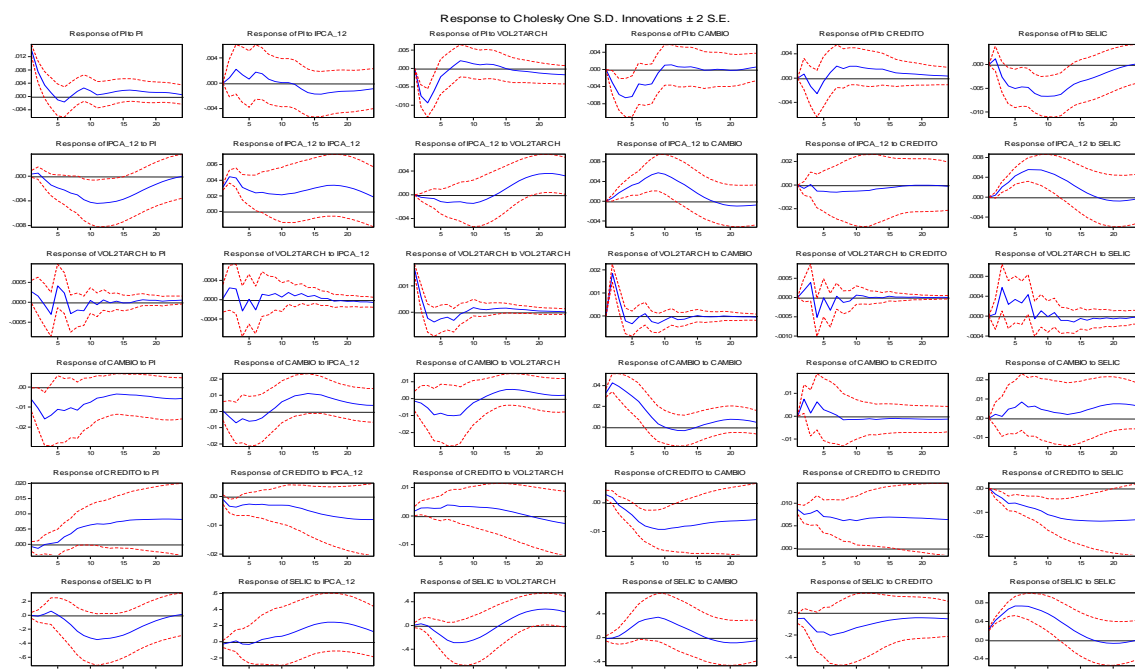


FIGURA 24 - FRIs do modelo III, VAR(5), com pcomm exógena, taxa nominal de Câmbio e ipca_12

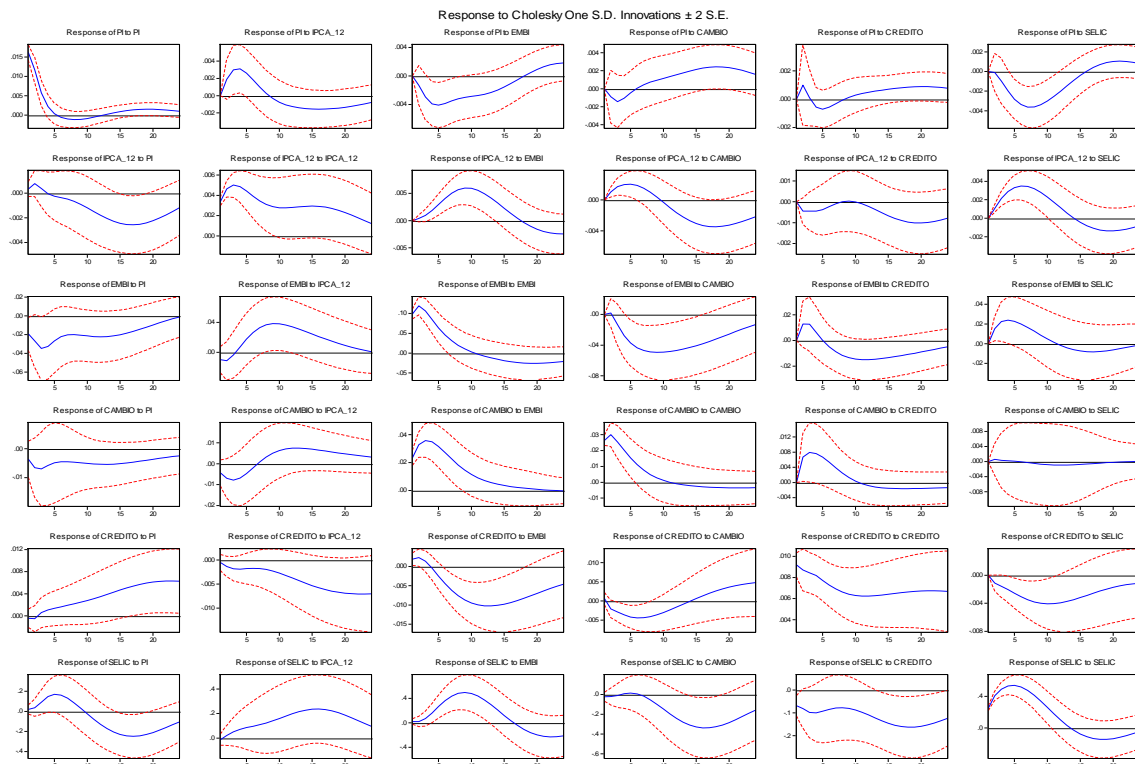
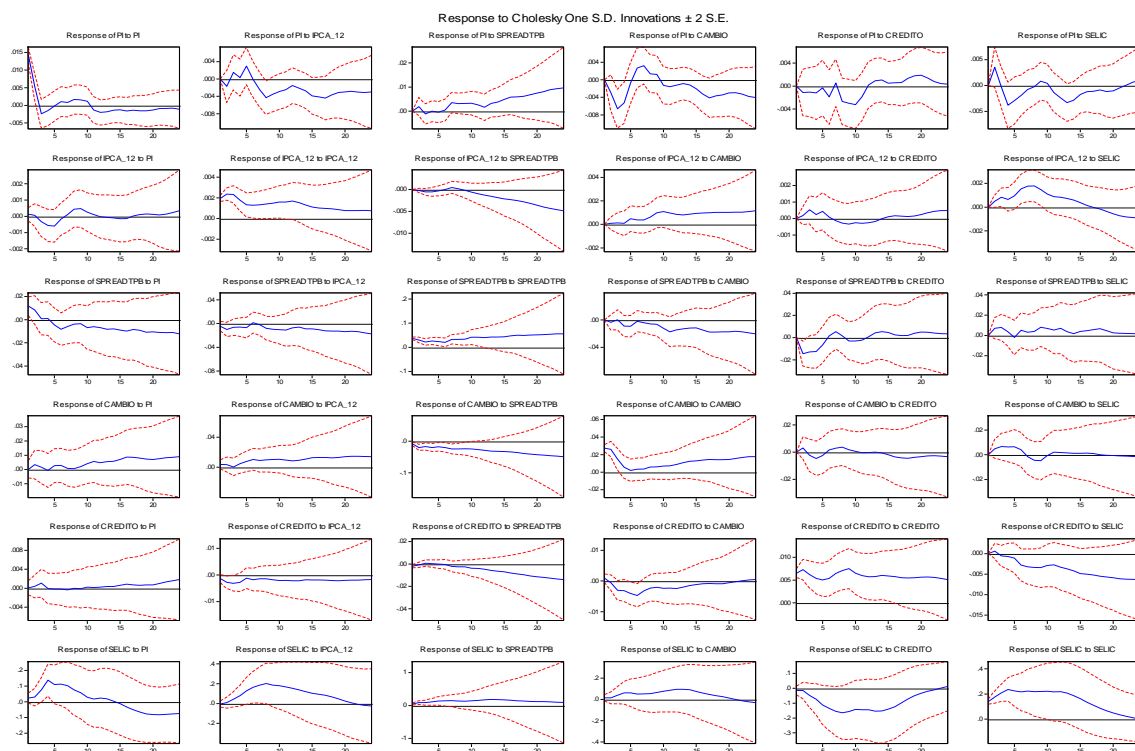


FIGURA 25 - FRIs do modelo IV, VAR(6), com pcomm exógena, taxa nominal de Câmbio e ipca_12



Modelos II, III e IV estruturais (mesma defasagem dos modelos recursivos escolhidos)

FIGURA 26 - FRIs do modelo II, SVAR(2)

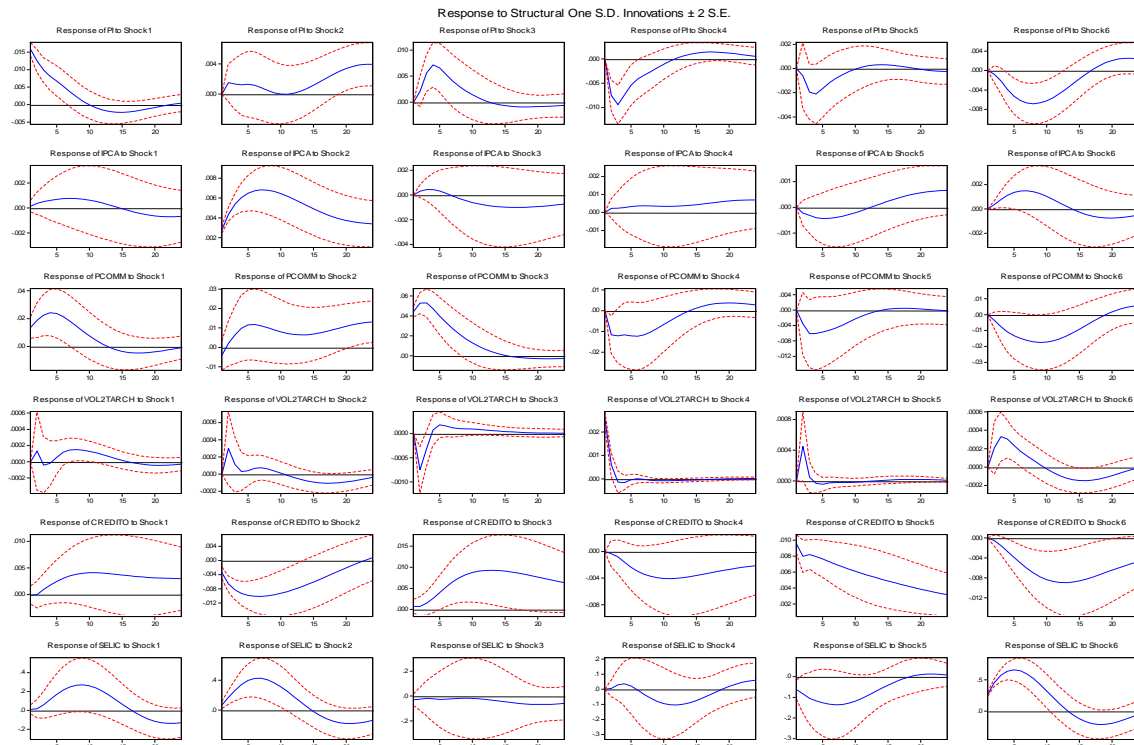


FIGURA 27 -FRIs do modelo III, SVAR(5)

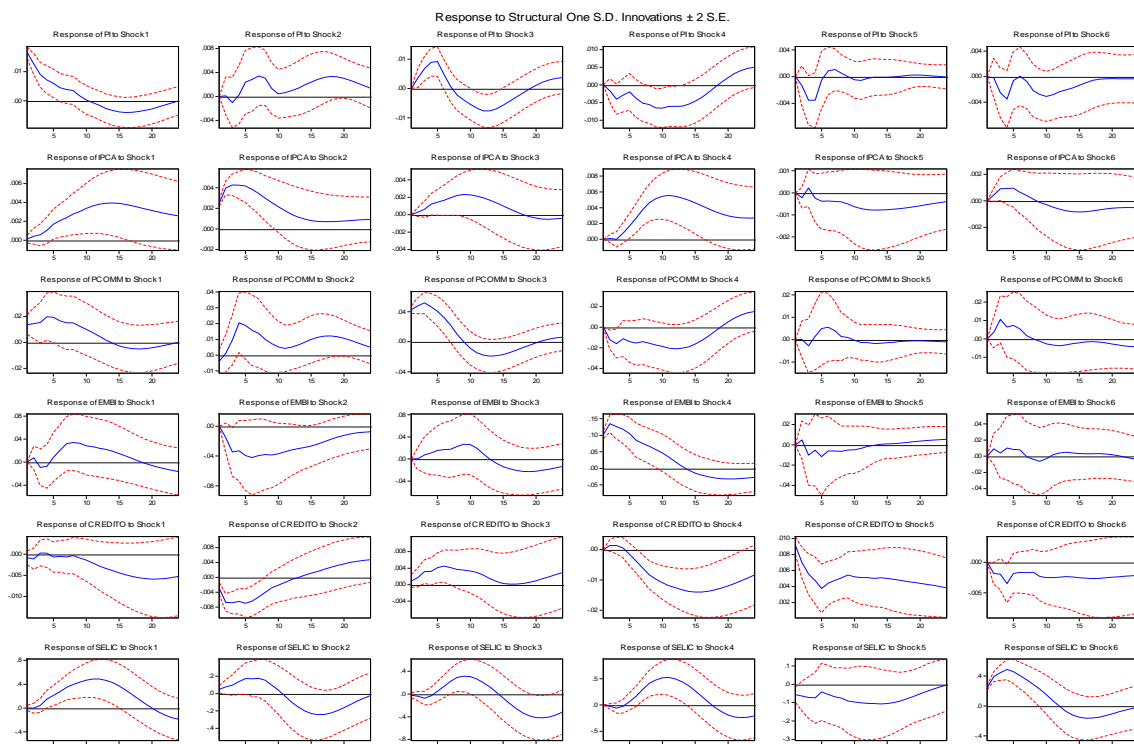


FIGURA 28 - FRIs do modelo IV, SVAR(4)

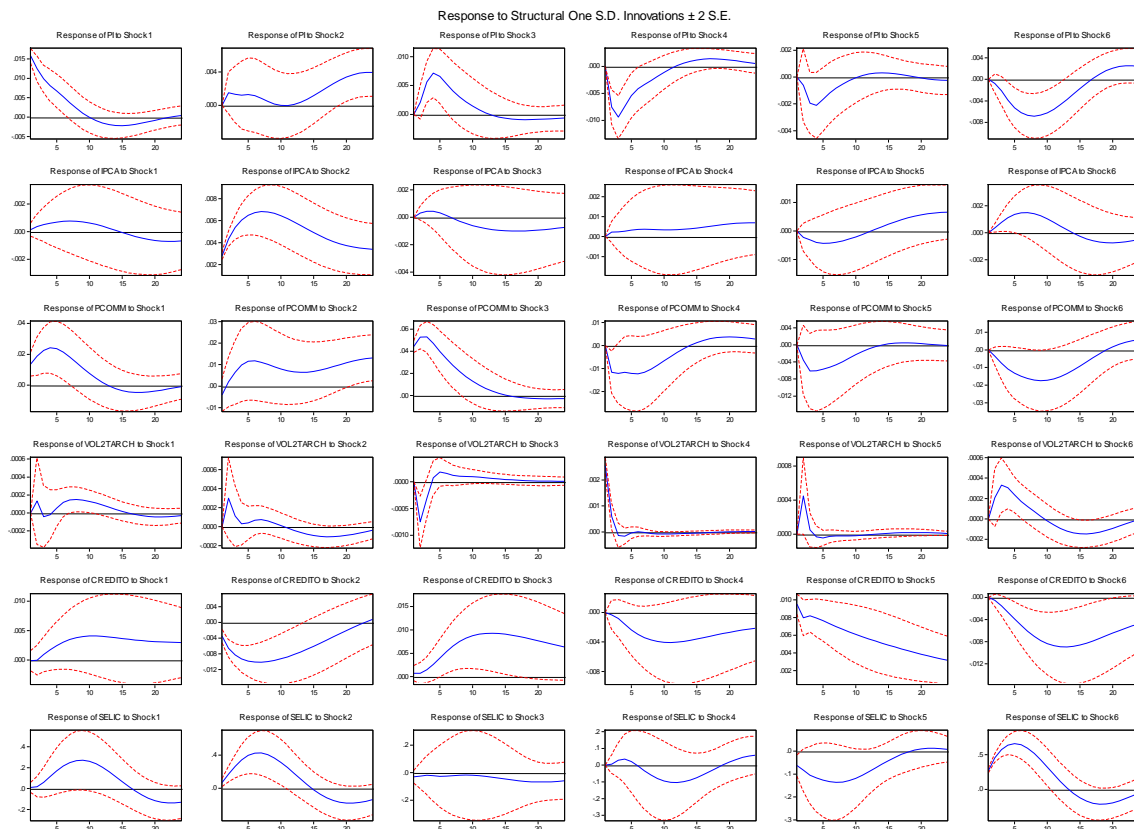
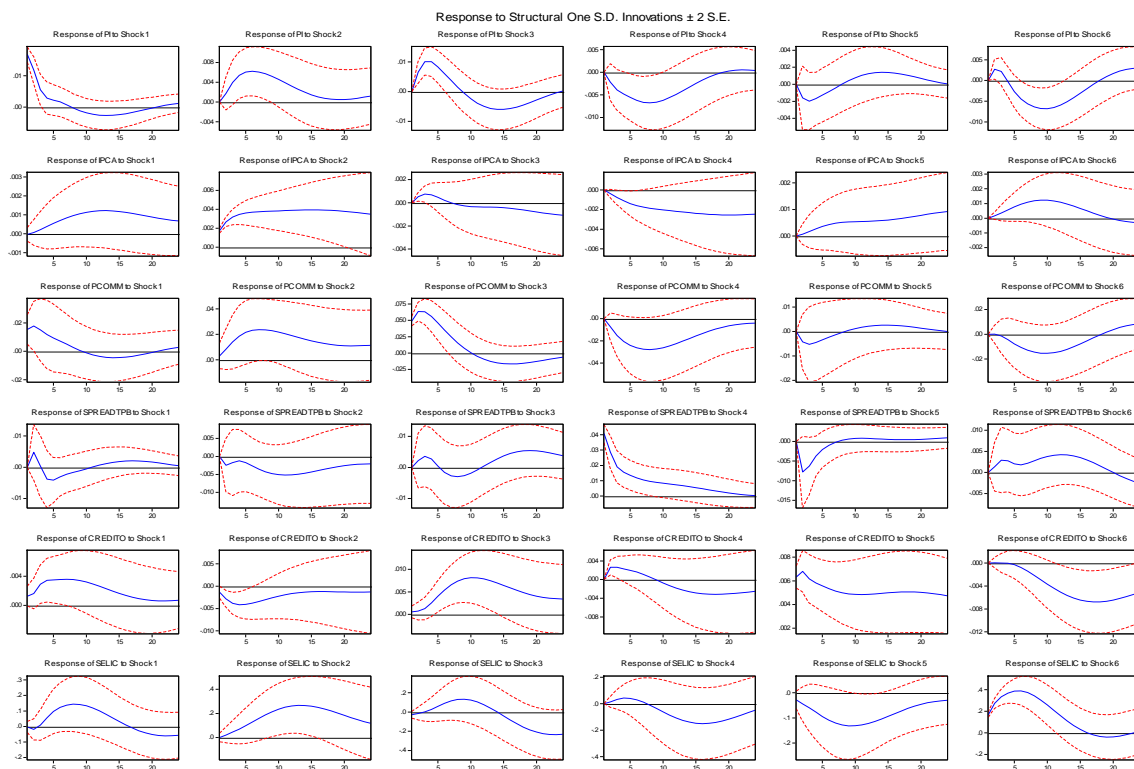


FIGURA 29 - FRIs do modelo IV com *dummy*, SVAR(2)



APÊNDICE D- Resultados dos testes de autocorrelação dos resíduos

Reporta-se a probabilidade de significância pelo teste de autocorrelação LM para a defasagem utilizada no modelo e também para a defasagem que elimina alguma autocorrelação que pode existir, até o limite máximo de seis.

Modelo I: VAR(2)

Lags	LM-Stats	Prob
1	34.92666	0.0895
2	31.70420	0.1668
3	25.70834	0.4233
4	32.55816	0.1425
5	17.14189	0.8766
6	39.16440	0.0355

VAR(5)

Lags	LM-Stats	Prob
1	33.81920	0.1118
2	29.03907	0.2623
3	26.32709	0.3903
4	34.50966	0.0975
5	15.05626	0.9401
6	24.83445	0.4717

Modelo II: VAR(2)

Lags	LM-Stats	Prob
1	45.57241	0.1317
2	43.31493	0.1875
3	30.44906	0.7296
4	53.43770	0.0308
5	20.74170	0.9803
6	61.49609	0.0051

VAR(5)

Lags	LM-Stats	Prob
1	50.56002	0.0544
2	58.82795	0.0095
3	59.69964	0.0078
4	33.69404	0.5787
5	32.87996	0.6178
6	39.16421	0.3297

Modelo III: VAR(2)

Lags	LM-Stats	Prob
1	45.87584	0.1253
2	52.03914	0.0408
3	39.79194	0.3050
4	36.47322	0.4467
5	31.62465	0.6768
6	49.52075	0.0661

VAR(5)

Lags	LM-Stats	Prob
1	41.19490	0.2537
2	35.42565	0.4957
3	40.51093	0.2780
4	35.86986	0.4747
5	27.28041	0.8518
6	33.33644	0.5959

Modelo IV: VAR(2)

Lags	LM-Stats	Prob
1	53.38354	0.0311
2	38.93873	0.3389
3	35.03380	0.5144
4	44.92860	0.1461
5	23.75563	0.9416
6	40.69342	0.2714

VAR(5)

Lags	LM-Stats	Prob
1	44.65309	0.1527
2	34.98775	0.5166
3	31.10203	0.7006
4	37.51262	0.3997
5	18.62790	0.9926
6	25.59123	0.9013

APÊNDICE E - Cálculo e resultados da volatilidade (Modelos da família ARCH/GARCH/TARCH)

Até o começo dos anos 80, a maioria dos estudos de séries financeiras utilizava modelos lineares com média condicionada, do tipo autorregressivo e com média móvel (ARMA). Proposta por Box-Jenkins, tal metodologia tem o objetivo de modelar a dependência linear existente nos rendimentos de séries financeiras (Bollerslev *et. al.*, 1994). Entretanto, esse procedimento raramente pode ser verificado na prática, dado que um período de variação elevada de rendimentos tende a ser seguido por um período de amplitude idêntica no sentido contrário, logo o risco estaria correlacionado ao longo do tempo. Além disso, a maioria das séries financeira e econômica não apresentam estacionariedade na média e exibem movimentos de baixa e alta volatilidade, dificultando a previsão do comportamento futuro.

Em 1982, Engle desenvolveu o modelo autorregressivo de heterocedasticidade condicional (ARCH). O pressuposto básico deste modelo é que a variância de “ ε_t ” depende de “ ε_{t-1}^2 ”. O termo de erro “ ε_t ”, condicionado ao período (t-1) é distribuído conforme: $\varepsilon_t \sim N[0, (\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1})]$. Segundo Caiado (2003), esses modelos procuram captar a volatilidade de auto correlações, no qual o risco de hoje dependeria do risco já observado no passado, o que não acontece com os modelos ARMA.

Conforme Bollerslev *et. al.*, (1994), a heterocedasticidade é a variância flutuante de uma serie ao longo do tempo, isto é, a volatilidade de uma série. A Heterocedasticidade pode ser causada pela instabilidade e incerteza no mercado financeiro em decorrência de mudanças nas políticas econômicas do governo e mudanças nas relações de troca entre países.

Engle (1982) argumenta que os modelos da família ARCH são modelos não lineares utilizados na determinação da volatilidade de séries temporais, onde os modelos lineares se mostraram incompletos dada a incapacidade de explicar algumas características dessas séries.

Desse modo, para medir a volatilidade tanto do Câmbio quanto da Selic em termos estatísticos tem-se que:

Seja E_t a taxa de câmbio real (já deflacionada pelo Ipca e multiplicada pelo Ipc americano);

$$E_t^* = \log(E_t) \quad (1)$$

$$\epsilon_t = E_t^* - E_{t-1}^* \quad (2),$$

ϵ_t é a variação relativa da taxa de câmbio real.

E seja i_t a variação relativa da taxa de juros *Selic*. Ao contrário da taxa de câmbio, a taxa de juros não será usada em logaritmo.

Dado que os modelos da família ARCH pressupõem que as séries devem ser estacionárias, a variável ϵ_t é a que vai ser modelada. Para a modelagem de um ARCH(q), primeiro é necessário determinar uma função genérica (ARIMA(p,d,q)), com o objetivo de obter resíduos com média zero e não-correlacionados. Uma vez que se fez a opção de trabalhar com modelos univariados de série temporal, essa função também assumirá o formato de modelos univariados, como segue abaixo:

$$z_t = F(\cdot) + \epsilon_t \quad (3)$$

$$VAR(\epsilon_t) = \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 \quad (4)$$

A primeira equação relaciona z_t , que representa tanto o retorno da taxa de câmbio real quanto a variação relativa da taxa de juros como já mencionado antes, a uma função $F(\cdot)$, que pode ser um mecanismo autorregressivo, de média móvel ou uma combinação dos dois. A equação seguinte indica que a variância de ϵ_t , dado por σ_t^2 , é explicada pela soma do quadrado dos resíduos defasados, ϵ_{t-q}^2 (também chamado de volatilidade ocorrida), gerados pela equação (3), e q representa o número de defasagens do modelo. α_0 representa o valor inicial no qual se reproduzem certas variações e α_i é o choque sobre a volatilidade que se produz no período anterior, ou seja, termo ARCH.

As restrições paramétricas devem satisfazer $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i > 0$ e $\sum \alpha_i < 1$ são necessárias para certificar que a variância condicional seja tanto fracamente estacionária como positiva. As inovações, representadas por ϵ_t , são não correlacionadas serialmente e não estocasticamente independentes, haja vista que são relacionadas em seus segundos momentos (LAMOUNIER, 2001).

Entretanto, Bollerslev *et. al.* (1994) ressalvam que os modelos ARCH geralmente são pouco parcimoniosos. A partir dos modelos ARCH, desenvolveu-se os modelos

GARCH (Modelos de Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva Generalizada), com o intuito de gerar modelos mais parcimoniosos, reduzindo a necessidade de uso de modelo ARCH de alta ordem.

Segundo Lamounier (2001), para o modelo GARCH (p,q), tem-se que a variância dos erros de um modelo, no período t, dependerá de um termo médio ou constante, α_0 ; pela volatilidade passada, ε_{t-i}^2 ; e das variâncias previstas passadas, σ_{t-j}^2 . Também, α_i representa o termo ARCH, ou seja, choque sobre a volatilidade que se produz no período anterior; assim como B_j o termo GARCH, variância do último histórico conhecido. Além disso, p representa a ordem de defasagem do componente ARCH e q representa o número de defasagens determinados para a variância, componente GARCH. Desse modo, um modelo GARCH (p, q) pode ser representado da seguinte maneira:

$$VAR(\varepsilon_t) = \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j \sigma_{t-j}^2 \quad (5)$$

As restrições são dadas por: $\sigma, \alpha_i > 0; B_j > 0; \sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p B_j > 1$. Conforme Lamounier (2001), se o somatório dos coeficientes apresenta um valor baixo, significa que um choque inicial sobre a volatilidade provoca efeitos rápidos sobre o comportamento das séries e que, após curto período de tempo, a variância da série deverá convergir a sua média histórica. No entanto, se o valor do coeficiente de persistência for mais alto (próximo de um), o choque sobre a volatilidade se dissipa mais lentamente tardando o processo de reversão da variância para a média.

Caso o valor do coeficiente de persistência for maior ou igual a um, os choques na volatilidade perduram por um período extremamente longo na série. Portanto a variância condicional de “ ε_t ” possui raiz unitária e a variância permanece elevada, não apresentando reversão à sua média histórica. Entretanto, isso não quer dizer que a série de resíduos “ ε_t ” não seja estacionária, mas sim que a variância incondicional de “ ε_t ” que não será.

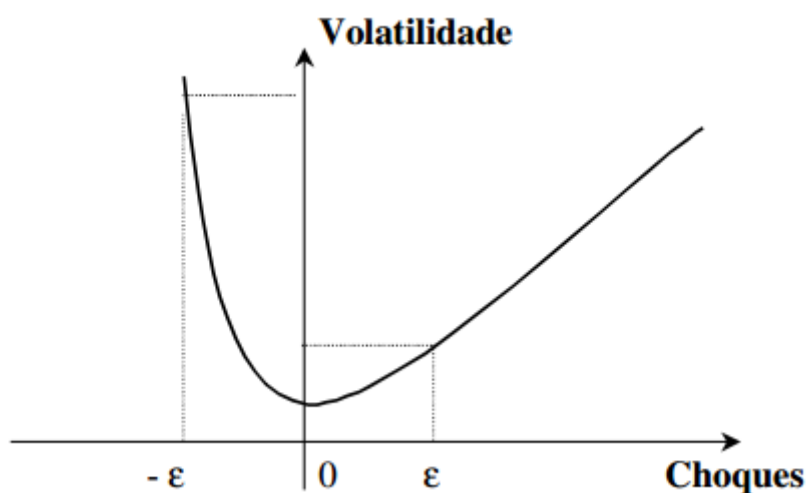
No entanto, Mol *et. al.* (2005) ressaltam que pode existir assimetria em relação aos choques sofridos pela série de retorno, isto é, choques negativos afetariam em magnitude diferente a variância de z_t em comparação a choques positivos. Nesse caso é aconselhável utilizar modelos TARARCH (p,q), apresentados pela equação seguinte:

$$VAR(\varepsilon_t) = \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma \varepsilon_{t-i}^2 d_{t-1} + \sum_{j=1}^p B_j \sigma_{t-j}^2 \quad (6)$$

em que: d_t é uma variável dummy que assumirá valor zero se os choques forem positivos ($\varepsilon_{t-i} > 0$) e valor 1 no caso dos choques serem negativos ($\varepsilon_{t-i} < 0$). A assimetria é confirmada se o parâmetro γ for estatisticamente diferente de zero. A família dos modelos ARCH compreende outras extensões desse modelo como modelos EGARCH e GARCH multivariado. No entanto, as demais ramificações não serão utilizadas nesse trabalho.

Conforme ENGLE e NG (1993), a assimetria na volatilidade pode ser representada graficamente pela *Curva Assimétrica de Impactos de Choques*, dada pelo GRÁFICO 10. Como se pode observar, choques positivos tendem a ter impactos menos expressivos sobre a volatilidade das séries do que choques negativos da mesma magnitude.

GRÁFICO 10- Curva Assimétrica de Impactos de Choques



Fonte: Hall et al (1995).

Desse modo, o primeiro passo na modelagem de séries de tempo é garantir que se esteja trabalhando com séries que representam um processo estacionário. Portanto, foi aplicado o teste de raiz unitária (ADF) na série de câmbio real em logaritmo (*LCAMBIO*) e na taxa de juros (*SELIC*). O resultado do teste ADF é apresentado na TABELA 9 para ambas as séries.

TABELA 9- Teste ADF para raiz unitária

Série	Equação do teste	p-valor	Estatística do teste
<i>LCAMBIO</i>	Sem constante, sem tendência	0.5768	-0.29809
<i>LCAMBIO</i>	Com constante, sem tendência	0.4325	-1.6933
<i>ALCAMBIO</i>	Sem constante, sem tendência	0.0000	-7.7550
<i>ALCAMBIO</i>	Com constante, sem tendência	0.0000	-7.7273
<i>SELIC</i>	Sem constante, sem tendência	0.3104	-0.9340
<i>SELIC</i>	Com constante, sem tendência	0.1912	-2.2461
<i>ALSELIC</i>	Sem constante, sem tendência	0.0004	-3.5877
<i>ALSELIC</i>	Com constante, sem tendência	0.0000	-5.0456

Fonte: Elaborado pelo autor.

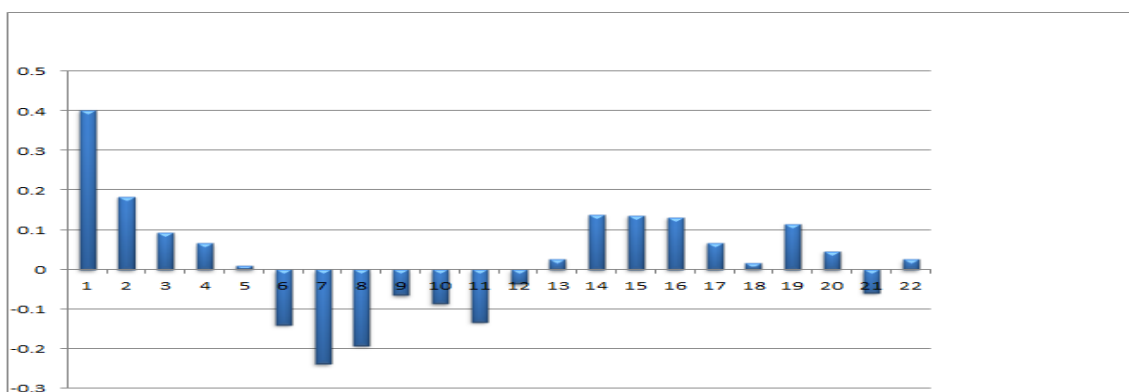
Obs: a hipótese nula do teste é de que a série possui pelo menos uma raiz unitária, ou seja, é não estacionária.

Pelo teste realizado na TABELA 9, tem-se que *LCAMBIO* e *SELIC* são estacionárias em primeira diferença. Sendo assim, ambas as séries são usadas em primeira diferença, pois possivelmente apresentam média zero, variância constante e autocorrelação dependente do número de defasagens e não do tempo.

O próximo passo foi estimar uma função genérica conforme especificada anteriormente na equação (3) para obter resíduos com média zero e não correlacionados. Essa função assumirá o formato de modelos univariados, já que se fez a opção em trabalhar com modelos univariados de série temporal. A especificação da função a ser estimada será

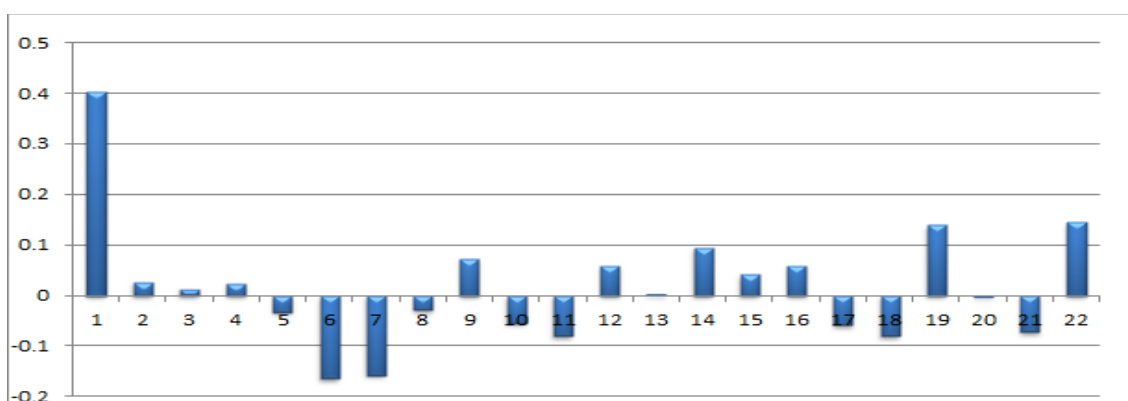
conforme os procedimentos apresentados por Lamounier (2001). A análise do correlograma da série Δ LCAMBIO e Δ SELIC irá indicar a ordem do modelo AR, MA, SAR, SMA, ARIMA ou SARIMA a ser determinado. Seguindo as recomendações de Lamounier (2001, p. 71), observa-se que as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial de ambas as séries (FIGURAS 30 a 33) apresentam formato de senóide, amortecida nas defasagens iniciais, o que indicaria a estimação de um modelo ARIMA (p,d,q).

FIGURA 30- Função de autocorrelação da série Δ LCAMBIO

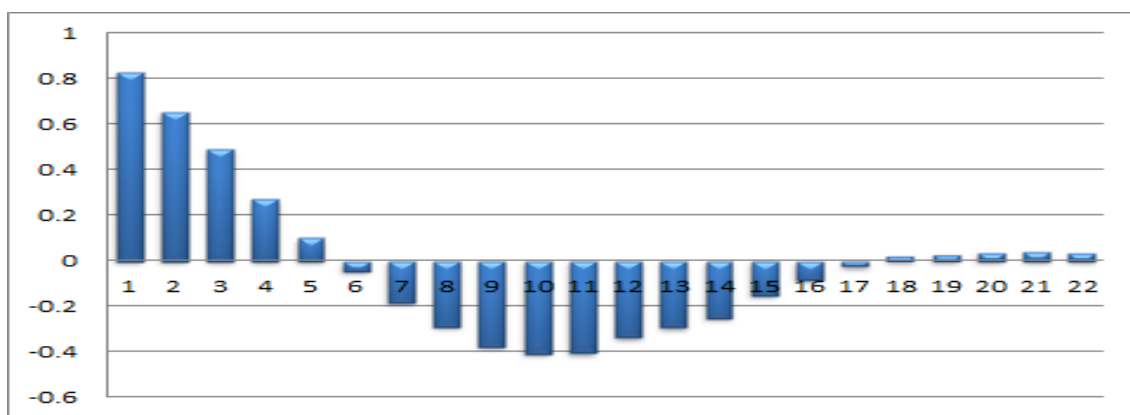


Fonte: Dados de pesquisa

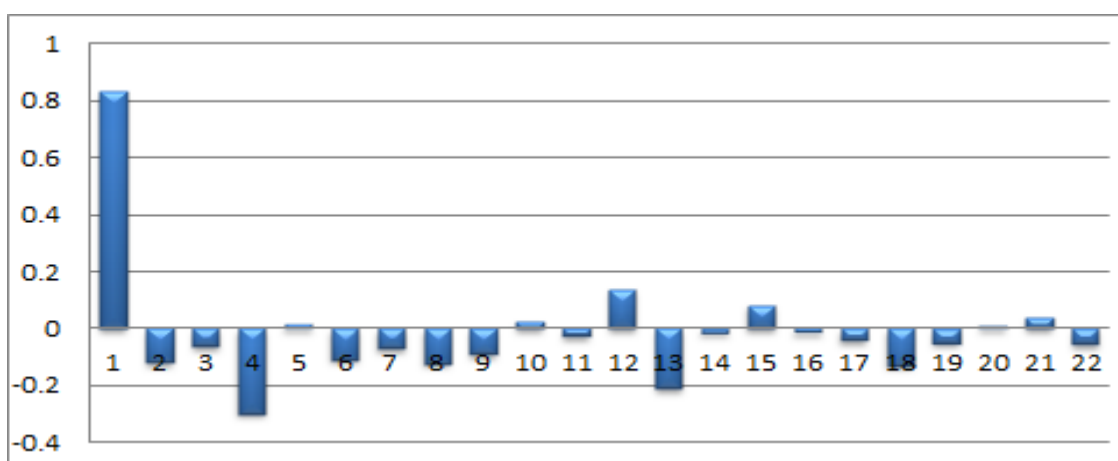
FIGURA 31- Função de autocorrelação parcial da série Δ LCAMBIO



Fonte: Dados de pesquisa

FIGURA 32 - Função de autocorrelação da série Δ SELIC

Fonte: Dados de pesquisa

FIGURA 33 - Função de autocorrelação parcial da série Δ SELIC

Fonte: Dados de pesquisa

As funções de autocorrelação e autocorrelação parcial de Δ CAMBIO apresentam picos significativos na defasagem 7, indicando que modelos ARIMA (7,1,7) e ARIMA (7,1,7) incompleto seriam os mais adequados para modelar a volatilidade do câmbio real. Já para Δ SELIC, o modelo ARIMA (4,1,9) foi o escolhido⁵.

⁵ Após a estimação de diversas combinações de modelos, por exemplo, ARIMA (7,1,6), ARIMA (7,1,5), ARIMA (6,1,7), ARIMA (6,1,6) e assim por diante para a taxa de câmbio real, o modelo ARIMA (2,1,1) foi o modelo que, além de eliminar a autocorrelação, minimizou os critérios Akaike e Schwarz, e portanto foi o único a ser reportado além do modelo ARIMA (7,1,7). Do mesmo modo foi feito em relação á taxa de juros, com vistas a encontrar o melhor modelo que estimasse a equação (3).

Os modelos estimados são apresentados na Tabela 10. O modelo ARIMA (2,1,1) apresentou coeficientes estimados significativos, considerando um nível de significância de 10%, enquanto que o modelo ARIMA (7,1,7) apresentou apenas para alguns parâmetros significância estatística assim como o modelo ARIMA (4,1,9).

TABELA 10 - Modelos estimados para determinação de Δ LCAMBIO e Δ SELIC

Δ LCAMBIO ARIMA (7,1,7)		Δ CAMBIO ARIMA (2,1,1)		Δ SELIC ARIMA (4,1,9)	
Componente	Coeficiente	Componente	Coef.	Componente	Coef
Constante	-0.000605 (0.8794)	Constante	-0.00431 (0.0031)	Const.	-0.096 (0.000)
AR (1)	-0.013103 (0.9744)	AR (1)	1.352513 (0.0000)	AR (1)	0.1945 (0.102)
AR (2)	0.015629 (0.9698)	AR (2)	-0.417432 (0.0000)	AR (2)	0.8192 (0.000)
AR (3)	0.155432 (0.5599)			AR (3)	0.4358 (0.000)
AR (4)	-0.043052 (0.8844)			AR (4)	-0.704 (0.000)
AR (5)	0.234929 (0.3631)				
AR (6)	-0.151600 (0.6293)				
AR (7)	-0.635405 (0.0473)				
MA (1)	0.326764 (0.4199)	MA (1)	-0.989074 (0.0000)	MA (1)	0.7123 (0.000)
MA (2)	0.124439 (0.5951)			MA (2)	-0.4301 (0.027)
MA (3)	-0.077143 (0.27535)			MA (3)	-0.793 (0.000)
MA (4)	0.049375 (0.8446)			MA (4)	0.0477 (0.744)
MA (5)	-0.280145 (0.2046)			MA (5)	-0.043 (0.763)
MA (6)	0.114575 (0.7105)			MA (6)	-0.135 (0.34)
	0.627390 (0.0284)			MA (7)	0.002 (0.988)
				MA (8)	-0.125 (0.398)
				MA (9)	-0.211 (0.040)

Fonte: Dados de pesquisa Obs: os valores em parênteses representam os respectivos p-valores dos coeficientes estimados.

Ainda que seja desejável que o modelo apresente coeficientes significativos, é indispensável que seus resíduos não sejam correlacionados e apresentem média zero. A Tabela 11 apresenta o teste do Multiplicador de Lagrange no intuito de verificar a presença de autocorrelação nos resíduos. A hipótese nula do teste é de que os erros dos respectivos modelos não são correlacionados. Os resultados indicam que apenas os modelos ARIMA (2,1,1) para Δ LCAMBIO e ARIMA (4,1,9) para Δ SELIC não apresentaram autocorrelação nos resíduos e minimizaram os critérios AIC e SIC⁶.

TABELA 11 - Teste do Multiplicador de Lagrange (LM) para detectar a presença de autocorrelação dos resíduos nos modelos estimados

	Δ LCAMBIO ARIMA (7,1,7)	Δ LCAMBIO ARIMA (2,1,1)	Δ SELIC ARIMA (4,1,9)
Defasagens	Estatística do teste LM, para a auto correlação dos resíduos		
1	12.1585*	0.7436ns	0.138918ns
2	6.1469*	0.6889ns	1.367723ns
3	4.2757*	0.7892ns	1.081441ns
4	3.2819**	0.6276ns	0.949826ns
5	2.7308**	0.6296ns	1.332357ns

Fonte: Dados da Pesquisa.

Obs: a hipótese nula do teste do LM é de ausência de autocorrelação. ns – não significativo; * - significativo a 1%; ** - significativo a 5%

Entretanto, para verificar a presença de volatilidade condicional autorregressiva, ou seja, se Δ LCAMBIO e Δ SELIC apresentam comportamento tipo GARCH, foi realizado o teste do multiplicador de Lagrange e assim detectar heterocedasticidade condicional autorregressiva (ARCH Test) nos resíduos do modelo Δ LCAMBIO ARIMA(2,1,1) e Δ SELIC ARIMA(4,1,9). Conforme a TABELA 12, para todas as defasagens testadas foi confirmado que os resíduos dos modelos Δ LCAMBIO ARIMA(2,1,1) e Δ SELIC ARIMA(4,1,9) apresentam heterocedasticidade condicional, ou seja, a variância de ambos os modelos pode ser representada por modelos GARCH.

⁶ Os critérios de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) são utilizados quando se encontra mais de um modelo com resíduos não correlacionados. Nesse caso, opta-se pelo modelo que minimiza esses critérios.

TABELA 12- Resultado do ARCH Test nos resíduos do modelo Δ LCAMBIO ARIMA (2,1,1) e Δ SELIC ARIMA (4,1,9).

Modelo	Δ LCAMBIO ARIMA(2,1,1)		Δ SELIC ARIMA(4,1,9)	
Defasagens	Estatística F	R ² *observações	Estatística F	R ² *observações
1	17.2903*	15.5877	5.2903***	5.167156
3	5.7908*	15.7837	4.7090***	8.996658
5	3.4884*	15.8440	3.134756**	9.04485
9	2.3528**	19.5225	2.351629*	9.109184
12	1.8165***	20.4064	1.949195*	9.480937

Fonte: Dados da Pesquisa.

Obs: a hipótese nula do teste é de os resíduos do modelo ARIMA (p,d,q) não apresentam comportamento ARCH. *** - significativo a 1%. ns – não significativo; * - significativo a 10%; ** - significativo a 5%

Também foi testado se os resíduos dos modelos Δ LCAMBIO ARIMA(2,1,1) e Δ SELIC ARIMA(4,1,9) são normalmente distribuídos. Desse modo, o teste Jarque-Bera foi realizado, apresentando valor da estatística calculada de 22.49047 (significativo a 1%) para Δ LCAMBIO, e para 74.47160 (significativo a 1%) para Δ SELIC, indicando que os resíduos não se distribuem normalmente. Portanto, dado que os modelos GARCH são estimados por Máxima Verossimilhança, foi necessário trabalhar com covariâncias consistentes à Heterocedasticidade.

Inicialmente, foi modelado um ARCH tendo como base o correlograma do quadrado dos resíduos dos modelos Δ LCAMBIO ARIMA(2,1,1) e Δ SELIC ARIMA(4,1,9). Para o primeiro modelo, pôde-se observar que a primeira autocorrelação foi significativa na FAC e as quatro primeiras na FACP. Enquanto que para o segundo modelo, a nona defasagem tanto da FAC quanto da FACP foram significativas. Sendo assim, foram estimados um ARCH(4), GARCH(1,1) e um TARCH(1,2)⁷ para o modelo de volatilidade cambial, ao passo que foram estimados uma ARCH(3), GARCH(1,1) e TARCH (2,1), como mostra a Tabela 13.

A TABELA 13 apresenta os resultados das estimações de um modelo ARCH(4), GARCH (1,1) e TARCH (1,2) para a volatilidade do câmbio, e ARCH(3), GARCH(1,1) e TARCH(1,2) para a volatilidade dos juros. Conforme Greene (1997), nesses casos modelos GARCH (1,1) e TARCH (1,2) para a volatilidade do câmbio e GARCH(1,1) e TARCH(1,2) para a volatilidade da Selic apresentam melhores resultados quando

⁷ Assim como na determinação de uma função genérica (3), foram estimados diversas combinações dos modelos ARCH, GARCH e TARCH. Ver nota 6 de rodapé.

comparados aos modelos ARCH, o que não justificaria a estimação de GARCH e TARCH com ordem superior aos modelos ARCH.

TABELA 13- Modelos estimados para determinação da volatilidade cambial

Modelo	Δ LCAMBIO			Δ SELIC		
	ARCH(4)	GARCH (1,1)	TARCH (1,2)	ARCH (3)	GARCH (1,1)	TARCH (2,1)
Const	0.0005** (0.00255)	0.0005** (0.00025)	0.000601* (0.000169)	0.015401** (0.0069)	0.7604ns (0.00592)	0.002110* (0.00098)
ε_{t-1}^2	0.4094* (0.15277)	0.3923** (0.1550)	1.330045* (0.3274)	0.5658* (0.15252)	0.358** (0.1795)	0.625952* (0.172539)
ε_{t-2}^2	0.1534* (0.21257)			0.4753** (0.19366)		-0.4680* (0.151096)
ε_{t-3}^2	0.2034* (0.0277)			-0.0449** (0.23409)		
ε_{t-4}^2	0.1028* (0.2759)					
σ_{t-1}^2		0.1935ns (0.2183)	-0.51737* (0.038648)		0.5399* (0.1448)	0.947265* (0.043963)
σ_{t-2}^2			-0.15969* (0.029923)			
$\varepsilon_{t-1}^2 * d$			-0.51017* (0.3288)			-0.26182* (0.086953)

Fonte: Dados da pesquisa.

Obs: os valores em parênteses são os respectivos erros-padrão. * - significativo a 1%; ** - significativo a 5%; *, ns – não significativo

A escolha de qual modelo utilizar para a determinação da variância se dá através da minimização dos critérios de Akaike e Schwarz. A TABELA 14 apresenta os valores desses critérios para os dois modelos. Observa-se que o modelo TARCH (1,2) e TARCH (2,1) são os que minimizaram os critérios de informação, e os coeficientes das variáveis que captam a assimetria ($\varepsilon_{t-1}^2 * d$) foram significativos. Teoricamente, esse resultado indicaria que choques negativos em Δ LCAMBIO e Δ SELIC contribuem em proporções maiores para elevar a volatilidade cambial do que choques positivos. Além disso, pode-se constatar que o coeficiente de persistência $\sum \alpha_i + \sum \beta_i + \gamma/2$ é de aproximadamente 0.915 para o modelo de volatilidade do cambio, ao passo que para a volatilidade dos juros é de 0.97431, isto é, ambos próximos, mas menores que 1, indicando que os choques perduram por um período considerável de tempo.

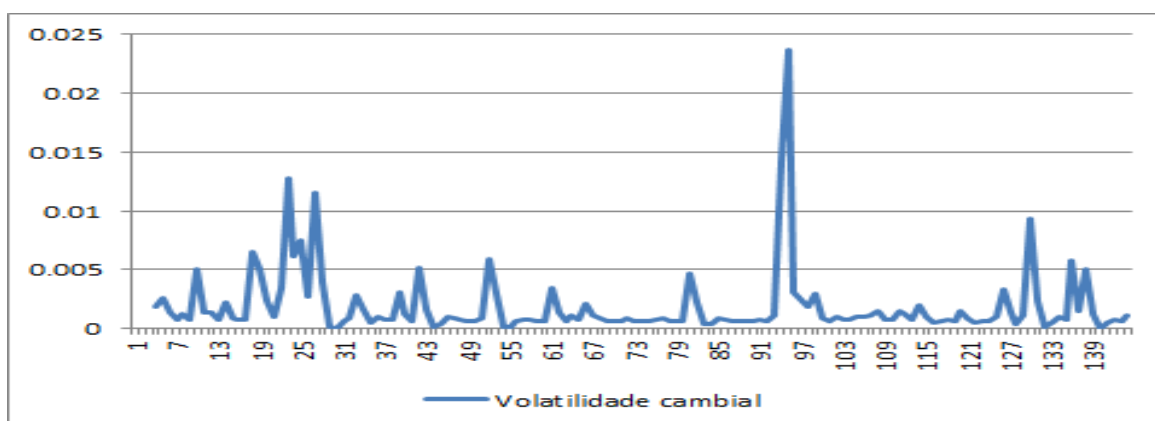
TABELA 14 - Critérios de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) para os modelos

	Modelo	AIC	SIC
Δ LCAMBIO	ARCH (4)	-3.8511	-3.5820
	GARCH (1,1)	-3.8113	-3.6649
	TARCH (1,2)	-3.8702	-3.6820
Δ SELIC	ARCH (3)	-0.122263	-0.502267
	GARCH (1,1)	-0.122083	-0.480975
	TARCH (1,0)	-0.157986	-0.516879

Fonte: Elaborado pelo autor

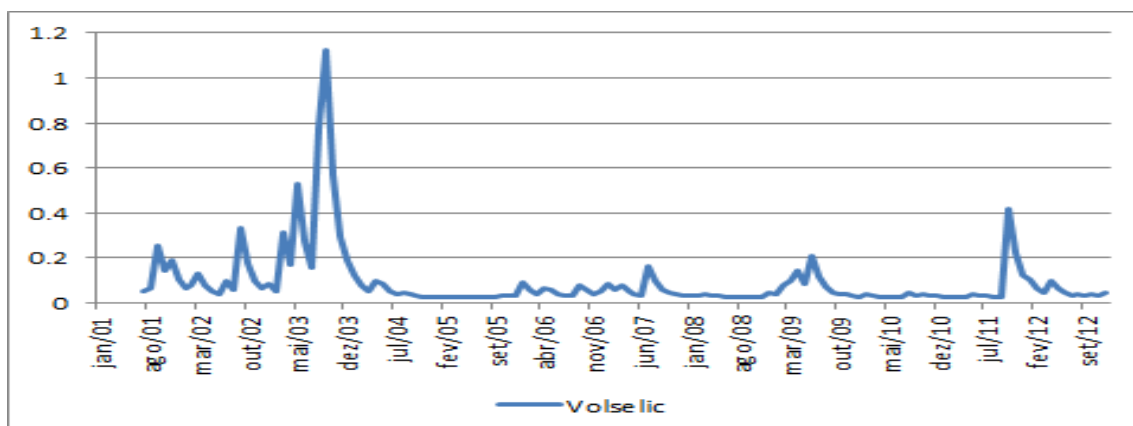
O GRÁFICO 11 e 12 apresentam, respectivamente, a volatilidade do Câmbio e dos juros estimados, respectivamente, por um TARCH (1,2) e TARCH(2,1).

GRÁFICO 11- Volatilidade cambial estimado pelo modelo TARCH (1,2) para o período de janeiro de 2001 a dezembro de 2012



Fonte: Dados de pesquisa

GRÁFICO 12 - Volatilidade da taxa de juros Selic estimado pelo modelo TARCh (2,1) para o período de janeiro de 2001 a dezembro de 2012



Fonte: Dados de pesquisa

Por fim, os modelos apresentam estatísticas de proporção de viés, proporção de variância e proporção de covariância de, respectivamente, 0.000077, 0.051186; e 0.95737 para a volatilidade do Câmbio, e 0.002268, 0.032096, e 0.965636 para a volatilidade da *SELIC*. Essas estatísticas são utilizadas para avaliar o poder de previsão dos modelos. As duas primeiras devem tender a zero, enquanto que a proporção e covariância devem tender a 1 para que o modelo apresente um bom poder de previsão.