

Como se Comporta a Relação Inflação, Juros e Câmbio em Diferentes Cenários da Economia no Brasil? Uma Análise Econométrica de 1994 a 2014

Márcio Aurélio Frota Pereira

Mestrando em Economia, CAEN/UFC

(88) 92674335

marcio.frota10@hotmail.com

Francisca Zilania Mariano

Professora UFC/Campus de Sobral

Doutoranda em Economia, CAEN/UFC

Contato:(85)988177364

zilania@ufc.br

Endereço: Av. da Universidade, 2700 –

2º andar CAEN/UFC

60020-181 Fortaleza – CE

Área: Teoria Aplicada

Como se Comporta a Relação Inflação, Juros e Câmbio em Diferentes Cenários da Economia no Brasil? Uma Análise Econométrica de 1994 a 2014

Resumo

O artigo analisa empiricamente se ocorreram mudanças na interação entre inflação, câmbio e juros em diferentes cenários econômicos no Brasil, compreendidos entre janeiro de 1994 e dezembro de 2014. A metodologia de séries temporais permite a realização de testes de raiz unitária, causalidade de Granger, impulso resposta e decomposição da variância. Utilizando as informações disponibilizadas pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA para o Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), taxa Selic e taxa de cambio, observa-se a ocorrência de mudanças na dinâmica entre tais variáveis e que houve significativa redução do nível de *pass-through* com os anos. Além disso, a inflação no período de janeiro de 2009 a dezembro de 2014 se comporta de forma independente, não reagindo a choques nas variações do câmbio e dos juros.

Palavras chave: Inflação, Juros, Câmbio, Modelos VAR.

Abstract

The article empirically examines whether there were changes in the interaction between inflation, exchange and interest in different economic scenarios in Brazil, understood from January 1994 to December 2014. The time series methodology allows the realization of unit root tests, Granger causality, impulse response and variance decomposition. Using the information provided by the Applied Economic Research Institute - IPEA for the Price Index Broad Consumer (IPCA), Selic rate and exchange rate, there is the occurrence of changes in the dynamics between these variables and that there was a significant reduction in the level pass-through over the years. In addition, inflation from January 2009 to December 2014 behaves independently, not reacting to shocks on variations in exchange and interest.

Keywords: Inflation, Interest, Exchange, VAR models

JEL: C22, E31, E37, O54

1. Introdução

Embora a inflação no Brasil tenha diminuído com a criação do plano Real, ainda é considerada bastante elevada, principalmente se comparada a outros países. De julho de 1994 a maio de 2014, a inflação de preços acumulada pelo IPCA atingiu 360%, aproximadamente seis vezes maior do que a observada nos Estados Unidos, a qual foi de 59% na mesma base de comparação, segundo o Instituto Ludwig von Mises Brasil (IBM)¹. Nesse período, segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2014), a inflação média foi de 7,4% a.a., porém o crescimento da atividade econômica representado pela taxa média do PIB foi de aproximadamente 3% a.a., risível se comparada a outros países emergentes.

Além da inflação, a desvalorização do real também contribui para a elevação dos preços e para a redução do poder de compra. Com isso, o Banco Central utiliza-se da política monetária contracionista através do aumento da taxa de juros para minimizar esses efeitos. Porém, o que se observa é que essas políticas econômicas implementadas desde o Plano Real, ou mais especificamente, desde 1999, quando foi adotado o tripé metas de inflação, metas de superávits fiscais e câmbio flexível estão sendo insuficientes para assegurar crescimento econômico dinâmico e consistente.

Avaliando o cenário brasileiro a partir de 1994, observa-se que, entre este ano e 1999, a política macroeconômica foi caracterizada por um regime de câmbio fixo e a inflação foi gerada pela combinação de emissão de moeda, aumento da carga tributária e a própria demanda. Nesse período, para o controle inflacionário, utilizou-se a política cambial e a taxa de juros elevadas, possibilitando assim o controle da demanda agregada e a apreciação cambial.

Já entre 1999 e 2002 foi marcado por uma fase de turbulências, com a transição do regime cambial, de administrado para flutuante com tendência à depreciação cambial. Além disso, foi adotado o regime de metas de inflação, uma nova âncora para os preços, porém as metas estabelecidas para a inflação de 2002 e 2003 não foram cumpridas.

O período posterior, compreendido entre os anos de 2003 e 2008, apresentou-se de forma mais favorável, houve a retomada do crescimento econômico, a taxa média de expansão do PIB foi de 4,2% a.a, a relação Investimento/PIB era de 16,23% no primeiro trimestre de 2003 e passou para 20,1% no terceiro trimestre de 2008, antes dos efeitos da crise financeira global. Esse processo de crescimento ocorreu concomitantemente à estabilidade de preços, pois com exceção de 2003, nos demais anos a meta de inflação foi alcançada². Com isso, esse período foi marcado pelo cumprimento das metas de inflação, regime de câmbio flutuante com intervenção (*dirty floating*) e ajuste fiscal, porém a principal crítica que se observa refere-se ao comportamento da taxa Selic, pois apesar das reduções, sustenta a mais alta taxa de juros real do mundo.

Os efeitos da crise financeira global ocorrida em 2008 passam a ser observados a partir de 2009, pois nesse ano, o PIB apresentou uma variação negativa de 0,6%, evidenciando impacto significativo da crise sobre a economia brasileira. No período compreendido entre 2009 e março de 2013, a taxa de juros real apresentou reduções em sua cotação, sendo caracterizada como uma política monetária expansionista, incentivando a demanda agregada³. Porém, com a inflação apresentando-se elevada ao longo de 2013, mantendo-se acima do

¹ Ver <<http://www.mises.org.br>>.

² levando em consideração à banda que estabelece os limites superiores e inferiores.

³ Vale ressaltar que, especialmente após a crise financeira, as taxas de juros reais caíram significativamente em praticamente todos os países.

centro da meta e ultrapassando o teto no mês de março, o Banco Central do Brasil adotou uma política monetária mais restritiva, elevando a taxa de juros básica da economia.

Quando se trata de inflação, existem diversos trabalhos na literatura que buscam explicá-la através da relação desta com a taxa de câmbio e com a taxa de juros. Uma vez que, o instrumento mais importante utilizado pela autoridade para garantir a estabilidade da inflação é a taxa de juros da economia, a Selic. Além disso, a adoção do regime de metas para inflação também é associada à aceitação da livre flutuação cambial, pois esta é incluída no sistema de metas como instrumento secundário.

Alguns autores divergem quanto a esta relação, segundo Taylor (2000), a taxa de câmbio deveria ser introduzida na política monetária sob o regime de metas para a inflação, para buscar minimizar a volatilidade sobre o produto, pois o impacto de uma variação cambial nos preços se torna maior quando o regime de câmbio é flutuante. Já Muinhos (2001), defende que a utilização da taxa de câmbio como instrumento da política monetária pode não minimizar a volatilidade do produto. Belaisch (2003), utilizando dados para o Brasil, afirma que está havendo redução do repasse cambial para a inflação ao longo das últimas décadas.

É neste contexto que se insere este artigo, pois visa avaliar a relação entre inflação, taxa de câmbio e taxa de juros em diferentes períodos da economia, a saber: de janeiro de 1994 a dezembro de 1998; de Janeiro de 1999 a dezembro de 2002; Janeiro de 2003 a dezembro de 2008 e Janeiro de 2009 a dezembro de 2014 e verificar se, independente do cenário econômico o qual o país se encontra, as políticas de controle inflacionário adotadas possuem a mesma eficácia.

Os dados obtidos para a análise tem periodicidade mensal e foram disponibilizados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) referentes à taxa de câmbio nominal, Selic e Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA).

Nesse trabalho, optou-se por utilizar métodos de séries temporais através do modelo de Vetor Auto-Regressivo (VAR). Dessa forma, serão realizados teste de raiz unitária e teste KPSS para verificar a estacionaridade da série; causalidade de Granger para examinar se uma variável no presente ou no passado ajuda a prever outra, função impulso respostas para mostrar o efeito de um choque nos valores contemporâneos e futuros das variáveis endógenas do modelo e a decomposição da variância para expor o percentual do erro da variância prevista atribuída aos choques de uma determinada variável versus os choques nas outras variáveis do sistema.

Além desta introdução, este trabalho apresenta mais cinco capítulos. O segundo trata da discussão teórica e empírica da literatura sobre regimes cambiais e ao receio de impactos inflacionários advindos de mudanças no câmbio e na taxa de juros. O terceiro descreve cenários da economia brasileira compreendidos de janeiro de 1994 a dezembro de 2014. O quarto apresenta a abordagem metodológica empregada para cumprir os objetivos. Os principais resultados do modelo são apresentados no quinto capítulo para em seguida serem apresentadas as principais conclusões do trabalho.

2. CONCEITOS E CANAIS DE TRANSMISSÃO DO *PASS-THROUGH*

Na literatura econômica o repasse dos movimentos cambiais aos índices de preços de um país é denominado de *pass-through* cambial. O grau deste repasse é afetado por diversos fatores, mas em geral, ele é maior quanto maior for a mobilidade de capitais, o nível de aquecimento da demanda doméstica e maior a distância da taxa de câmbio de seu equilíbrio. Desse modo, em uma economia aberta, os preços dos produtos domésticos estão sujeitos a choques externos, seja por questões relacionadas ao ajuste de preços das moedas ou por movimentações nas condições internacionais do mercado.

Nesse sentido, ao abordar regime de câmbio flutuante uma questão bastante levantada na literatura é o medo de flutuação da taxa cambial. Desse modo, nota-se que a maioria das economias, principalmente as emergentes, assumem oficialmente a utilização de regimes de câmbio flutuante livre, mas, na prática isso não ocorre, utilizando algum tipo de sistema cambial intermediário, no qual, exercem políticas que mantenham a taxa de câmbio dentro de movimentos estáveis. Na literatura o receio de movimentos abruptos da taxa cambial é denominado de “medo de flutuar”. Assim, o *pass-through* possui papel relevante da discussão sobre o medo da flutuação.

Diversos autores tratam a questão do medo da flutuação sob a ótica do *pass-through* do câmbio para a inflação e outros autores vinculam-no aos efeitos sobre o produto da economia. Segundo Calvo e Reinhart (2000), esse repasse das variações do câmbio sobre a inflação é mais elevado em economias emergentes. Os autores utilizaram um VAR bivariado para inflação e câmbio e concluíram que, principalmente, países da América Latina e de países de economia em transição são mais sensíveis a escolhas de um regime de taxas fixas. Taylor (2000) argumenta que ao utilizar a taxa de juros como único instrumento no controle inflacionário, o Banco Central pode ficar refém das variações cambiais. Dessa forma, o autor defende introduzir a taxa de cambio na política monetária dos países emergentes, buscando minimizar a volatilidade do produto.

Leigh e Rossi (2002) confirmam a importância dos movimentos cambiais sobre a inflação doméstica através de um vetor auto-regressivo (VAR) para o caso da Turquia. Observaram que, o *pass-through* para os preços de atacados é maior que do que para os preços ao consumidor, uma vez que, após doze meses, aproximadamente, 60% de um choque inicial do câmbio é repassado ao primeiro, enquanto que para o segundo o repasse foi de 45%.

Para o Brasil, Muinhos (2001) apresenta um estudo sobre o nível de *pass-through* da desvalorização da taxa de câmbio para a inflação considerando a mudança recente no regime cambial no Brasil. O autor elabora uma tabela de coeficientes de *pass-through*, compara-a com os resultados sugeridos por Goldfajn e Werlang (2000) e conclui que o repasse foi menor que o encontrado em outros países da América Latina e que este está diminuindo com os anos.

Partindo do pressuposto que a livre flutuação da taxa de câmbio é necessária para um bom desempenho do regime de metas para a inflação, Eichengreen (2002) aponta a questão da credibilidade em países de economias emergentes como explicação para o comportamento do câmbio. Assim, a velocidade e o tamanho do *pass-through* está relacionada à credibilidade da política monetária. Dessa forma, o autor acredita que a sensibilidade da inflação ao câmbio, apesar de decrescente, seja bastante relevante, pois é de se esperar que o repasse diminua a medida que o regime de metas para inflação obtenha credibilidade.

Segundo Souza (2003) o Brasil exibe alguns indícios que o fazem ser relacionado ao grupo de países que apresentam *fear of floating*. Corroborando com essa análise Cardoso e Viera (2007) relacionaram que o Brasil possui uma certa dicotomia em relação ao receio de flutuar, pois por um lado se afastam dos resultados encontrados para outros países que vivenciaram a transição de regimes cambiais (o problema de credibilidade parece não ser fundamental), e por outro se aproximam das demais experiências ao se constatar que para a política macroeconômica é fundamental a relevância da taxa de câmbio, possuindo um *pass-through* relativamente baixo, ou seja, vínculos estreitos com o comportamento dos preços (inflação) e dos instrumentos de política econômica (juros).

Utilizando dados mensais da taxa de câmbio doméstica, inflação, produção industrial e preços internacionais de petróleo, Belaisch (2003), seguindo a metodologia de McCarthy (1999), estima o repasse cambial sobre a inflação no Brasil através de quatro cadeias de transmissão diferentes, considerando um período de junho de 1999 a dezembro de 2002. Dos

resultados, observam-se a ausência de cointegração entre as séries e reforçam os estudos anteriores sobre a redução do *pass-through* no Brasil.

Gagnon e Ihrig (2004) desenvolveram um modelo que busca explicar como a política monetária influencia as expectativas de inflação e o *pass-through*. Eles concluíram que a credibilidade da autoridade monetária é importante para a redução do repasse cambial sobre a inflação de preços ao consumidor, ou seja, quando a autoridade prioriza a estabilização da inflação, os movimentos da taxa de câmbio para os preços se reduzem. Assim, o *pass-through* tende a ser menor em países com taxa de inflação estável ou baixa.

A transição de um regime mais fixo para um mais flexível no Brasil após 1999 ocasionou a mudanças na dinâmica entre as variáveis câmbio, juros e inflação (CARDOSO; VIEIRA, 2007). O ambiente inflacionário e o regime cambial percebido pelos agentes afetam o grau de repasse cambial para os preços ao consumidor (ALBUQUERQUE, 2005). Além disso, o artigo levanta que após a aplicação do plano real houve redução do *pass-through* cambial aos Índices de Preço do Consumidor.

Souza e Alves (2010), através de uma análise teórica e empírica da relação entre câmbio e preços no Brasil indicaram que o coeficiente de repasse (*pass-through*) no período de 1999 a 2002 é significativamente superior ao coeficiente do período de 2003 a 2009. Desse modo, o *pass-through* teve uma redução com os anos, constatando a mesma análise que trabalhos vigentes na literatura.

Reforçando a importância do *pass-through* para o país com elevada abertura econômica, Nogueira et al. (2012) estima a transição da variação do câmbio aos índices de preços brasileiros, relatando que na comparação com estudos anteriores, encontrou-se significativa redução no repasse da taxa de câmbio para os índices de inflação. Segundo o artigo, houve o amadurecimento da política monetária nos últimos anos, concomitantemente com uma melhora do ambiente macroeconômico. Entretanto, houve significativa redução no nível do *pass-through* nos últimos anos, paralelamente a uma maior velocidade do repasse, desse modo, mudanças na taxa de câmbio terá um efeito menor sobre a inflação com os anos, havendo assim uma mudança na dinâmica entre as variáveis.

Segundo D'Agostini (2005), os juros primários dos EUA estão para o mundo como a taxa do Sistema Especial de Liquidação e Custódia (SELIC) para o Brasil, desse modo, qualquer alteração nas expectativas em relação à taxa básica de juros dos EUA provocam enormes movimentos nas taxas de câmbio, juros internacionais e no mercado de ativos ao redor do mundo. O artigo relata que acertar antecipadamente as expectativas cambiais e o valor de juros Selic pode ajudar os agentes econômicos a tomar decisões corretas sobre o investimento e o consumo. Os resultados abordam empiricamente para uma tendência de queda da taxa de juros básica do Brasil e da valorização do real frente ao dólar devido a uma elevação da taxa de juros primária dos EUA.

Tavares e Bueno (2006) estimaram o impacto sobre os juros do risco inflacionário. Sendo relevante por causa da incerteza em relação ao retorno real de um título público nominal e por causa da elevação do risco inflacionário provocar maior desconfiança em relação ao cumprimento da meta de inflação pelo Banco Central, fazendo necessário uma política monetária mais apertada para compensar essa incerteza. No artigo, constatou-se que a incerteza inflacionária afeta positivamente os juros futuros no Brasil no curto prazo, embora com menor intensidade que o EMBI+Brazil⁴.

Os resultados fornecem subsídios para uma atuação mais eficiente da autoridade monetária em períodos de contenção da inflação. O aumento da parcela de títulos indexados à inflação na economia, bem como o aumento do grau de independência ao Banco Central, são

⁴. Índice que reflete o comportamento dos títulos da dívida externa brasileira.

maneiras de reduzir o risco inflacionário, fruto de uma diminuição de riscos de inconsistência dinâmica na política monetária.

3. CENÁRIOS DA ECONOMIA BRASILEIRA

3.1 Período de janeiro de 1994 a dezembro de 1998

Com a implantação do Plano Real, a partir de junho de 1994, o Brasil tentou conter o nível de preços após ter amargado na década de 1980 crescimento inflacionário surpreendente. A política macroeconômica foi caracterizada como câmbio fixo e valorizado, isso devido ao programa de estabilização monetária apresentar como um dos pilares a âncora cambial, implantada inicialmente pela fixação da taxa de câmbio na paridade com o dólar dos Estados Unidos e depois pela manutenção de um regime de câmbio administrado.

Avaliando o cenário brasileiro no ano de 1994, dados do IPEA revelam que antes da implantação do plano real, mais precisamente nos meses de janeiro a junho, houve um aumento inflacionário de aproximadamente de 258,5%. Já após a implantação do plano de estabilização o IPCA variou apenas 17,37%. Em relação aos anos de 1995 a 1998, as inflações efetivas passaram de 20,4% a 1,65%, respectivamente.

Através da análise de dados do IPEA, à taxa de câmbio, mostrou-se valorizada, apresentando uma taxa média de 0,95 a.a. no quinquênio. Entretanto, comparando a média anual de 1994 com 1998 revelou-se uma leve tendência à depreciação, uma vez os valores foram de 0,637 e 1,16, respectivamente.

Devido a uma política monetária restritiva para a contenção do nível de preços a taxa de juros apresentava valores elevados ocorrendo variações de magnitudes consideráveis. No ano de 1994, analisando o histórico das taxas de juros do Banco Central, a Selic apresentou uma variação acumulada de, aproximadamente, 302,6% o que mostra a instabilidade da política econômica tentando combater a inflação. Já nos anos posteriores, a Selic revelou menores níveis de variação anual, uma vez que, para os anos de 1995, 1996, 1997 e 1998 essa variação foi de, respectivamente, 43,37%, 24,47%, 22,36% e 25,58%.

3.2 Período de janeiro de 1999 a dezembro de 2002

Esse período é marcado por turbulências, com mudança de regime cambial administrado para flutuante. Além disso, adotou-se o regime de metas para inflação, uma nova âncora para o nível de preços.

Em relação ao novo regime monetário adotado, segundo Silva e Maia (2005), a meta é considerada cumprida a não ser que a inflação acumulada entre janeiro e dezembro do ano em questão fique fora do intervalo de tolerância. Analisando o período, as metas não foram alcançadas em 2001 e 2002, sendo que, a inflação acumulada no período foi de 35,11% como pode ser visto na tabela 1.

Tabela 1 – Histórico de Metas para Inflação no Brasil de janeiro de 1999 a dezembro de 2002

Ano	Meta	Banda	Limites Inferior e Superior (%)	Inflação Efetiva (IPCA a.a.)
1999	8,0%	± 2,0%	6-10	8,94%
2000	6,0%	± 2,0%	4-8	5,97%
2001	4,0%	± 2,0%	2-6	7,67%
2002	3,5%	± 2,0%	1,5-5,5	12,53%
Inflação acumulada				35,11%

Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

Segundo dados do IPEA em 1999 e 2000, a taxa de câmbio apresentou um comportamento tendendo a depreciação com uma taxa média de aproximadamente, 1,81 a.a. e 1,82 a.a., respectivamente. Já em relação ao ano de 2001 a moeda nacional desvalorizou sendo que o câmbio apresentou um valor médio anual de 2,34 e em 2002 continuou a tendência de desvalorização da moeda doméstica, apresentando média cambial de 2,92 a.a.

Analisando o histórico das taxas de juros do Banco Central, a série Selic, apesar de apresentar valores elevados, esta ainda se manteve em declínio até o ano de 2000, já que em dezembro de 1999 o valor foi 19%, passando para 15,75% em 2000. Entretanto, a partir desse ano, voltou a aumentar, tendo como maior valor observado no ano de 2002 que foi de 25%.

3.3 Período de janeiro de 2003 a dezembro de 2008

Nesse período iniciou-se uma nova trajetória, no qual, a inflação começou a declinar. Apesar do não cumprimento da meta inflacionária em 2003, devido o IPCA ter apresentado variação de 9,3% e a meta era de 4%, sendo que, a tolerância era de dois pontos para mais ou para menos. Estas passaram a ser cumpridas com folga nos anos posteriores, sendo que, em 2006 e 2007 a inflação efetiva ficou abaixo da meta, com variações de 3,14% e 4,46%, respectivamente, como pode ser observado na tabela 2. Já nos anos de 2005 e 2008 apresentou variações do IPCA acima da meta, mas dentro do limite de tolerância, a saber, 5,69% e 5,90%, respectivamente, sendo a meta estabelecida para esses anos de 4,5%. Em relação a sua variação acumulada no período foi de 36,09%.

Tabela 2 – Histórico de Metas para Inflação no Brasil de janeiro de 2003 a dezembro de 2008

Ano	Meta	Banda	Limites Inferior e Superior (%)	Inflação Efetiva (IPCA a.a.)
2003	4,0%	± 2,5%	1,5-6,5	9,30%
2004	5,5%	± 2,5%	3-8	7,60%
2005	4,5%	± 2,5%	2-7	5,69%
2006	4,5%	± 2,0%	2,5-6,5	3,14%
2007	4,5%	± 2,0%	2,5-6,5	4,46%
2008	4,5%	± 2,0%	2,5-6,5	5,90%
Inflação acumulada				36,09%

Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

Por outro lado, segundo levantamentos do IPEA a taxa cambial apresentou uma tendência à apreciação, em 2003 a média anual do câmbio foi de 3,07 diminuindo nos anos posteriores devido à valorização da moeda nacional, pois em 2004, 2005, 2006, 2007 e 2008 a taxa cambial apresentou valor médio de 2,92, 2,43, 2,17, 1,94 e 1,83. Já a média cambial nos seis anos foi de aproximadamente de 2,4.

Através de dados do Banco Central, podemos constatar que, a partir de 2003, ocorre uma forte redução na SELIC, de 26,25% para 16,25%. Entretanto, no final dos anos de 2004 e 2005 apresentaram um significativo aumento sendo estabelecidas em 17,75% e 18,0% respectivamente. Já nos anos posteriores apresentou uma tendência de redução, pois no ano de 2007 a taxa básica de juros estava em 11,25%, no qual, perdurou por algum tempo em 2008

finalizando o ano em 13,75%. Por outro lado, a taxa de juros primária apresentou maior variação acumulada em 2003 aproximando-se de 21,17%.

3.4 Período de janeiro de 2009 a dezembro de 2014

Esse período é marcado pelo agravamento da crise internacional, fase caracterizada pela mudança na dinâmica entre o nível de preços e taxa de câmbio nominal.

A inflação acumulada apresentou menor valor quando comparada aos períodos anteriores, a saber, 34,88%. Por outro lado, a meta foi alcançada em todos os anos com folga, com exceção do ano de 2011 que atingiu o limite superior, como pode ser observado na tabela abaixo.

Tabela 3 – Histórico de Metas para Inflação no Brasil de janeiro de 2009 a dezembro de 2013

Ano	Meta	Banda	Limites Inferior e Superior (%)	Inflação Efetiva (IPCA a.a.)
2009	4,5%	± 2,0%	2,5-6,5	4,31%
2010	4,5%	± 2,0%	2,5-6,5	5,91%
2011	4,5%	± 2,0%	2,5-6,5	6,5%
2012	4,5%	± 2,0%	2,5-6,5	5,84%
2013	4,5%	± 2,0%	2,5-6,5	5,91%
2014	4,5%	± 2,0%	2,5-6,5	6,41%
Inflação acumulada				34,88%

Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

Analisando os dados da pesquisa extraídos do IPEA, constata-se que a taxa de câmbio apresentou uma tendência à depreciação, principalmente comparando dezembro de 2009 com este mês em 2013, o qual apresentou um valor de 1,74 para 2,34, respectivamente. A média do quinquênio aproximou-se de 1,90.

O histórico da taxa de juros do Bacen revela que esse período foi o que estabeleceu menores valores para a SELIC, isso devido à crise mundial, no qual, o governo brasileiro reduziu a taxa tentando aumentar a demanda agregada para que a economia se mantivesse aquecida. Isso sendo verdade até março de 2013, pois em abril do mesmo ano apresenta uma trajetória ascendente. Seu menor valor foi estabelecido no final do ano de 2012 e início de 2013 com incríveis 7,25%.

4. METODOLOGIA

Com o propósito de identificar se houve alteração na dinâmica e diminuição do repasse entre as variáveis macroeconômicas câmbio, juros e inflação em quatro períodos distintos, a saber: 1994 a 1998, 1999 a 2002, 2003 a 2008 e 2009 a 2014, será utilizado à metodologia de series temporais.

4.1 Base de Dados

As informações foram extraídas do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)⁵, no qual fornecem as variáveis, Taxa de Câmbio Nominal (TCN), Sistema Especial de Liquidação e Custódia (SELIC) e Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), em períodos mensais de janeiro 1994 a dezembro 2014, onde estas estão descritas no quadro abaixo.

Variáveis	Descrição
Taxa de Câmbio Nominal (TCN)	Relação que expressa o preço de uma unidade de moeda nacional em relação à moeda estrangeira.
Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)	Variação dos preços no comércio para o público final.
Sistema Especial de Liquidação e Custódia (SELIC)	Taxa média ponderada e ajustada das operações de financiamento por um dia, lastreadas em títulos públicos federais e cursadas no referido sistema ou em câmaras de compensação e liquidação de ativos, na forma de operações compromissadas.

Fonte: Elaboração própria.

Quadro 1 – Variáveis Explicativas

4.2 Modelo Econométrico

Para estimação das equações que captam a interação entre as variáveis nos quatro períodos a serem analisados foi escolhido o modelo Vetores Auto-Regressivos (VAR), o qual é usado para capturar as interdependências lineares entre múltiplas séries temporais, porém inicialmente, faz-se necessário verificar a estacionaridade das séries.

4.2.1 Teste de Estacionaridade ADF

A inspeção de uma série dificilmente permite distingui-la de tendência estocástica ou de tendência determinística. E, frequentemente, quando se age assim, incorre-se em equívocos. Dessa forma, existem diferentes testes para verificar a estacionaridade da série, dentre eles o teste de Dickey-Fuller Aumentado (1979), Phillips-Perron⁶ (1988) e KPSS⁷ (1992).

O teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) pode ser definido da seguinte forma:

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_{p-1} y_{t-p+1} + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde y_t é a variável dependente, μ é o intercepto, ϕ é a inclinação. A presença ou não da tendência e do intercepto irá depender do comportamento da série.

Nessa análise, a hipótese nula é a existência de raiz contra a alternativa de ausência. Assim, se a hipótese nula for rejeitada significa que a série não apresenta raiz unitária, logo esta será estacionária, porém se a nula não for rejeitada indica que a série apresenta raiz unitária, ou seja, não estacionária.

⁵ Ver <<http://www.ipeadata.gov.br>>.

⁶ Consiste em uma alternativa não paramétrica ao teste de Dickey e Fuller.

⁷ Teste utilizado de forma complementar aos demais testes de estacionaridade.

Caso a série seja não estacionária será necessário encontrar a ordem de integração da variável, para tanto, diferencia-se a série e aplica o teste da raiz unitária na série diferenciada até encontrar estacionaridade.

4.2.2 Teste de Phillips-Perron

Neste, a hipótese nula, assim como no teste ADF, e existência de raiz unitária na série e a estatística é dada da seguinte forma:

$$\hat{Z}_{t,\mu} = \hat{\tau}_\mu \left(\frac{\hat{\sigma}}{\hat{v}} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{\hat{v}^2 - \hat{\sigma}^2}{\hat{v} \sqrt{T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}} \right) \quad (2)$$

O termo \hat{v} representa a variância de longo prazo, em que estão incluídas todas as autocovariâncias do processo de erro. É um teste no qual faz uma correção não paramétrica ao teste ADF, permitindo que seja consistente mesmo que haja variáveis defasadas dependentes e correlação serial nos erros. Assim, o teste de Phillips e Perron torna desnecessária a especificação de um modelo com ordem auto-regressivo suficiente para expurgar a correlação serial dos resíduos.

4.2.3 Teste de KPSS

A ideia é utilizar esse teste complementando os demais testes. Desse modo, a hipótese nula é de estacionaridade da série, isto é, $H_0 : y_t \sim I(0)$ contra $H_1 : y_t \sim I(1)$. O argumento é que se pode, assim, distinguir a raiz unitária de séries cujos dados não são suficientemente conclusivos. O teste é estabelecido da seguinte forma:

$$KPSS = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{T^2 \hat{v}^2} \quad (3)$$

Em que \hat{v}^2 é a variância de longo prazo. Se y_t é um processo estacionário, então S_t será $I(1)$ e o numerador do KPSS é um estimador da variância de S_t que, por sua vez, tem um limite assintótico. O termo no denominador assegura que a distribuição é livre de ruídos. Se, por outro lado, y_t é $I(1)$, o numerador vai crescer sem limites, o que faz a estatística se tornar bastante grande.

4.2.4 Vetores Auto-Regressivos VAR (P)

Ao tratar todas as variáveis igualmente sem impor qualquer restrição quanto à independência e dependência entre elas, a abordagem do modelo VAR permite descrever cada uma das variáveis endógenas do sistema como uma função dos valores defasados de todas as variáveis endógenas, assim, os modelos econômicos podem ser expressos de forma completos e se estimem os parâmetros desse modelo.

A expressão matemática do modelo Vetorial Auto-Regressivo de ordem p VAR(p) é dada por:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B \epsilon_t \quad (4)$$

em que:

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

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

B_i são matrizes $n \times n$;

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

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

A equação quatro expressa às relações entre as variáveis endógenas, geralmente decorrentes de um modelo econômico teoricamente estruturado, e por isso denominada de forma estrutural. Portanto, os choques ϵ_t são denominados choques estruturais porque afetam individualmente cada uma das variáveis endógenas. Os choques estruturais são considerados independentes entre si porque as inter-relações entre um choque e outro são captados indiretamente pela matriz A .

Então, devido à endogeneidade das variáveis, esse modelo é normalmente estimado na forma reduzida, dada por:

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_t X_{t-i} + A^{-1} \epsilon_t \quad (5)$$

Para a realização da estimação de um modelo VAR requer alguns quesitos, sendo o primeiro que as variáveis envolvidas no sistema devem ser estacionárias.

4.2.5 Ordem de Defasagem do VAR (p)

Uma grande dificuldade da modelagem VAR é definir o número correto de defasagens para que as séries endógenas sejam estacionárias, portanto, a regra é utilizar a quantidade de defasagens necessárias para obter “resíduos brancos” em todas as variáveis endógenas (BUENO, 2011).

Para a determinação da ordem de defasagem considera-se o senso e parcimônia. Contudo, existem versões multivariadas dos critérios de informação dos modelos univariados que podem ser utilizados devido ser apenas uma generalização, tais como o critério de informação de Hannan-Quinn (HQ), critério de informação Akaike (AIC), critério de informação de Schwarz (BIC), teste da estatística razão de verossimilhança modificada sequencial (LR) e previsão de erro final (FPE).

4.2.6 Vetores de Correção de Erros VECM (p)

Caso as séries sejam não estacionárias e integradas de mesma ordem é necessário fazer um teste de cointegração e na presença desta deve-se estimar um Vetor de Correção de Erros (VECM), que especifica um modelo mais completo que o VAR. Pode-se dizer que esse modelo possui significado econômico, pois suas variáveis, em virtude da dinâmica comum, têm um componente de longo prazo e um de curto prazo. Desse modo a ideia básica é que o VAR com variáveis não estacionárias, mas diferenciadas, omite variáveis relevantes. O VECM corrige esse problema (BUENO, 2011).

A expressão para o caso geral de um modelo VECM de ordem p ou, simplesmente, VECM (p).

$$\Delta X_t = \phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (6)$$

Em que:

$$\Lambda_i = -\sum_{j=1+i}^p \phi_j, i = 1, 2, \dots, p-1$$

4.2.7 Teste de Causalidade de Granger

O teste de causalidade de Granger (1969) supõe que as informações relevantes para a previsão das variáveis estejam contidas exclusivamente nos dados das séries temporais e que as perturbações das equações especificadas não sejam correlacionadas. Desse modo, pode ser

utilizado para saber se uma certa variável do modelo é capaz de prever outra e em que condições.

A forma de responder essa pergunta é usando um teste F convencional, válido quando os coeficientes de interesse puderem ser escritos de modo a multiplicar variáveis estacionárias. Assim, o teste é feito da seguinte maneira:

$$1. \text{ Estime-se a equação: } z_t = \phi_{20} + \sum_{i=1}^p \phi_{i,21} y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_{i,22} z_{t-1} + e_{2t}; \quad (7)$$

2. E testa se y não causa Granger em z usando o teste F, sob a hipótese nula:

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

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

Em que a estatística do teste é dada por:

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

(8)

onde r representa o modelo restrito e u, o não restrito. Se $S_1 > F_{5\%}$, rejeita-se a hipótese nula de que y não-Granger-causa z.

4.2.8 Função de Resposta ao Impulso

O modelo VAR, de uma forma geral, não permite identificar todos os parâmetros da forma estrutural, a não ser que se imponham restrições adicionais. Através de um sistema recursivo pode-se encontrar a solução, impondo-se alguns coeficientes iguais à zero, definidos por argumentos econômicos (BUENO, 2011).

Entretanto, Enders (2010), relata que através do instrumento de impulso resposta, é possível observar o resultado de uma determinada variável a um choque específico nas inovações ou resíduos da equação, mantendo os demais choques constantes. Com isso, é possível analisar em quanto tempo o choque se dissipa para retornar, no longo prazo, a trajetória estável.

De uma forma geral, no caso de n variáveis endógenas pode-se escrever um VAR (p) como um vetor de médias móveis infinito VMA (∞). Assim, considerando o exemplo de VAR (1) bivariado, tem-se a seguinte equação (8):

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_1^i e_{t-i} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\phi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_x \varepsilon_{xt-i} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Em que $\bar{X} \equiv (I - \phi_1)^{-1} \phi_0$ é a média de longo prazo e matriz é

$$\Psi_i = \frac{\phi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

Desse modo:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t-i}; \quad (10)$$

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \psi_{i,11} & \psi_{i,12} \\ \psi_{i,21} & \psi_{i,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (11)$$

Os elementos da matriz Ψ_i são os multiplicadores de impacto de um choque sobre as variáveis endógenas. Assim, o impacto total do choque de ε_{yt} sobre a y_{t+h} é dado pela soma dos coeficientes $\psi_{i,11}$, $i = 0, 1, 2, \dots, h$. E sobre z_{t+h} , devem-se somar os coeficientes $\psi_{i,21}$. Os

coeficientes, quando desenhados em um gráfico contra i , geram a função resposta ao impulso. A soma dos coeficientes, quando desenhada em um gráfico contra i , gera a função resposta ao impulso acumulada.

4.2.9 Decomposição da Variância

De acordo com Bueno (2011), outra forma de analisar resultados do modelo é através da decomposição da variância. Esta técnica infere a porcentagem da variância do erro de previsão decorrente de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. Desse modo, a mesma fornece informações relevantes relacionadas à importância de uma determinada variável nas alterações de outra variável do modelo.

Considere o exemplo VAR(1) com duas variáveis endógenas, y e z :

$$X_{t+h} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t+h-i} \quad (12)$$

Calculando o erro de previsão:

$$X_{t+h} - E_t(X_{t+h}) = \sum_{i=0}^{h-1} \Psi_i \varepsilon_{t+h-i} \quad (13)$$

Em que $\bar{X} \equiv (I - \phi_1)^{-1} \phi_0$ é a média de longo prazo e matriz é

$$\Psi_i = \frac{\phi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

Resolvendo para y_{t+h} :

$$E_t(y_{t+h}) = \varphi_{0,11} \varepsilon_{y,t+h} + \varphi_{1,11} \varepsilon_{y,t+h-1} + \dots + \varphi_{h-1,11} \varepsilon_{y,t+1} + \varphi_{0,12} \varepsilon_{z,t+h} + \varphi_{1,12} \varepsilon_{z,t+h-1} + \dots + \varphi_{h-1,12} \varepsilon_{z,t+1} \quad (14)$$

Logo:

$$\sigma_y^2(h) = \sigma_y^2(\psi_{0,11}^2 + \psi_{1,11}^2 + \dots + \psi_{h-1,11}^2) + \sigma_z^2(\psi_{0,12}^2 + \psi_{1,12}^2 + \dots + \psi_{h-1,12}^2) \quad (15)$$

Assim, as equações podem ser reescritas em termos da decomposição da variância do erro de previsão, sendo a proporção da variância devido aos choques.

5. RESULTADOS

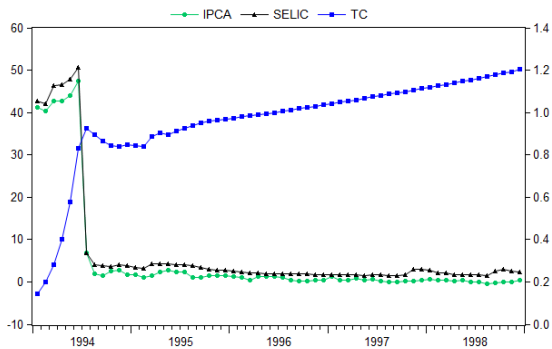
5.1 Análise Descritiva da Amostra

Para a análise foram utilizados dados referentes à inflação, a taxa de juros primária e a taxa de câmbio nominal, para quatro períodos distintos compreendidos entre janeiro 1994 a dezembro de 2014.

Essas informações foram extraídas das bases de dados do IPEADATA, cujo comportamento e trajetória das séries, em cada período, podem ser vistos nos gráficos 1 a 4.

No período de janeiro de 1994 a dezembro de 1998 a taxa de câmbio nominal se mostrou valorizada, ou seja, seu valor estar próximo à moeda de referência, mas com uma leve tendência a depreciação. Já a inflação, com a implantação do plano real, passou a apresentar uma menor magnitude de variação. Em relação à taxa de juros apresentava valores elevados e grandes variações, mas a partir do plano estabilização passou a ter menores variações, isso devido, em parte, à contenção inflacionária como pode ser visto no gráfico 1. Além disso, observa-se que neste período inflação e taxa de juros apresentaram a mesma trajetória, sendo que a segunda com valores superiores à primeira.

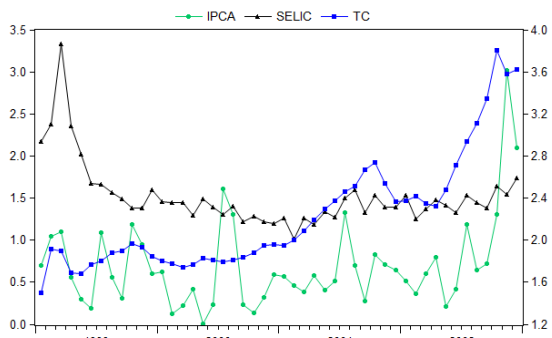
Gráfico 1 – Comportamento das séries de janeiro de 1994 a dezembro de 1998



Legenda: eixo vertical do lado esquerdo representa uma escala para as variáveis IPCA e SELIC; eixo do lado direito representa uma escala para a variável TC.

Fonte: IPEA. Elaboração própria.

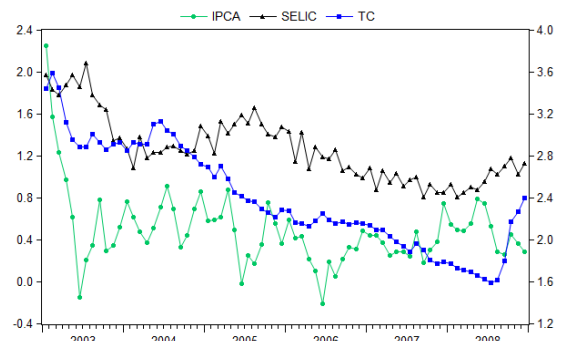
Gráfico 2 – Comportamento das séries de janeiro de 1999 a dezembro de 2002



Legenda: eixo vertical do lado esquerdo representa uma escala para as variáveis IPCA e SELIC; eixo do lado direito representa uma escala para a variável TC.

Fonte: IPEA. Elaboração própria.

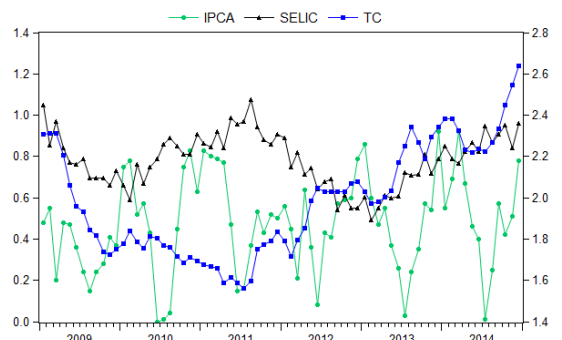
Gráfico 3 – Comportamento das séries de janeiro de 2003 a dezembro de 2008



Legenda: eixo vertical do lado esquerdo representa uma escala para as variáveis IPCA e SELIC; eixo do lado direito representa uma escala para a variável TC.

Fonte: IPEA. Elaboração própria.

Gráfico 4 – Comportamento das séries de janeiro de 2009 a dezembro de 2014



Legenda: eixo vertical do lado esquerdo representa uma escala para as variáveis IPCA e SELIC; eixo do lado direito representa uma escala para a variável TC.

Fonte: IPEA. Elaboração própria.

O gráfico 2 mostra essa relação para o período de janeiro de 1999 a dezembro de 2002. A taxa de câmbio revela uma trajetória com tendência à desvalorização, pois em janeiro de 1994 estava cotada em 1,50 e em dezembro de 2002 aproximava-se de 3,63 o valor do real por cada dólar segundo dados do IPEA. Por outro lado, a inflação revelou uma trajetória de variações menores quando comparado ao período anterior, só houve um certo descontrole no ano de 2002, no qual, não ocorreu o cumprimento da meta. Com relação à taxa de juros, observa-se que esta iniciou o período com um pico em março de 1999, mas depois apresentou um comportamento mais estável para suas variações. Além disso, comparando esse período com o anterior, observa-se que a distância entre taxa de juros e inflação aumentou, porém existem meses que essa ultrapassa o valor dos juros.

Diferente dos períodos anteriores, a taxa de câmbio no período de janeiro de 2003 a dezembro de 2008 apresentou um comportamento tendendo a apreciação, porém no final do período passa-se a desvalorizar novamente, como pode ser visto no gráfico 3. Em relação à taxa de juros e inflação, observa-se que, com exceção de janeiro de 2003, esta volta a apresentar valores menores que os juros, sendo que este apresenta uma tendência à redução.

O período IV, a saber, de janeiro de 2009 a dezembro 2014, pode ser considerado o mais instável, pois a taxa de câmbio apresentou uma trajetória de apreciação até agosto de 2011, mas a partir desse mês houve uma tendência à depreciação, conforme, pode ser visto no gráfico 4. Além disso, há uma possível mudança na dinâmica entre as variáveis IPCA e SELIC, pois estas passam a apresentar trajetórias diferentes, com a inflação superando valor dos juros em alguns meses deste período.

Com isso, verifica-se que o comportamento e a relação entre essas variáveis podem variar de acordo com o período analisado, fazendo-se necessário um estudo mais fundamentado econometricamente para entender o relacionamento e os efeitos que essas exercem mutuamente entre si.

5.2 Teste de Estacionaridade

Para verificar a estacionaridade das séries Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC) e Taxa de Câmbio Nominal (TCN) em quatro períodos distintos, a saber, de janeiro de 1994 a dezembro de 1998, de janeiro de 1999 a dezembro de 2002, de janeiro de 2003 a dezembro de 2008 e de janeiro de 2009 a dezembro de 2014, utilizou-se, inicialmente, o teste de raiz unitária – Dickey Fuller Aumentado (ADF) - em nível e em primeira e segunda diferença, cujos resultados estão expostos nas tabelas de 4.

Tabela 4 – Teste de Raiz Unitária ADF

Variável	Constante	Tendência	Diferença	Estatística	P-valor	Valores críticos		
						1%	5%	10%
Período: 1994:01 a 1998:12								
IPCA	Sim	Não	0	-3.010	0.039	-3.546	-2.911	-2.593
SELIC	Sim	Não	0	-2.919	0.049	-3.546	-2.911	-2.593
D(DTC)	Não	Não	2	-11.232	0.000	-2.613	-1.947	-1.612
Período: 1999:01 a 2002:12								
IPCA	Sim	Não	0	-3.417	0.015	-3.577	-2.925	-2.600
DSELIC	Não	Não	1	-7.679	0.000	-2.617	-1.948	-1.612
DTC	Não	Não	1	-5.633	0.000	-2.616	-1.948	-1.612
Período: 2003:01 a 2008:12								
IPCA	Sim	Não	0	-6.239	0.000	-3.525	-2.902	-2.588
DSELIC	Não	Não	1	-8.201	0.000	-2.598	-1.945	-1.613
DTC	Não	Não	1	-5.592	0.000	-2.598	-1.945	-1.613
Período: 2003:01 a 2008:12								
IPCA	Sim	Não	0	-5.152	0.001	-3.530	-2.904	-2.589
DSELIC	Não	Não	1	-4.197	0.000	-2.599	-1.945	-1.613
DTC	Não	Não	1	-4.882	0.000	-2.598	-1.945	-1.613

Fonte: Resultado da pesquisa.

Os resultados do período de janeiro de 1994 a dezembro 1998, no qual, se encontram na tabela 4, demonstram que, considerando as séries em níveis, rejeita-se a hipótese de raiz unitária a 5% de significância para o Índice de Preços ao Consumidor Amplo e para a taxa de juros básica, ou seja, essas séries são consideradas estacionárias. Entretanto, para a taxa de câmbio nominal não foi possível rejeitar a existência de raiz unitária em nível, com isso, não é estacionária. Já utilizando a primeira diferença prosseguiu a não constatação de estacionaridade da série. Desse modo, foi necessário encontrar a segunda diferença e verificar a ordem de integração. Assim, após a segunda diferenciação, constatou-se a estacionaridade da série.

Em relação aos demais períodos, janeiro de 1999 a dezembro de 2002, janeiro de 2003 a dezembro de 2008 e janeiro de 2009 a dezembro de 2014, revelam que, a variável IPCA a 5% de significância se mostra estacionária em nível, isso devido à rejeição da hipótese de raiz unitária da série. Já em relação às variáveis SELIC e TCN fez-se necessário encontrar a primeira diferença para a constatação de estacionaridade, uma vez que essas se mostraram não estacionárias nesses períodos.

Como forma complementar ao teste ADF, realizou-se o teste de Phillips-Perron e o teste de KPSS, que estiveram em conformidade com os resultados do teste ADF na maioria dos casos. A hipótese nula de que a variável é estacionária não foi rejeitada usando-se o nível de significância de 5% em todos os períodos para a variável IPCA. Por outro lado, em relação à taxa básica de juros houve a constatação de estacionaridade em nível apenas no período de rigidez cambial, já nos períodos de câmbio flutuante foi necessário encontrar a primeira diferença para a rejeição da hipótese de raiz unitária e constatação de estacionaridade. Enquanto que para a taxa de câmbio nominal em nível, observou-se a presença de não estacionaridade em todos os períodos, sendo necessário encontrar a segunda diferença, já que em primeira diferença revelou a presença de raiz unitária, no período de câmbio fixo e a primeira diferença nos períodos de câmbio flutuante, conforme, pode ver visto nas tabela 5 e 6.

Tabela 5 – Teste de Phillips-Perron

Variável	Constante	Tendência	Diferença	Estatística	P-valor	Valores críticos		
						1%	5%	10%
Período 1994:01 a 1998:12								
IPCA	Sim	Não	0	-3.164	0.027	-3.546	-2.911	-2.593
SELIC	Sim	Não	0	-2.921	0.048	-3.546	-2.911	-2.593
D(DTC)	Não	Não	2	-7.939	0.000	-2.606	-1.946	-1.613
Período – 1999:01 a 2002:12								
IPCA	Sim	Não	0	-3.364	0.017	-3.577	-2.925	-2.600
DSELIC	Não	Não	1	-9.044	0.000	-2.616	-1.948	-1.612
DTC	Não	Não	1	-5.686	0.000	-2.616	-1.948	-1.612
Período – 2003:01 a 2008:12								
IPCA	Sim	Não	0	-6.498	0.000	-3.525	-2.902	-2.588
DSELIC	Não	Não	1	-13.983	0.000	-2.598	-1.945	-1.613
DTC	Não	Não	1	-5.775	0.000	-2.598	-1.945	-1.613
Período – 2009:01 a 2014:12								
IPCA	Sim	Não	0	-4.204	0.001	-3.525	-2.902	-2.588
DSELIC	Não	Não	1	-13.187	0.000	-3.527	-2.903	-2.589
DTC	Não	Não	1	-4.882	0.000	-2.598	-1.945	-1.613

Fonte: Resultado da pesquisa.

Tabela 6 - Teste de Estacionaridade de KPSS

Variável	Constante	Tendência	Diferença	Estatística	Valores críticos		
					1%	5%	10%
Período 1994:01 a 1998:12							
IPCA	Sim	Não	0	0.506445	0.739000	0.463000	0.347000
SELIC	Sim	Não	0	0.501004	0.739000	0.463000	0.347000
D(DTC)	Sim	Não	2	0.150454	0.739000	0.463000	0.347000
Período 1999:01 a 2002:12							
IPCA	Sim	Não	0	0.327871	0.739000	0.463000	0.347000
DSELIC	Sim	Sim	1	0.233251	0.739000	0.463000	0.347000
DTC	Sim	Não	1	0.084229	0.216000	0.146000	0.119000
Período 2003:01 a 2008:12							
IPCA	Sim	Sim	0	0.133084	0.216000	0.146000	0.119000
DSELIC	Sim	Não	1	0.176762	0.739000	0.463000	0.347000
DTC	Sim	Sim	1	0.100764	0.216000	0.146000	0.119000
Período 2009:01 a 2014:12							
IPCA	Sim	Não	0	0.093603	0.739000	0.463000	0.347000
DSELIC	Sim	Não	1	0.251830	0.739000	0.463000	0.347000
DTC	Sim	Sim	1	0.596568	0.216000	0.146000	0.119000

Fonte: Resultado da pesquisa.

Após a verificação da estacionaridade das séries, observou-se que as variáveis IPCA, SELIC e TCN nos períodos analisados não são integradas de mesma ordem, como pode ser observado na tabela 7. Desse modo, não se pode considerar a hipótese de cointegração, pois para serem cointegradas as variáveis devem ser não estacionárias, integradas de mesma ordem e apresentarem resíduos estacionários. Portanto, será estimado um VAR (Vetor Auto-Regressivo) para cada período com as séries estacionárias.

Tabela 7 – Ordem de Integração das Variáveis

Variável	Período			
	1994:01 a 1998:12	1999:01 a 2002:12	2003:01 a 2008:12	2009:01 a 2014:12
IPCA	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
SELIC	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)
TCN	I(2)	I(1)	I(1)	I(1)

Fonte: Elaboração própria.

5.3 Seleção dos Modelos VAR

A seleção dos modelos para cada período foi feita através de bom senso e parcimônia com base no critério de informação de Schwarz (SC). De forma complementar utilizou-se os demais critérios de informação como pode ser visto na tabela 8.

Tabela 8 – Seleção dos Modelos para Estimação do VAR

Critérios de Informação	Período			
	1994:01 a 1998:12	1999:01 a 2002:12	2003:01 a 2008:12	2009 a 2014:12
LR	9	9	1	11
FPE	11	2	1	11
AIC	12	9	1	11
SC	12	1	1	1
HQ	12	9	1	1
Escolhida	12	1	1	1

Fonte: Resultado da pesquisa.

Além disso, verificou-se em cada modelo a normalidade e autocorrelação zero dos resíduos, como pode ser visualizado nas tabelas 9 e 10, respectivamente. Desse modo, cada estatística aponta para uma ordem de defasagem, com isso, foi escolhida a ordem apontada pelo maior número de critérios e que os resíduos sejam ou que mais se aproximem de um ruído branco.

Tabela 9 - Análise de Normalidade dos Resíduos

Período 1994:01 a 1998:12					
Defasagens	Estatística de Jarque-Bera	Grau de liberdade	P-valor	Normalidade	
9	508.6139	6	0.0000	Não	
11	434.4883	6	0.0000	Não	
12	115.4620	6	0.0000	Não	
Período 1999:01 a 2002:12					
1	30.41213	6	0.0000	Não	
2	13.33285	6	0.0380	Não	
9	3.089327	6	0.7976	Sim	
Período 2003:01 a 2008:12					
1	32.63843	6	0.000	Não	
Período – 2009:01 a 2014:12					
1	3.264359	6	0.7750	Sim	
11	5.906543	6	0.4337	Sim	

Fonte: Resultado da pesquisa.

Tabela 10 – Análise de Autocorrelação dos Resíduos

Lags	1 defasagem		9 defasagens		11 defasagens		12 defasagens	
	Lm-Stat	P-valor	Lm-Stat	P-valor	Lm-Stat	P-valor	Lm-Stat	P-valor
Período 1994:01 a 1998:12								
1	-	-	1.259.563	0.1818	1.260.413	0.1814	7.178.091	0.6186
2	-	-	1.314.819	0.1560	1.363.765	0.1358	1.080.998	0.2890
3	-	-	6.379.565	0.7014	5.536.744	0.7852	7.271.720	0.6089
4	-	-	7.826.777	0.5517	1.887.895	0.0262	9.620.856	0.3820
5	-	-	8.364.043	0.4979	6.216.173	0.7181	2.022.570	0.9911
6	-	-	1.281.828	0.1710	2.142.280	0.0109	8.532.611	0.4815
7	-	-	1.280.357	0.1717	2.671.312	0.0016	1.257.636	0.1827
8	-	-	2.906.954	0.9679	9.985.030	0.3517	9.027.899	0.4347
9	-	-	8.229.382	0.5112	6.648.306	0.6737	1.042.246	0.3174
10	-	-	1.046.281	0.3143	1.021.438	0.3334	1.090.810	0.2821
11	-	-	6.335.835	0.7059	1.476.543	0.0976	4.142.170	0.9018
12	-	-	9.311.748	0.4090	1.034.279	0.3235	1.279.885	0.1719
Período 1999:01 a 2002:12								
1	-	-	2.183.688	0.0094	2.167.446	0.0100	3.482.786	0.9421
2	-	-	1.442.027	0.1081	2.448.735	0.0036	8.637.705	0.4714
3	-	-	9.678.804	0.3771	1.178.028	0.2260	7.403.361	0.5952
4	-	-	5.221.271	0.8146	1.448.958	0.1059	7.394.619	0.5961
5	-	-	7.793.005	0.5551	8.584.509	0.4765	9.640.252	0.3804
6	-	-	1.450.336	0.1055	2.356.584	0.0050	1.332.954	0.9982
7	-	-	1.073.676	0.2942	7.076.155	0.6292	1.349.623	0.1414
8	-	-	3.749.194	0.9271	4.210.110	0.8970	8.290.331	0.5052
9	-	-	7.647.067	0.5701	1.313.045	0.1568	8.245.214	0.5096
10	-	-	5.383.638	0.7997	6.400.578	0.6993	1.020.276	0.3343
11	-	-	2.594.974	0.9782	5.295.277	0.8078	8.788.736	0.4570
12	-	-	1.838.008	0.0310	1.302.987	0.1613	1.308.519	0.1588
Período 2003:01 a 2008:12								
1	4.128.312	0.9028	-	-	-	-	-	-
2	5.132.116	0.8226	-	-	-	-	-	-
3	1.817.930	0.0331	-	-	-	-	-	-
4	1.164.857	0.2339	-	-	-	-	-	-
5	1.845.938	0.0302	-	-	-	-	-	-
6	6.119.742	0.7279	-	-	-	-	-	-
7	2.177.241	0.0096	-	-	-	-	-	-
8	1.228.599	0.1977	-	-	-	-	-	-
9	1.052.145	0.3099	-	-	-	-	-	-
10	1.049.656	0.3118	-	-	-	-	-	-
11	1.079.249	0.2902	-	-	-	-	-	-
12	1.212.095	0.2066	-	-	-	-	-	-
Período 2009:01 a 2014:12								
1	5.621784	0.7771	-	-	4.034171	0.9091	-	-
2	2.459446	0.9820	-	-	4.086632	0.9056	-	-
3	10.39759	0.3193	-	-	12.18963	0.2028	-	-
4	25.02437	0.0029	-	-	12.41231	0.1911	-	-
5	11.24563	0.2592	-	-	9.518360	0.3909	-	-
6	9.567950	0.3866	-	-	10.69224	0.2974	-	-
7	15.02920	0.0901	-	-	7.106378	0.6260	-	-
8	9.096674	0.4284	-	-	7.597048	0.5752	-	-
9	8.589640	0.4760	-	-	11.17069	0.2642	-	-
10	11.91302	0.2183	-	-	9.721869	0.3735	-	-
11	6.649293	0.6736	-	-	6.463528	0.6928	-	-
12	24.80417	0.0032	-	-	13.11479	0.1575	-	-

Fonte: Resultado da pesquisa.

5.4 Análise de Decomposição da Variância

Analisando os resultados dos modelos para o IPCA, por meio da decomposição da variância, observa-se que no período de rigidez cambial, aproximadamente 38% da variância do erro de previsão da inflação é explicada pelos choques nas variáveis SELIC e D(DTC) ao final de 10 meses, sendo que a primeira é responsável por 26,53%, conforme a tabela 11.

A partir do período de janeiro de 1999 a dezembro de 2002, as duas variáveis estão em primeira diferença, diferentemente do período anterior, o qual a SELIC estava em nível e a taxa de cambio diferenciada duas vezes. Com isso, é possível observar, no período II, que essas variáveis juntas explicam aproximadamente 24% a variância do erro de previsão da inflação, com maior peso para variações da taxa de cambio. Já no período posterior, janeiro de 2003 a dezembro de 2008, apesar dessa variável continuar apresentando maior importância sobre a variância, a magnitude de ambas as variáveis reduziram, uma vez que, as variações na taxa de cambio e na taxa de juros foram responsáveis por, aproximadamente, 9% e 1%, respectivamente.

Com isso, verifica-se que no período de rigidez cambial a inflação é influenciada mais pela mudança nos juros do que por outras variáveis, ou seja, pela condução da política monetária. Já nos períodos de flexibilidade cambial, com exceção do quarto período, observa-se uma maior importância da participação relativa do câmbio na explicação da inflação, ou seja um maior repasse das variações no câmbio para essa variável, porém o *pass-through* passa de 21,85% no segundo período para 8,97% no terceiro.

No quarto período, a proporção da Selic e da TC chegam próximas à zero, enquanto que a proporção da variância do erro explicada pelo choque na própria variável chega a aproximadamente 99%, indicando, assim, ser o período em que a inflação se mostra mais independente.

Além disso, verifica-se que há forte evidência de que ao longo do tempo a inflação tem um maior poder explicativo sobre o comportamento ou variações da taxa de juros básica. Isso é verdade para todos os períodos, com exceção do período III, onde a variação da taxa de juros básica passa a ser mais explicada pela variação na taxa de câmbio. Por outro lado, quando se analisa a decomposição de variância da taxa de câmbio, observa-se que suas alterações dependem mais de mudanças na taxa de juros no período de câmbio fixo e, portanto, da condução da política monetária. Já os períodos de câmbio flutuante revelam que mudanças na inflação tem um maior poder explicativo sobre a variância do erro de previsão de variações cambiais.

Tabela 11: Análise de Decomposição da Variância – IPCA, SELIC e Taxa de câmbio

IPCA				
Período	S.E.	IPCA	SELIC	TC
Período de 1994:01 a 1998:12				
1	0.218784	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.374824	78.47340	6.441544	15.08506
10	0.457191	61.78620	26.53373	11.68007
Período de 1999:01 a 2002:12				
1	0.441510	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.567295	76.16977	2.029397	21.80083
10	0.567511	76.11982	2.036365	21.84381
Período de 2003:01 a 2008:12				
1	0.194467	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.237909	90.17338	0.878227	8.948394
10	0.238014	90.14980	0.879618	8.970587
Período de 2009:01 a 2014:12				
1	0.193680	100.0000	0.000000	0.000000
5	0.242311	99.26562	0.064985	0.669391
10	0.243181	99.20413	0.066038	0.729834
SELIC				
Período de 1994:01 a 1998:12				
1	0.464110	11.70865	88.29135	0.000000
5	0.715971	13.68029	84.01798	2.301735
10	0.791592	22.49277	75.09316	2.414064
Período de 1999:01 a 2002:12				
1	0.227938	0.002781	99.99722	0.000000
5	0.264253	0.715194	85.76969	13.51511
10	0.264274	0.715194	85.76943	13.51537
Período de 2003:01 a 2008:12				
1	0.120437	0.022909	99.97709	0.000000
5	0.146172	0.486990	97.39043	2.122581
10	0.146314	0.487129	97.38969	2.123179
Período de 2009:01 a 2014:12				
Período	S.E.	IPCA	DSELIC	DTC
1	0.069160	9.289898	90.71010	0.000000
5	0.077743	10.58130	89.22374	0.194959
10	0.077758	10.58686	89.21722	0.195923
Taxa de Câmbio				
Período de 1994:01 a 1998:12				
1	0.001248	0.721460	0.395157	98.88338
5	0.003125	17.77757	7.259286	74.96314
10	0.004315	16.11909	39.40651	44.47440
Período de 1999:01 a 2002:12				
1	0.116723	6.676149	0.477002	92.84685
5	0.125445	7.558440	5.448148	86.99341
10	0.125456	7.559698	5.448896	86.99141
Período de 2003:01 a 2008:12				
1	0.080510	1.972795	3.897022	94.13018
5	0.092246	17.39601	3.429009	79.17498
10	0.092322	17.39514	3.425720	79.17914
Período de 2009:01 a 2014:12				
1	0.056514	0.368373	0.390059	99.24157
5	0.063952	0.424606	0.414268	99.16113
10	0.063968	0.425911	0.414286	99.15980

Fonte: Resultado da pesquisa.

5.5 Análise das Funções de Resposta ao Impulso

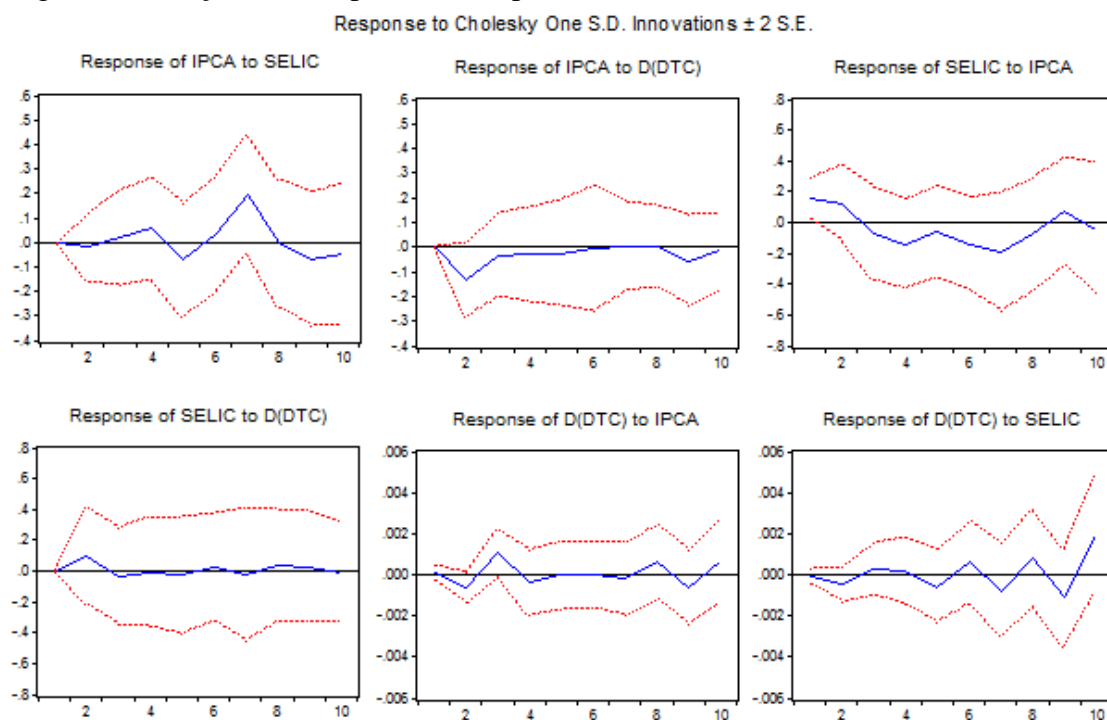
As figuras de 1 a 4 apresentam as funções de respostas ao impulso das séries temporais para os períodos analisados compreendidos de janeiro de 1994 a dezembro de 2014. A análise do período de rigidez cambial revela que os choques nas variações cambiais exercem impacto negativo de longa duração sobre a inflação, enquanto que a partir do período de flexibilidade,

estes choques desempenham um impacto positivo, sendo que, no período II, de janeiro de 1999 a dezembro de 2002, o impacto tem maior efeito e duração.

Quanto à resposta da inflação a choques advindos da taxa de juros básicas, revelam que no período de câmbio fixo, período que apresenta maior sensibilidade, sofrem um impacto instável de longa duração, ou seja, podendo ser negativo ou positivo. Já em relação ao período posterior, de janeiro de 1999 a dezembro de 2002, choques nas variações da SELIC exercem impacto positivo de pequena magnitude e de longa duração no comportamento inflacionário. Entretanto, no período de janeiro de 2003 a dezembro de 2008, esses choques passam a influenciar negativamente por período pequeno a inflação. Por outro lado, no período IV, impactam positivamente por pequeno período de tempo.

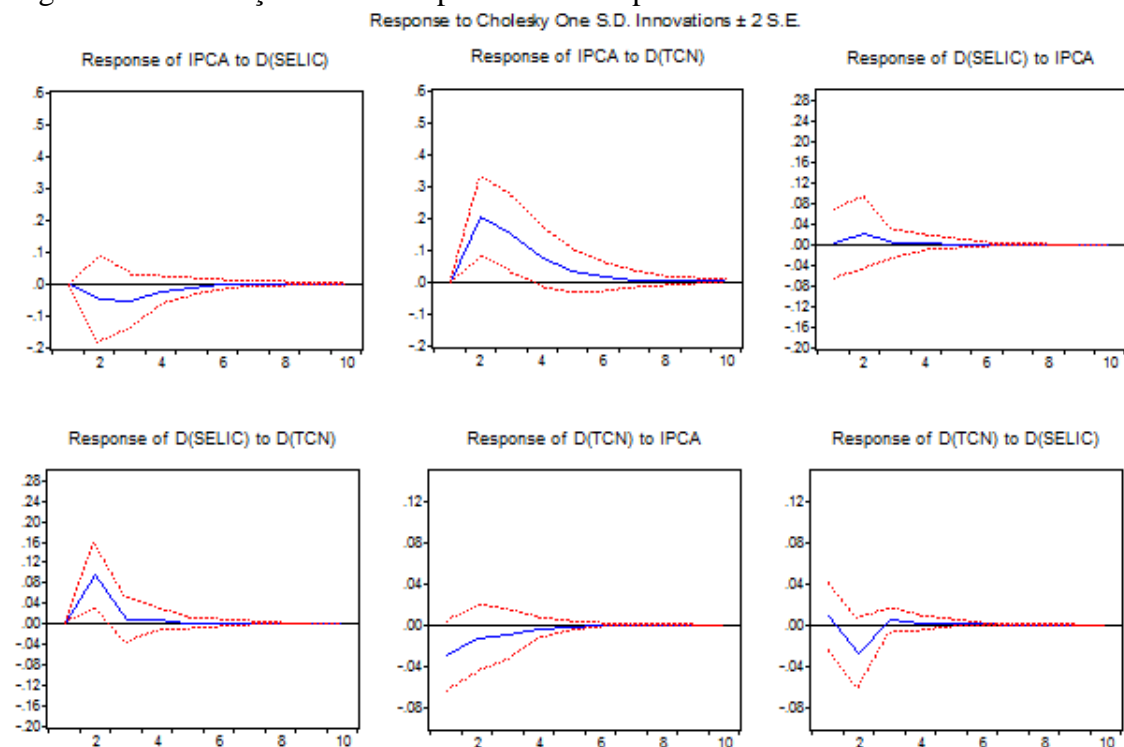
Ao analisar as funções de impulso resposta de choques inflacionários sobre o comportamento da taxa de juros primária, revela que no período de rigidez cambial exercem impacto negativo de longa duração. Em relação aos períodos seguintes, os choques inflacionários revelaram-se positivos, porém de curta duração sobre as variações da SELIC. Entretanto, no período de janeiro de 2009 a dezembro de 2014 o choque mostra instabilidade sendo às vezes positivo e às vezes negativo o impacto.

Figura 1 – Funções de Respostas ao Impulso – Período I: 1994:01 a 1998:1



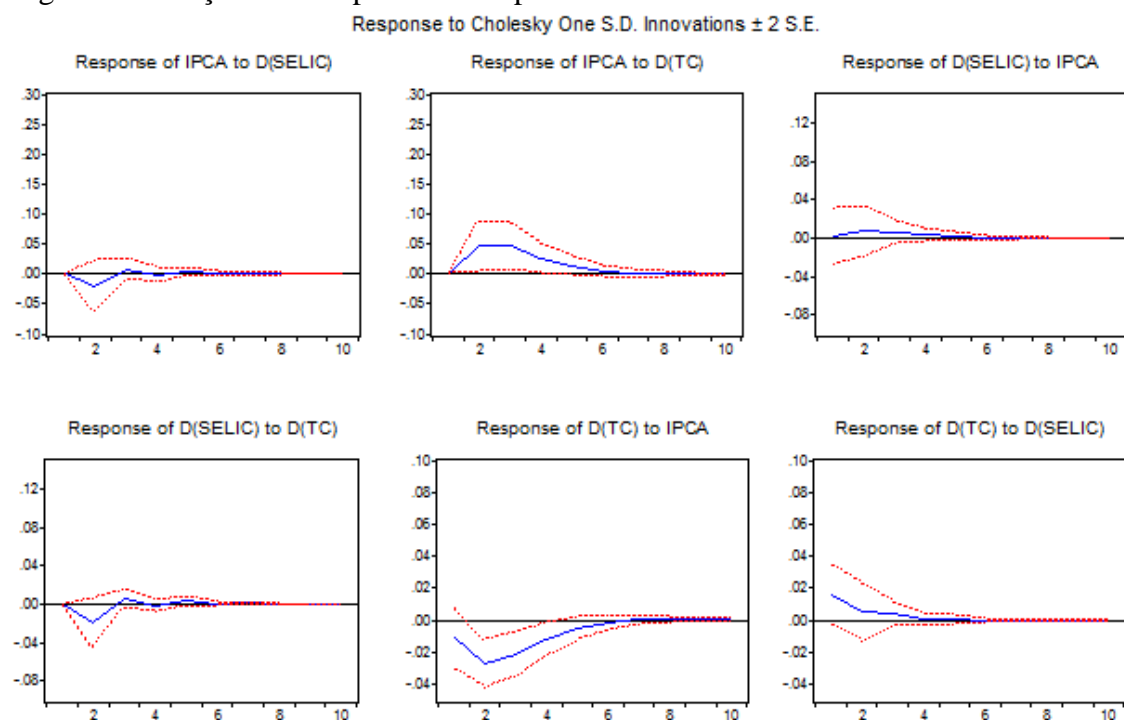
Fonte: Resultado da pesquisa

Figura 2 – Funções de Respostas ao Impulso – Período II: 1999:01 a 2002:12



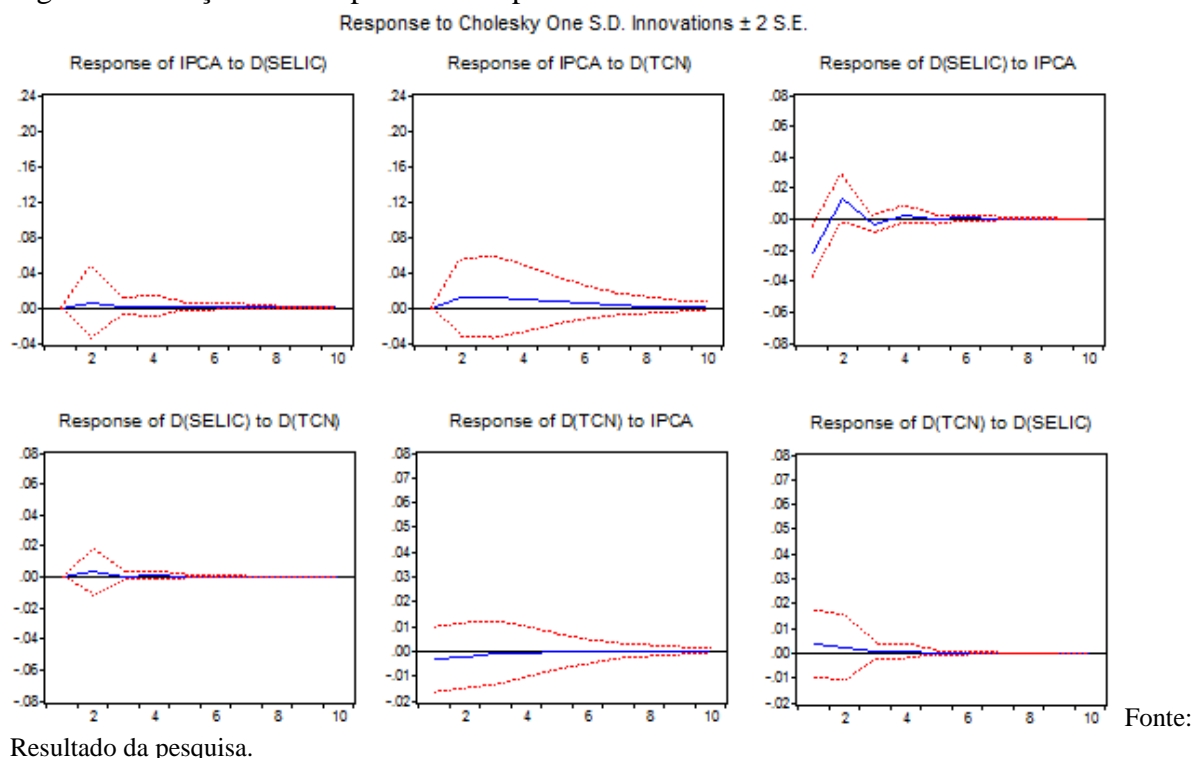
Fonte: Resultado da pesquisa.

Figura 3 – Funções de Respostas ao Impulso – Período III: 2003:01 a 2008:12



Fonte: Resultado da pesquisa.

Figura 4 – Funções de Respostas ao Impulso – Período IV: 2009:01 a 2014:12



Por outro lado, no período I, choque na variação da taxa de câmbio nominal influenciaram positivamente por período pequeno a taxa de juros básica. Já no período seguinte, de janeiro de 1999 a dezembro de 2002, as funções impulso resposta mostram que os choques têm impactam negativo e de curta duração, entretanto, necessitam de mais tempo para ocorrerem. No período seguinte, os choques cambiais continuam negativos, mas demandam menor tempo para influenciar a taxa de juros primária. No último período, considerando os choques da taxa de câmbio nominal, apresentam impactos parecidos com o período de câmbio fixo devido serem de curta duração e positivos.

No período de câmbio fixo, mudanças no comportamento da taxa de juros primária, revelam um impacto instável sobre o comportamento nas variações da taxa de câmbio, sendo negativo ou positivo dependendo do período de tempo. Já no período de janeiro de 1999 a dezembro de 2002, mudanças nas variações da SELIC impactam positivo, sendo que, de grande magnitude e média duração. No período III, continua a impactar positivamente, mas com pequena duração, sendo o período que apresentar maior sensibilidade. Por fim, no período posterior, de janeiro de 2009 a dezembro de 2014, praticamente não existe impacto sobre as variações cambiais. Em relação a choques inflacionários, no período II e IV, indicam ter uma influência instável sobre as variações cambiais. Por outro lado, o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2008, revela um impacto de maior sensibilidade, sendo negativo e de duração prolongada sobre o comportamento das variações da taxa de câmbio nominal. Já em relação ao período IV, a resposta das variações cambiais é praticamente nula em função de choque na inflação.

5.6 Teste de Causalidade de Granger

A tabelas 12 apresenta os testes de causalidade de Granger para os quatro períodos analisados, sendo que, todas as variáveis devem apresentar estacionaridade para resultados plausíveis. O teste de causalidade de Granger revela que no período de rigidez cambial, não

existe relação de causalidade entre as variáveis a não ser nos casos de mudança no nível de preços que causa no sentido de Granger variações na taxa de câmbio e mudanças na taxa de juros básica que causa (no sentido de Granger) variações cambiais.

Em relação ao período de janeiro de 2003 a dezembro de 2008, revelam que variações na taxa de câmbio nominal causam no sentido de Granger mudanças no comportamento inflacionário. Por outro lado, o contrário também é verdadeiro já que rejeitamos a hipótese de não causalidade com nível de 5% de significância, sendo assim, mudanças inflacionárias causam variações na taxa de câmbio nominal. Entretanto, não existe relação de causalidade nos períodos II e IV.

Tabela 12 – Teste de Causalidade de Granger

Hipótese Nula	Obs.	Estatística F	Probabilidade
Período I: 1994:01 a 1998:12			
SELIC não causa, no sentido Granger, IPCA	48	1.50399	0.1932
IPCA não causa, no sentido Granger, SELIC	48	0.22056	0.9954
D(DTC) não causa, no sentido Granger, IPCA	46	1.66151	0.1488
IPCA não causa, no sentido Granger, D(DTC)	46	3.82764	0.0035
D(DTC) não causa, no sentido Granger, SELIC	46	0.33123	0.9738
SELIC não causa, no sentido Granger, D(DTC)	46	7.95992	0.0000
Período II: 1998:01 a 2002:12			
DSELIC não causa, no sentido Granger, IPCA	35	0.42710	0.9176
IPCA não causa, no sentido Granger, DSELIC	35	1.64941	0.2179
DTC não causa, no sentido Granger, IPCA	35	2.06011	0.1305
IPCA não causa, no sentido Granger, DTC	35	0.48744	0.8808
DTC não causa, no sentido Granger, DSELIC	35	0.91603	0.5637
DSELIC não causa, no sentido Granger, DTC	35	1.20928	0.3870
Período III: 2003:01 a 2008:12			
DSELIC não causa, no sentido Granger, IPCA	70	2.00634	0.1613
IPCA não causa, no sentido Granger, DSELIC	70	0.55192	0.4601
DTC não causa, no sentido Granger, IPCA	70	5.09985	0.0272
IPCA não causa, no sentido Granger, DTC	70	12.9680	0.0006
DTC não causa, no sentido Granger, DSELIC	70	3.00398	0.0877
DSELIC não causa, no sentido Granger, DTC	70	0.01596	0.8998
Período IV: 2009:01 a 2014:12			
DSELIC não causa, no sentido Granger, IPCA	59	1.33454	0.2452
IPCA não causa, no sentido Granger, DSELIC	59	2.54183	0.0163
DTC não causa, no sentido Granger, IPCA	59	1.89435	0.0713
IPCA não causa, no sentido Granger, DTC	59	1.08227	0.4045
DTC não causa, no sentido Granger, DSELIC	59	1.38759	0.2193
DSELIC não causa, no sentido Granger, DTC	59	0.44598	0.9318

Fonte: Resultado da pesquisa.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho procura fazer uma análise empírica mais recente sobre a dinâmica entre as séries, taxa de câmbio nominal, taxa de juros básica e inflação em diferentes cenários econômicos no Brasil, compreendidos de janeiro de 1994 a dezembro de 2014. Para tanto, utilizou-se da metodologia de séries temporais através de modelos Vetor Auto-Regressivo (VAR) para estimação desses cenários.

Dos testes de raiz unitária, observou-se que a série IPCA em nível apresenta estacionaridade em todos os períodos. Entretanto, não houve a mesma constatação na taxa de câmbio nominal. Desse modo, foi tomada a segunda diferença no período de rigidez cambial e a primeira diferença nos períodos de câmbio flutuante para obtenção da estacionaridade. Já a série SELIC no período de câmbio fixo apresentou estacionaridade, mas nos períodos posteriores foi tomada a primeira diferença para sua constatação.

Quanto à causalidade de Granger foi verificado que a inflação e a taxa básica de juros influenciaram a variação da taxa de câmbio no período de rigidez cambial. Já no período de

2003 a 2008 revelou que variações cambiais e mudanças inflacionárias ajudam uma a outra na previsão.

A decomposição da variância aponta que existem alterações no comportamento inflacionário frente a mudanças na taxa de juros e na taxa de câmbio. No primeiro período, aproximadamente 38% da variância do erro de previsão da inflação é explicada pelos choques nas variáveis taxa de juros e variações na taxa de câmbio, com maior efeito para a primeira. Porém, a partir do segundo período, observa-se reduções contínuas dos efeitos dessas variáveis sobre a inflação, explicando conjuntamente, 24%, 10% e menos de 1% no último período, o qual demonstra uma maior independência da inflação a estas variáveis.

Além disso, pode-se observar que no período de rigidez cambial a inflação é influenciada mais pela mudança na taxa de juros, diferentemente dos períodos de maior flexibilidade, cuja importância maior reside na participação relativa das variações cambiais, porém esse repasse reduz de, aproximadamente 22% no segundo período para 0,8% no quarto período, comprovando que o nível de *pass-through* está reduzindo.

O impulso resposta mostra que o comportamento inflacionário, no período I, depende mais de choques advindos da taxa de juros, entretanto, nos demais períodos passa a depender mais de choques nas variações cambiais, porém, os efeitos desses choques vão se dissipando mais rapidamente.

Com isso, através da função impulso resposta e da decomposição da variância pode-se afirmar que houve mudanças na dinâmica entre tais variáveis e constatou-se uma significativa redução do nível de *pass-through* com os anos. Além disso, observa-se que a inflação no período de janeiro de 2009 a dezembro de 2014 se comporta de forma independente, não reagindo a choques nas variações do câmbio e dos juros.

Estes resultados dão suportes a teoria de que, apesar de em um regime de metas de inflação o principal foco da política monetária, através da taxa de juros, seja alcançar a meta definida pelo CMN, não significa que esse tipo de política deva ser o único instrumento do controle inflacionário. As políticas fiscais e monetárias devem ser utilizadas de forma coordenada. O comportamento do crédito, influenciado pela regulamentação do Banco Central e pelas ações dos bancos públicos, deve acompanhar os objetivos da política econômica, ou seja, a elevação dos depósitos compulsórios pode influenciar, ainda que de modo complementar, o combate à inflação. No plano fiscal, a reforma tributária precisa ser implementada através da simplificação e da redução da carga tributária.

Em contrapartida, diante do agravamento do quadro fiscal e do descompasso entre a arrecadação do governo e as despesas públicas, o que se observa são medidas de elevação de tributos através da retomada da cobrança da Cide, imposto sobre combustíveis; do aumento da alíquota do PIS/COFINS para produtos importados e da elevação da faixa para operações de créditos (IOF). Dessa forma, esses pacotes de aumento de impostos só tende a agravar o quadro inflacionário.

REFERENCIAL BIBLIOGRÁFICO

ALBUQUERQUE, C.R. **Taxas de Câmbio e Inflação no Brasil:** Um estudo Econométrico. 2005. Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, UFRGS, Porto Alegre, 2005.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 10 out. 2014.

BELAISCH, A. **Exchange rate pass-through in Brazil.** IMF, Working Papers n. 141. 2003.

BUENO, R. D. L. S. **Econometria de séries temporais**. 1. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011. 230 p.

CALVO, G. A.; REINHART, C. M. **Fear of Floating**. NBER, Working Paper n.7993. 2000.

CARDOSO, C. A.; VIEIRA, F. V. Câmbio, Inflação, Juros e Reservas na Transição de Regimes Cambiais: Uma Investigação Econométrica para o Brasil. **Análise Econômica**, Rio grande do Sul, v. 47, p. 1-20, 2007.

D'AGOSTINI, L. L. M.; OREIRO, J. L. C. Previsão da taxa de juros SELIC e do Câmbio nominal a partir de um modelo VAR com restrição. **Economia & Tecnologia** Curitiba: UFPR, v. 3, p. 39-45, set/dez. 2005.

DICKEY, D.; FULLER, W. Distribution of the Estimators for The Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, p.427-431, 1979.

EICHENGREEN, B. **Can emerging markets float? Should they inflation target?**, Banco Central do Brasil, Working Paper Series, n. 36. Fev. 2002.

ENDERS, W., **Applied econometric time series**. New York: John Wiley and Sons.Press, forthcoming, 2010. 544 p.

GAGNON, J.E.; IHRIG, J. **Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through**. 2004. Disponível em: <http://www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/2001/704/ifdp704r.pdf>. Acesso em: 12 Dez. 2014.

GOLDFAJN, I.; WERLANG, S. R. C. **The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study**. Banco Central do Brasil, Trabalhos para Discussão, n. 5. Set. 2000.

LEIGH, D.; ROSSI, M. **Exchange Rate Pass-Through in Turkey**. IMF Working Paper, n. 02/204. 2002.

MCCARTHY, J. **Pass-Through of Exchange Rate and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies**. BIS Working Paper, n. 79. Basel: Bank for International Settlements. Nov. 1999.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Disponível em:<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/defaultinpc.shtm> Acesso em: 09 maio 2014.

IPEA - INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Disponível em: < <http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 14 maio 2014.

INSTITUTO LUDWIG VON MISES BRASIL . Disponível em: < <http://www.mises.org.br>>. Acesso em: 12 out. 2014.

MUINHOS, M. K. **Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: the case of Brasil**. Banco Central do Brasil. Trabalhos para Discussão, n.26. Agosto 2001.

NOGUEIRA, V. A.; MORI, R.; MARÇAL, E.F. Transmissão da variação cambial para as taxas de inflação no Brasil: estimação do pass-through através de modelos de vetores autorregressivos estruturais. *In: 40º Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2012. Porto de Galinhas Anais..* Porto de Galinhas: ANPEC, 2012.

SILVA, E. K.; MAIA S. F. Metas inflacionárias: um estudo empírico para o Brasil, **Economia e Desenvolvimento**, Recife, v. 4, n. 2, p. 259-298, 2005.

SOUZA, F.E.P.; HOFF, C. R. O Regime Cambial Brasileiro: Flutuação Genuína ou Medo de Flutuação?. *In. XXXI Encontro Nacional de Economia, 2003. Porto Seguro Anais...* Porto Seguro: 2003.

SOUZA, R.G.; ALVES, A. F.. Relação entre câmbio e preços no Brasil: aspectos teóricos e evidências empíricas. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 2010, Rio de Janeiro. Anais...* Rio de Janeiro: ANPEC, 2010.

TAVARES, G. A.; BUENO, R. De. L. da S.. O Impacto do Risco Inflacionário sobre os Juros no Brasil. *In: VI Encontro Brasileiro de Finanças, 2006. Vitória. Anais...* Vitória: 2006

TAYLOR, J. **Using monetary rules in emerging markets**. Stanford University, mimeo, Working Paper n. 14-15. dez. 2000.