

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO
CENTRO DE CIÊNCIAS JURÍDICAS E ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

CHRISTIAN NDEGE KOBUNDA

**OS DETERMINANTES DA INFLAÇÃO NA REPÚBLICA DEMOCRÁTICA DO
CONGO: UM ESTUDO ECONOMÉTRICO (2005-2015)**

VITÓRIA
2019

CHRISTIAN NDEGE KOBUNDA

**OS DETERMINANTES DA INFLAÇÃO NA REPÚBLICA DEMOCRÁTICA DO
CONGO: UM ESTUDO ECONOMETRICO (2005-2015)**

Dissertação apresentada ao programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia

**Orientador: Prof. Dr. Ricardo Ramallete
Moreira**

VITÓRIA
2019

Kobunda, Christian Ndege, 1990-

K75d Os Determinante da Inflação na República Democrática do Congo: Um estudo Econométrico (2005-2015) / Christian Ndege Kobunda. - 1990. 85 f. : il.

Orientador: Ricardo Ramalhete Moreira.

Coorientador: Edson zambon Monte.

Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Espírito Santo, Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas.

1. República Democrática do Congo. 2. Inflação. 3. Câmbio. 4. Juros. 5. Commodities. 6. Modelos dos Vetores Autoregressivos. I. Moreira, Ricardo Ramalhete. II. Monte, Edson zambon. III. Universidade Federal do Espírito Santo. Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas. IV. Título.

CDU: 330

CHRISTIAN NDEGE KOBUNDA

OS DETERMINANTES DA INFLAÇÃO NA REPÚBLICA DEMOCRÁTICA DO
CONGO: UM ESTUDO ECONOMETRICO (2005-2015)

Dissertação apresentada ao Programa de
Pósgraduação em Economia da Universidade Federal
do Espírito Santo como requisito parcial para a
obtenção do título de Mestre em Economia.

Vitória, 19 de junho de 2019.

COMISSÃO EXAMINADORA



Prof. Dr. Ricardo Ramalhete Moreira

Universidade Federal do Espírito

Orientador

Prof.



Prof. Dr. Edson Zambon Monte

Edson Zambon Monte

Universidade Federal do Espírito Santo

Coorientador



Prof. Dr. Claudio Márcio Pereira da Cunha

Universidade Federal do Espírito Santo

AGRADECIMENTOS

Je remercie Dieu de m'avoir donné la disposition, la force et la capacité nécessaires pour franchir cette étape.

Je remercie le cieux de m'avoir donné une famille toujours consciente qui ne doute jamais de moi, en particulier Gregoire Ndege, Christine Yakonzi et Gladys Ndege.

Je remercie l'Université fédérale de Espírito Santo pour cette opportunité.

Je remercie la FAPES (Fundação de Amparo à Pesquisa e Inova do Espírito Santo) pour la bourse d'étude.

Je remercie tout les Membre du Programme de Pós-graduation en Economie de l'Université Fédérale de Espirito santo (PPGEco-UFES).

Je remercie mes Chefes de Projet Ricardo Ramalhete Moreira et Edson Zambon Monte pour la patience et l'aide qui était essentielle à la realisation de cette étude.

RESUMO

Em muitos países emergentes e subdesenvolvidos, os choques de oferta provaram ser os maiores causadores da inflação a partir dos anos 2000. As mudanças de preços das *commodities* e da taxa de câmbio nominal mostraram-se relevantes para o entendimento da dinâmica inflacionária. Assim, este trabalho tem por objetivo analisar os determinantes da inflação entre janeiro de 2005 e dezembro de 2015 na República Democrática do Congo, utilizando o modelo dos vetores autorregressivo (VAR), por meio das funções de resposta a impulso (FRIs) e da decomposição da variância do erro de previsão (DV). Os resultados mostraram que o *pass-through* do câmbio provou ser o maior causador da inflação, estatisticamente significativo, e que a taxa de juros é um instrumento insignificante para combater a inflação.

ABSTRACT

In many emerging and underdeveloped countries supply shocks have proven to be the major cause of inflation since the 2000s. Changes in commodity prices and the nominal exchange rate have proved to be relevant for understanding the dynamics of inflation. Based on this problem, this paper aims to analyze the determinants of inflation between January 2005 and December 2015 by using the vector autoregressive model (VAR). With impulse response functions (FRIs) and the decomposition of the prediction error variance, it is possible to verify that inflation suffers with commodity price shocks. However, the exchange rate passthrough is the main cause of inflation, since it is statistically significant, and the interest rate is an insignificant instrument for fighting inflation.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Evolução das variáveis (em nível) no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015	36
Figura 2 – Inverso das raízes unitárias do polinômio até VAR(3).....	42
Figura 3 – Função de resposta a impulso Cholesky.....	44
Figura 4 – Função resposta a impulso generalizado.....	46
Figura 5 – Inverso das raízes unitárias do polinômio até VAR(2).....	50
Figura 6 – Função de resposta a impulso Cholesky.....	51
Figura 7 – Função de resposta a impulso generalizado.....	52
Figure 8 – Inverso das raízes unitárias do polinômio até VAR(1).....	56
Figure 9 – Função de resposta a impulso Cholesky.....	57
Figura 10 – Função de resposta a impulso Generalizado.....	59
Figura 11 – Função de resposta a impulso Cholesky.....	62
Figura 12 – Função de resposta a impulso Generalizado.....	62
Figura 13 – Função de resposta a impulso Cholesky.....	66
Figura 14 – Função de resposta a impulso Generalizado.....	66

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Variáveis, unidades, siglas e fontes	36
Tabela 2 – Estatísticas descritivas de Jan/2005 a Jan/2015	37
Tabela 3 – Testes de raiz unitária em nível.....	38
Tabela 4 – Teste de raiz unitária em primeira diferença	39
Tabela 5 – Determinação do número de defasagens do modelo VAR.....	40
Tabela 6 – Teste de autocorrelação (p-valor da estatística LM).....	40
Tabela 7 – Bloco-causalidade de Granger	41
Tabela 8 – Decomposição da variância da variável INF	47
Tabela 9 – Estatísticas descritivas de jan/2005 a jan/2012.....	48
Tabela 10 – Testes de raiz unitária para as variáveis em nível.....	48
Tabela 11 – Testes de raiz unitária em primeira diferença.....	49
Tabela 12 – Determinação do número de defasagens do modelo VA	49
Tabela 13 – Teste de autocorrelação (p-valor da estatística LM).....	49
Tabela 14 – Bloco-causalidade de Granger	50
Tabela 15 – Resultados da Análise das Decomposições das variâncias da INF	53
Tabela 16 – Estatísticas descritivas de fev/2012 a dez/2015	54
Tabela 17 – Testes de raiz unitária para as variáveis em nível.....	54
TABELA 18 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA EM PRIMEIRA DIFERENÇA.....	55
Tabela 19 – Determinação do número de defasagens do modelo VAR.....	55
Tabela 20 – Teste de autocorrelação (p-valor da estatística LM).....	55
Tabela 21 – Bloco-causalidade de Granger	56
Tabela 22 – Resultados da análise das decomposições das variâncias da INF.	59
Tabela 23 - Teste de raiz unitária em nível	60
Tabela 24 - Teste de Raiz unitária primeira diferença.....	61
Tabela 25 - Determinação do número de defasagens do modelo VAR	61
Tabela 26 - Teste de autocorrelação (p-valor da estatística LM)	61
Tabela 27 - Decomposição da variância	63
Tabela 28 - Teste de Raiz unitária em nível.....	64
Tabela 29 - Teste de Raiz unitária em primeira diferença.....	64
Tabela 30 - Determinação do número de defasagens do modelo VAR	65
Tabela 31 - Teste de autocorrelação (p-valor da estatística LM)	65
Tabela 32 - Decomposição da variância INF.....	67

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	10
1. FATORES DETERMINANTES DA INFLAÇÃO DE OFERTA: ASPECTO TEÓRICO	13
1.1. O EFEITO DOS PREÇOS DAS COMMODITIES SOBRE A INFLAÇÃO	13
1.2. EFEITO DO CÂMBIO SOBRE A INFLAÇÃO	15
1.3. RELAÇÃO ENTRE PREÇOS DE COMMODITIES E CÂMBIO	18
2. A REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA	20
2.1. EVIDÊNCIAS INTERNACIONAIS	20
2.2. EVIDÊNCIAS PARA A REPÚBLICA DEMOCRÁTICA DO CONGO (RDC)	27
2.3. POLÍTICA ECONÔMICA NA REPÚBLICA DEMOCRÁTICA DO CONGO	28
3. MODELO DE VETORES AUTOREGRESSIVOS (VAR)	32
4. RESULTADOS E DISCUSSÕES	35
4.2. ESTIMATIVA PARA O PERÍODO DE JAN/2005 A DEZ/2015	36
4.3. ESTIMATIVA PARA O PERÍODO DE JAN/2005 A JAN/2012	48
4.4. ESTIMATIVA PARA O PERÍODO DE FEV/2012 A DEZ/2015	54
4.5. ANÁLISE DE ROBUSTEZ	60
CONCLUSÃO	68
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	70
APÊNDICE	79

INTRODUÇÃO

A inflação de custo pode ter sua origem associada, por exemplo, à ocorrência de choques de oferta, causadas por forte elevação no preço de determinadas matérias-primas importadas, como petróleo, safras agrícolas insuficientes, salários ou mesmo pela escassez de fatores de produção. Estes aumentos de preços setoriais terão efeitos maiores sobre o comportamento da taxa de inflação quanto maior for seu peso no índice geral de preços. Segundo Leite (2000), isso ocorre devido à uma elevação persistente do nível de preços provocada por uma contração da oferta agregada. Entretanto, essa contração da oferta não implicaria necessariamente a redução da produção e, sim, o encarecimento da oferta, pois cada nível de produção somente poderá ser oferecido a preços mais elevados.

A República Democrática do Congo (RDC) tem histórico de inflação alta desde sua independência, em junho de 1960. A média inflacionária entre 1970 e 1990 foi superior a 50%. Entretanto, na década de 1990, o país passou a conviver com uma hiperinflação de 984% ao ano. No início dos anos 2000, assistiu-se à queda significativa da taxa de inflação, que saiu de três para dois, e depois um dígito (LENDELE; KAMANDA, 2005). É importante estudar, entre outros fatores, os determinantes da inflação para elaborar uma análise macroeconômica em geral e encontrar meios para combater suas eventuais causas.

Conforme Fisher *et al.* (2013), a principal causa da inflação na década de 1990 foi o déficit orçamentário, cujo financiamento era feito pelos adiantamentos do Banco Central do Congo (BCC) para o Tesouro, o que levava ao aumento dos preços internos. Esta situação persistiu ao longo da década, embora o BCC tivesse estabelecido um único objetivo: lutar contra a inflação. Na década de 2000, houve um esforço grande do governo para melhorar seu quadro macroeconômico: ele erradicou a prática de financiar seu déficit orçamentário. Este trabalho tem por objetivo principal analisar os determinantes da inflação no período recente, especificamente entre 2005 e 2015.

No intuito de analisar tais determinantes, este trabalho tem por objetivo específico focar nas questões relativas aos choques de oferta. Conforme Moreira (2012; 2014), os choques de oferta são os maiores causadores de inflação nos países exportadores de *commodities*. Entende-se que na República Democrática do Congo, sendo uma pequena economia aberta dependente das exportações (e importações) das *commodities*, as variações desses preços e as oscilações da taxa de câmbio são refletidas na dinâmica da inflação ao consumidor, assim como em vários países dependentes de *commodities*.

Os impactos diretos dos choques de preços de *commodities*, sejam positivos ou negativos, são sentidos por meio das exportações e pelo efeito que os termos de troca do país têm sobre o resto da economia: a atividade econômica e os saldos externos e fiscais deterioram-se durante os períodos de baixa dos preços das *commodities* e melhoram no período de alta. Essas flutuações podem ter impactos significativos no crescimento e no investimento (World Economic Outlook de abril de 2012).

A RDC é a 94ª maior exportadora de *commodities* no mundo e a 125ª maior importadora mundial. No período entre 2005 e 2015, sua balança comercial esteve deficitária (OEC, 2017). Um dos principais canais de transmissão parece ser o orçamento do governo. Em muitos países exportadores de *commodities*, uma grande parcela da receita do governo procede delas. Assim, os choques nos preços das *commodities* tendem a causar grandes flutuações nas receitas fiscais e, correspondentemente, mudanças muito grandes nos gastos do governo. De fato, uma análise empírica dos países exportadores de petróleo sugere que os choques nos preços do petróleo afetam o crescimento (FMI, 2015).

Como mencionado anteriormente, as oscilações da taxa de câmbio também têm impacto significativo na maioria das economias. Em um estudo empírico realizado no Brasil, Pereira e Carvalho (2000) mostraram que o choque de oferta ou custo tem resposta imediata e direta na variação cambial, ou seja, uma depreciação cambial gera uma pressão sobre a estrutura de custos por meio de encadeamentos interssetoriais capazes de elevar a inflação ao consumidor. Assim sendo, Menga (2010) estudou o caso da RDC e

descobriu que qualquer choque na taxa de câmbio leva a uma reação rápida do nível geral de preços. A inflação aumenta logo nos dois primeiros meses em consequência do aumento dos produtos importados; em seguida, os preços diminuem dois meses depois em resposta à queda da demanda local por produtos importados e, por fim, os níveis gerais de preços aumentam ligeiramente no quinto mês, até se estabilizarem.

Por conseguinte, o aumento da inflação derivada dos choques de oferta e custos mencionados neste trabalho são combatidos de modos diferentes em cada país. Na RDC, por exemplo, o BCC tem a taxa de juros como instrumento de regularização da liquidez.

No intuito de obter respostas sobre o que determina de fato a inflação na RDC, optou-se por usar a metodologia de Vetores Autorregressivos (VAR), que possibilita entender as inter-relações entre séries temporais. Foram utilizados dados mensais abrangendo o período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015, incluindo os preços internacionais das *commodities* (FMI), a taxa nominal de câmbio (INS) e a taxa básica de juros (BCC).

Além desta introdução, o presente trabalho está organizado da seguinte maneira: no primeiro capítulo, serão apresentados o escopo teórico sobre o assunto e as principais relações previstas pela literatura. No segundo capítulo, serão apresentados uma revisão da literatura empírica e o resultado de aplicações econométricas, dando-se ênfase ao impacto de um choque nos preços de *commodities* e do *pass-through* do câmbio para a inflação internacional e doméstica (no caso do Congo). Também será feita uma breve apresentação sobre a política econômica na RDC. O terceiro capítulo apresenta a metodologia utilizada, e o quarto, a descrição formal das séries temporais utilizadas e os resultados econométricos. E, por fim, serão apresentadas as considerações finais e as principais conclusões.

1. FATORES DETERMINANTES DA INFLAÇÃO DE OFERTA: ASPECTO TEÓRICO

Esta seção traz a revisão da literatura teórica para embasar o estudo sobre os determinantes da inflação de oferta. Para isso, foram contemplados alguns trabalhos que focam especificamente nas relações entre as commodities, o câmbio e a inflação.

1.1. O EFEITO DOS PREÇOS DAS COMMODITIES SOBRE A INFLAÇÃO

As questões referentes aos choques de oferta, como, por exemplo, as variações das cotações internacionais das *commodities* e os movimentos cambiais, são pontos de grande interesse nos estudos da política monetária, haja vista a importância destas variáveis na dinâmica da inflação em determinadas economias. Conforme Ca'Zorzi, Hahn e Sánchez (2007) e Chen (2008), compreender o mecanismo de repasse dessas variáveis permite que a autoridade monetária responda tempestivamente e na intensidade adequada aos eventuais choques, minimizando seu impacto inflacionário e o custo econômico da atuação do Banco Central (MELO, 2010).

Assim, Awokuse e Yang (2002) destacam a relevância do movimento da variação dos preços das *commodities* no contexto macroeconômico, afirmando que vários importantes formuladores de políticas devem usar os preços de tais bens primários como um indicador da inflação, uma vez que seu aumento pode indicar que a economia está crescendo muito rapidamente em relação à oferta e, portanto, que a inflação tende a subir. Nesta linha, Melo (2013) aponta que o repasse dos preços das *commodities* para a inflação ao consumidor é um tema de extrema importância para a política monetária da maioria dos países, uma vez que os frequentes choques de preços desses produtos provocam pressões inflacionárias.

Além disso, para Svenson (2005) e Anzuino *et al.* (2003), existem discussões a respeito de como um choque provocado pela variação de preços das *commodities* pode, e de que maneira, influenciar a inflação de determinado

país, sabendo que sua trajetória e seus impulsos são determinantes para a condução da política monetária. Este processo ocorre de acordo com o grau da participação das *commodities* no índice de preços dessa economia. Exemplo desta linha de pesquisa é o trabalho de Rosengren (2011) e de Gelos e Ustyugova (2012). Segundo os autores, economias com maior participação de alimentos e de combustíveis nas cestas de índices de preços são mais propensas a experimentar efeitos inflacionários sustentados por choques nos preços das *commodities*. Segundo De Gregorio (2012), países importadores de *commodities* – de insumos como o petróleo, ou um bem final, como a gasolina ou alimentos – tendem a sofrer com a elevação da inflação e, ao mesmo tempo, sua renda é impactada negativamente quando há um choque nos preços das *commodities*. Por outro lado, no caso de economias com abundância de recursos naturais, um choque nos preços das *commodities* com aumento dos preços das matérias-primas geraria um efeito riqueza positivo, com impacto sobre a taxa de câmbio e a demanda agregada (STOCKL, 2015).

Böwer, Geis e Winkler (2007) evidenciam três canais pelos quais os preços das *commodities* influenciam a inflação em 24¹ países exportadores de petróleo na África. Além do repasse direto para os preços no varejo, devido à elevação do custo de produção, os autores argumentam que a elevação dos preços das *commodities* podem influenciar os níveis de preços domésticos em virtude do aumento dos gastos públicos e privados em reflexo ao efeito positivo sobre a demanda, ou ainda em virtude do aumento da liquidez bancária resultante da ampliação da entrada de divisas no país (MELO, 2010).

Estando informada disso, a autoridade monetária que tem por objetivo manter a meta de inflação estará sujeita a ver a taxa de juros subir, o que provoca o desaquecimento da economia. Assim, a trajetória da política monetária pode criar custos sociais significativos com a inflação e as variáveis se movendo em direções diferentes (MOREIRA, 2011).

Conforme Rosengren (2011), a política monetária deve garantir que as mudanças nos preços relativos provocadas por choques de oferta não alterem

¹ Países ocidental e central (WCA).

as expectativas de inflação, visto que uma elevação nesta expectativa tornaria difícil mantê-la em patamares aceitáveis no médio prazo.

Para Moreira (2014), as economias cujas *commodities* ocupam peso significativo na pauta de exportação são afetadas de forma diferente pelas relações entre a taxa de câmbio, a inflação ao consumidor e a política monetária, se equiparadas com outras economias menos dependentes desses produtos, ou mesmo aquelas consideradas economias importadoras líquidas de *commodities*. Havendo aumento de preços das *commodities*, os países exportadores beneficiam-se com o crescimento mais rápido do PIB e com taxas menores de inflação ao consumidor. Tal mecanismo ocorre principalmente porque um aumento dos preços das *commodities* é seguido de expansão das reservas em divisas em países exportadores líquidos de *commodities* e, conseqüentemente, de uma valorização de suas moedas nacionais, o que, por sua vez, contribui para impor taxas de inflação mais baixas.

Pode se concluir que os movimentos de preços das *commodities* são imprevisíveis e persistentes, colocando desafios significativos para os formuladores de políticas em economias exportadoras. A previsão dos preços das *commodities* provou ser excepcionalmente difícil (CASHIN, LIANG e MCDERMOTT, 2000), ainda mais nos últimos anos, período em que os preços das *commodities* têm sido altamente voláteis (AREZKI *et al.* 2013).

1.2. EFEITO DO CÂMBIO SOBRE A INFLAÇÃO

Outro choque de oferta que merece atenção considerável neste trabalho é o *pass-through* do câmbio para inflação. Segundo Couto e Fraga (2015), que citam Kannebley (1999), o *pass-through* da taxa de câmbio é definido como a elasticidade-preço da exportação/importação com relação à taxa de câmbio. O grau de *pass-through* mostra a variação porcentual dos preços domésticos frente à variação de 1% na taxa de câmbio. Caso a Lei dos Preços Únicos e a Paridade de Poder de Compra fossem válidas, o grau de *pass-through* seria igual a um, ou seja, completo (CAMPA e GOLDBERG, 2002). Porém, ele pode ser nulo se as variações cambiais não são repassadas

aos preços. De outro modo, o *pass-through* pode se encontrar entre zero e um, e neste caso apenas parte da variação cambial é repassada ao preço, resultando em um *pass-through* incompleto (COLBANO, 2006). O repasse cambial pode ser tanto no âmbito macro (país ou grupo de países) quanto no microeconômico (setores de atividade).

Existem diferentes níveis (graus) de *pass-through* entre países emergentes e desenvolvidos. Autores como Goldfajn e Werlang (2000) e Schmidt-Hebbel e Tapia (2002) demonstraram que o repasse da taxa de câmbio aos preços tende a ser maior nos países em desenvolvimento. Esta correlação pode ser explicada pela maior inflação média dos países emergentes (TAYLOR, 2000), hipótese reforçada pelos resultados de Ca'Zorzi, Hahn e Sánchez (2007), que mostraram que países emergentes com baixa inflação apresentam *pass-through* similar ao dos Estados Unidos (MELO, 2010).

No intuito de compreender com clareza os mecanismos do repasse do câmbio e sua magnitude para a inflação, Nogueira (2006) apresenta evidência sobre o *pass-through* do câmbio para um conjunto de economias de mercado desenvolvidas e emergentes. Para efeito de comparação, o autor levantou amostra no período anterior e posterior ao da adoção do regime de metas de inflação. Os resultados mostraram que o *pass-through* diminuiu após tal adoção para maioria dos países, refletido nos índices para os preços ao consumidor e ao produtor. Além disso, os resultados mostraram que a resposta da inflação dos preços ao produtor às variações da taxa de câmbio é maior do que a inflação dos preços ao consumidor. No entanto, a queda do *pass-through* observada não desapareceu completamente para as economias analisadas e ainda parece ser uma variável significativa que impulsiona a inflação no longo prazo.

Parte considerável dos estudos se preocupa com a análise de níveis de *pass-through* no âmbito macroeconômico. Autores como Taylor (2000), Bailliu e Fuji (2003) e Gagnon e Ihrig (2004) acreditam que economias com baixo nível de inflação tendem a ter um grau menor de *pass-through* por duas razões: em primeiro lugar, com existência de custo do menu, as firmas precificam seus

produtos com antecedência, seus preços são ajustados rapidamente a um aumento de custo quanto maior for a persistência deste aumento. Um ambiente de altas taxas de inflação tende a ter custos mais persistentes e, conseqüentemente, aumenta-se o grau de *pass-through*. A segunda razão faz referência à reputação e credibilidade do Banco Central em manter um baixo nível de inflação, o que faz com que as firmas não fiquem predispostas a repassar um aumento de custo para os preços finais, pois estas acreditam que o Banco Central terá sucesso na estabilização da inflação. A conclusão é que a ênfase da autoridade monetária em controlar a inflação é um fator determinante para a diminuição do *pass-through* (SHOJI, 2014).

Além disso, alguns artigos como Goldfajn e Werlang, (2000) e Carneiro *et al.* (2012) apontam evidências de não linearidade do efeito da variação cambial sobre os preços, que, por sua vez, dependem de fatores como o aquecimento da economia e o grau de desalinhamento da taxa de câmbio.

Conforme Bacchetta e Van Wincoop (2002), um dos principais objetos de estudo no âmbito macroeconômico é analisar como o *pass-through* do câmbio para o preço dos bens importados é influenciado pela escolha da moeda por parte da firma exportadora. O exportador pode optar por expressar seus preços em sua própria moeda, hipótese chamada de *producer-currency pricing* (PCP), ou o preço do bem pode ser expresso na moeda do seu comprador, hipótese chamada de *local-currency pricing* (LCP). Nesta mesma linha, Corsetti (2007) mostra que, se o exportador fixa seus preços em sua própria moeda (PCP), o preço dos bens importados variará proporcionalmente às alterações na taxa de câmbio. No entanto, se o exportador escolhe o LCP, as variações na taxa do câmbio não influenciarão o preço dos bens importados (COUTO e FRAGA, 2015).

A outra visão estudada para análise de níveis de *pass-through* leva em consideração fatores microeconômicos. Esta visão analisa a estrutura de mercado e a elasticidade da demanda para explicar as variações dos níveis de *pass-through*. Feinberg (1986, 1989) chegou na conclusão de que o *pass-through* do câmbio sobre os preços depende do nível de competição da indústria e do nível de penetração de produtos importados nesta mesma

indústria. Menon (1995) amplia a análise para destacar também a característica do produto. Assim, mercados com baixo nível de competição e com alto grau de importação possuem em sua análise um maior nível de *pass-through*, hipótese confirmada por Engel e Rogers (1998) em nível setorial e de produto.

Compreendendo tais mecanismos, McCarthy (2000), em seu estudo, escolhe nove economias desenvolvidas e analisa o nível de repasse de preços via câmbio em três partes da cadeia de distribuição: importação, produção e consumo. O autor chega à conclusão de que o nível de *pass-through* perde força ao longo da cadeia, ou seja, uma variação no câmbio influencia mais os preços de importação do que os preços ao consumidor. Dado este referencial, conclui-se que o *pass-through* do câmbio sobre a inflação é um assunto de maior relevância para as economias, o seu impacto e grau dependem do âmbito em que se insere, isto é, macro ou microeconômico.

1.3. RELAÇÃO ENTRE PREÇOS DE COMMODITIES E CÂMBIO

Para uma economia exportadora de *commodities*, como a da República Democrática do Congo, a expectativa é de que um aumento das cotações das *commodities* no mercado internacional gere uma valorização cambial, dada a maior entrada de capital e de divisas nela. Para De Gregorio e Wolf (1994) e Froot e Rogoff (1996), a melhora dos termos de troca afeta o fluxo cambial dos países devido tanto ao efeito direto dos preços sobre o valor exportado quanto ao indireto, que consiste no estímulo ao aumento do volume das exportações, que, dessa forma, eleva ainda mais o valor exportado. O aumento das exportações provoca maior entrada de divisas, resultando em valorização da moeda local (MELO, 2010).

Para os países exportadores de *commodities*, a influência dos termos de troca sobre a taxa de câmbio se apresenta de forma ainda mais intensa, pois, de acordo com o argumento apresentado por Fernandez (2003), seus índices de preços de exportação tendem a ser mais voláteis e menos correlacionados com os respectivos índices de preços de importação.

Com o propósito de comprovar esta relação na prática, dois autores, Clements e Fry (2006), trazem exemplos empíricos para um grupo de países e apresentam o conceito de moeda *commodity*. Para eles, uma situação de moeda *commodity* ocorre quando a taxa de câmbio de um país exportador de *commodities* se altera devido a variações (choques aleatórios) nos preços das *commodities*. A elevação de preços da commodity gera uma valorização da taxa de câmbio no país exportador. Numa economia com esta característica, o impacto do aumento do preço desta *commodity* sobre a inflação é menor do que no restante do mundo, pois o câmbio valorizado cria um desincentivo para a exportação e reduz o preço dos produtos importados. O autor cita, por exemplo, a Austrália, a África do Sul, a Nova Zelândia e o Canadá como países com “moedas *commodities*”.

Para concluir, Chen (2008) estimou o repasse dos preços do petróleo para os índices de inflação de 19 países industrializados. O autor encontrou evidências de que o *pass-through* foi decrescente ao longo do tempo, o que, de acordo com ele, pode ser atribuído à valorização das moedas desses países, à política monetária mais ativa em resposta à inflação e ao aumento da abertura comercial.

2. A REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA

Nesta seção, apresentam-se os principais resultados e metodologias de alguns trabalhos empíricos internacionais e nacionais que estudaram relações entre as variáveis de interesse (*commodities*, câmbio, inflação e taxa de juros). Foram selecionados 16 trabalhos internacionais e quatro trabalhos nacionais.

2.1. EVIDÊNCIAS INTERNACIONAIS

Furlong e Ingenito (1996) examinaram a relação empírica entre as mudanças nos preços das *commodities* e a inflação global, observando o desempenho dos preços das *commodities* não petrolíferas, como indicadores isolados da inflação e em conjunto com outros indicadores antecedentes da inflação. Por meio do modelo VAR, os resultados indicaram que a relação empírica entre os preços das *commodities* e a inflação global mudou drasticamente ao longo do tempo. Os preços das *commodities* foram indicadores relativamente robustos nos anos 1970 e no início dos anos 1980, mas eles têm sido indicadores fracos para a inflação global desde os anos 1980.

Blanchard e Gali (2007) estudaram a diferença do impacto do choque de petróleo sobre a inflação americana entre a década de 1970 e 1990. Como principais resultados, o efeito do preço das *commodities* sobre a inflação americana foi menor durante a década de 1990 do que na década de 1970 devido à menor rigidez de salários reais, à maior eficiência da política monetária e à redução da participação da energia em proporção ao PIB na economia, mais focada em serviços.

Galesi e Lombardi (2009) verificaram, em primeiro lugar, os efeitos inflacionários de curto prazo dos choques do preço do petróleo e dos alimentos, aplicando a metodologia de Vetores Autorregressivos Global

(GVAR) para 33 países². Em segundo lugar, avaliaram a importância dos vínculos de inflação entre os países, decifrando as fontes geográficas de pressões inflacionárias para cada região. Como principal resultado, a análise da resposta ao impulso revelou que os choques dos preços do petróleo e dos alimentos têm efeitos inflacionários diferentes. Durante o período de 1999-2007, os efeitos inflacionários do choque do preço do petróleo afetaram principalmente as regiões desenvolvidas, enquanto que os aumentos nos preços dos alimentos atingiram economias particularmente emergentes. Não se observou nenhuma relação significativa entre choques do petróleo e inflação nos Estados Unidos e na Zona do Euro. Esses resultados sugerem que a presença de efeitos significativos sobre a inflação depende da função de reação específica das autoridades monetárias de cada país.

Moreira (2012) analisou as origens da taxa de inflação ao consumidor brasileiro entre janeiro de 2005 e junho de 2011 usando a metodologia VAR no intuito de captar medidas pelas quais a inflação ao consumidor é determinada pelos choques de oferta (preços das *commodities*) ou pelo choque da demanda (dinâmica da atividade econômica). Como resultado, o autor verificou que a variação da taxa de inflação ao consumidor brasileiro foi determinada pela flutuação dos preços das *commodities* com defasagens de tempo (no sentido de Granger), em vez da dinâmica da atividade doméstica. Tais evidências representariam uma situação de *trade-offs* para o Banco Central, já que, sob choques de oferta, haveria uma troca da menor variabilidade da inflação por maior variabilidade do produto.

Mallick e Souza (2013) analisaram as relações entre política monetária, preços de *commodities* e pressões inflacionárias para os países do BRICS (Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul) no período entre 1990 e 2012 com o uso de técnicas econométricas, tais como VAR, BVAR (bayesiano) e PVAR (VAR em painel). Os resultados mostraram que uma contração da política monetária teve um efeito negativo sobre a produção. Também mostraram que tal contração tende a estabilizar a inflação nesses países, embora em um nível

² USA, EUA, Países Bálticos, Economias asiáticas em desenvolvimento e Arábia Saudita.

mais alto, devido à inflação impulsionada pelo choque de oferta, especificamente com o aumento nos preços de alimentos e combustíveis, enquanto produz um efeito negativo fortemente persistente sobre os preços reais das ações.

No intuito de analisar empiricamente as relações existentes entre as *commodities* e o câmbio, Chen e Rogoff (2003) utilizaram diversos métodos econométricos, entre eles o GMM (*Generalized Method of Moments*), para estudar o impacto dos preços internacionais de *commodities* sobre a taxa de câmbio real para três economias: abertas, pequenas e desenvolvidas – Canadá, Austrália e Nova Zelândia, respectivamente – no período de 1973 a 2001. Os três países possuem uma pauta exportadora bastante concentrada em *commodities*, apesar de os choques nos preços da maioria desses produtos serem exógenos a eles. O estudo concluiu que, para Austrália e Nova Zelândia, a relação entre preços de *commodities* e taxa de câmbio foi bastante significativa. Porém, a conclusão para o Canadá foi mais fraca, possivelmente devido ao fato de que este país possui uma base industrial maior e mais desenvolvida.

Cashin, Céspedes e Sahay (2004), por meio de teste de cointegração e da metodologia de correção de erro proposto por Engle e Granger (1987), testaram a relação de longo prazo e a direção de causalidade entre os preços das *commodities* e as taxas de câmbio de 58 países exportadores de *commodities*, entre 1980 e 2002. As evidências mostraram que variações nos preços de *commodities* afetam o câmbio real de longo prazo de um terço da amostra, contrariando os resultados de modelos de paridade do poder de compra (PPP), segundo os quais a taxa de câmbio de longo prazo deveria ser constante.

McCarthy (2000) estudou o repasse da taxa de câmbio e dos preços de importação sobre os preços domésticos para várias economias industrializadas (Estados Unidos, Japão, Alemanha, França, Reino Unido, Bélgica, Holanda, Suécia e Suíça) usando o modelo VAR. Ao analisar as funções de resposta ao impulso e da decomposição da variância, encontrou que existe uma correlação positiva do efeito *pass-through* com o grau de abertura do país. E chegou à

conclusão de que o repasse é maior em países com maior participação de importação, taxa de câmbio desvalorizada e preços de importações mais persistentes. Entre 1996-1998, esses fatores externos tiveram um efeito deflacionário considerável em muitos países, mas não nos EUA. Ao estimar o mesmo modelo usando dados de período posterior a 1982, as conclusões foram menos relevantes.

Para o Brasil, Hernanny (2005) estimou um modelo VAR em dois períodos distintos, sendo que o primeiro compreendeu o regime de câmbio fixo e foi de junho de 1995 a dezembro de 1998, enquanto que o segundo compreendeu o período de flutuação cambial, de janeiro de 1999 a junho de 2005. O autor utilizou as seguintes variáveis em nível: IPCA, taxa nominal de câmbio, índice da produção industrial do IBGE e taxa Selic. Estimativas para as funções de impulso-resposta mostraram que a introdução do regime de metas de inflação garantiu maior eficiência da política monetária, com elevações na taxa Selic produzindo efeitos contracionistas sobre o produto e sobre a taxa de inflação. Adicionalmente, o modelo identificou um papel de destaque para a taxa nominal de câmbio: no período de metas de inflação, a decomposição da variância mostrou que, decorridos 24 meses, 70% da variação da taxa de inflação são atribuídos a choques cambiais.

Bouakez e Rebei (2008), por meio de modelo dinâmico de equilíbrio geral estocástico, estimaram o grau de repasse no Canadá nos períodos entre 1973-1987 e 1988-2003. Eles concluíram que o impacto das mudanças na taxa de câmbio nos preços de importação do Canadá se manteve razoavelmente estável, mas que seu efeito sobre os preços ao consumidor diminuiu nos últimos anos. As simulações mostraram que esta redução se deveu em grande parte à mudança no regime de política monetária.

An e Wang (2012) estimaram o repasse da taxa de câmbio nos índices de preços de importação, de produção e de consumidor para nove países da OCDE usando a metodologia proposta por Uhlig (2005). No período de janeiro de 1980 a agosto de 2007, por meio do VAR, eles encontraram que o repasse da taxa de câmbio foi menor que no curto e longo prazo. Entre os três índices de preços, a taxa de câmbio é maior para o índice de preços de importação e

menor para o índice de preços ao consumidor. Além disso, um maior grau de repasse foi encontrado em economias pequenas, com uma grande participação de importações no PIB, uma taxa de câmbio mais persistente, uma política monetária mais volátil, uma alta taxa de inflação e uma demanda agregada menos volátil.

Wattanakoon (2013) examinou o grau em que a taxa de câmbio afetou os preços domésticos para o caso da Tailândia no período 2000-2011 usando um modelo padrão de Engle-Granger. O principal resultado foi de que, inevitavelmente, uma mudança na taxa de câmbio afeta a inflação de forma incompleta. Ele encontrou um grau de repasse igual a 0,02% no curto prazo e 0,4% no longo prazo. Este baixo grau de repasse, particularmente no curto prazo, pode ser explicado pela atuação da política monetária sobre a inflação para preservar o poder de compra.

Segundo Barhoumi e Jouini, (2008), a partir da década de 2000, estudos de repasse cambial foram estendidos às economias em desenvolvimento, particularmente na África Subsaariana. No entanto, os resultados tendem a ser mistos: há evidências de países com baixo nível de repasse e de países com repasse relativamente alto.

Choudhri e Hakura (2001) estudaram uma amostra de 71 países entre 1979 e 2000, incluindo economias emergentes e em desenvolvimento, e confirmam a existência de uma forte correlação entre o repasse cambial e a taxa de inflação média em um ambiente altamente inflacionário. Por meio de modelos macroeconômicos de economia aberta, eles encontraram elasticidade zero do repasse da taxa de câmbio à inflação no Bahrein, em Cingapura, no Canadá e na Finlândia. Para os países da África Subsaariana, eles encontraram elasticidade de 0,09 para o Quênia, 0,14 para Gana, 0,02 para a África do Sul, 0,06 para o Zimbábue, 0,16 para Burkina Faso e nenhuma para Tunísia e Etiópia.

Bangura, Caulker e Pessima (2012) usaram o modelo VAR para estimar o repasse da taxa de câmbio para os preços ao consumidor em Serra Leoa no período de 1998 a 2011. O modelo levou em consideração as

principais características da economia, incluindo sua forte dependência de entradas de capital estrangeiro no contexto de metas monetárias. Os resultados mostraram que o repasse da taxa de câmbio é incompleto, mas significativo e alto, chegando a quase 50%. Isto sugere que a depreciação da taxa de câmbio é uma importante fonte de inflação em Serra Leoa.

Loloh (2014) estimou o impacto do repasse dos movimentos da taxa de câmbio nos preços domésticos em Gana durante o período de 1994 a 2012 usando um VAR recursivo. Os resultados mostram que o efeito de um choque da taxa de câmbio nominal sobre os preços domésticos é incompleto, geralmente modesto, desaparece entre 18 e 24 meses, mas seu efeito é mais sentido durante os primeiros 12 meses. No geral, o impacto de um choque da taxa de câmbio no índice de preços ao consumidor foi menor do que nos preços de bens não alimentares. Além disso, evidências foram encontradas em favor da suposição de Taylor de que o repasse da taxa de câmbio está positivamente correlacionado com o nível de inflação.

An, El Said e Takebe (2016) estudaram o repasse em Angola e na Nigéria usando teste de cointegração e VEC. Embora ambos os países compartilhem a mesma dependência das exportações de petróleo, os resultados encontrados diferem. Para Angola, o grau de repasse da taxa de câmbio aos preços domésticos é alto no longo prazo. Nos anos 2000, este repasse se reduziu, refletindo o processo de desdolarização da economia.

Já para a Nigéria, por meio do VAR não houve uma relação estável de longo prazo entre a taxa de câmbio e os preços, isto é, as mudanças na taxa de câmbio não têm um efeito *pass-through* significativo sobre a inflação. No entanto, o efeito de repercussão na inflação subjacente é significativo. O período de análise foi de maio de 2005 a abril de 2015 para Angola, para isolar a guerra e os efeitos imediatos do pós-guerra, enquanto para a Nigéria, foi entre janeiro de 1999 e abril de 2015. O período da Nigéria corresponde ao restabelecimento da democracia e coincide com a mudança de um regime de taxa de câmbio fixa para flutuante. A Tabela 1 abaixo apresenta uma síntese dos principais resultados encontrados no campo internacional.

Quadro das principais referências empíricas internacionais

Autor	Período	Método	Resultados
Relação preço das commodities- inflação			
Furlong e Ingenito (1996)	Anos 70 e 80	VAR	Relação robusta antes da década de 1980, porém pobre a partir de 1980
Blanchar e Gali (2007)	1970-1990	VAR	Efeito menor em 1990 em comparação a década de 1970
Galesi e Lombardi (2009)	1999-2007	GVAR	Efeito inflacionário diferente entre economias desenvolvidas e emergentes
Moreira (2012)	1/2005-6/2011	VAR	Choque de oferta determina a inflação em comparação aos choques da demanda
Mallick e Souza (2013)	1990-2012	VAR, BVAR, PVAR	Efeito da contração da PM sobre a produção é negativo e tende a estabilizar a inflação, embora em nível alto, devido
Relação preço das commodities-câmbio			
Chen e Rogoff (2003)	1973-2001	GMM	Relação significativa para Austrália e Nova Zelândia, mas fraca para o Canadá.
Cashin et al. (2004)	1980-2002	Cointegração, VEC	Afeta o câmbio real de LP de um terço da amostra.
Relação câmbio-inflação			
McCarthy (2000)	1996-98 e pós-1982	VAR	Correlação positiva entre o pass-through e o grau de abertura do país. E, o repasse é maior em país com maior participação de importação, da taxa de câmbio desvalorizada e dos preços de importações mais persistentes.
Hernanny (2005)	1995:06-1998:12 e 1999:01-2005:06	VAR	No período de metas de inflação, a decomposição da variância mostrou que, decorridos 24 meses 70% da variação da taxa de inflação eram atribuídos a choques cambiais.
Bouakez e Rebei (2008)	1973-1987 e 1988-2003	Modelo dinâmico de equilíbrio geral estocástico	Há mudança do impacto entre os dois períodos, porém, razoavelmente estável. E, a maioria devido a mudança do regime de PM.
An e Wang (2012)	1/1970-8/2007	VAR	Repasse maior para pequenas economias com grande importação, câmbio persistente e PM volátil
Wattanakoon (2013)	2000-2011	Modelo padrão de Engel-Granger	A taxa de câmbio afeta a inflação de forma incompleta. 0,02% no CP devido a atuação da PM E 0,4% no LP
Choudhri e Hakura (2001)	1979-2000	Macroeconômico de economia aberta	Elasticidades do repasse diferentes entre países
Bangura, Caulker e Pessima (2012)	1998-2011	VAR	O repasse é incompleto, porém significativo e alto, chegando a quase 50%. Isto é, a depreciação do câmbio afeta a inflação
Loloh (2014)	1994-2012	VAR	Choque é incompleto e desaparece entre 18 e 24 meses. Mas, é sentido fortemente durante os 12 primeiros meses
Lariau, El Said e Takebe (2016)	2005-2015	Teste de cointegração, VEC e VAR	Repasse alto no longo prazo para Angola e para Nigéria não tem efeito significativo.

2.2. EVIDÊNCIAS PARA A REPÚBLICA DEMOCRÁTICA DO CONGO (RDC)

Menga (2010) estudou o grau de repasse da taxa de câmbio sobre a inflação no período de 2002 a 2007. A metodologia VAR foi escolhida para destacar a relação do índice geral de preços ao consumidor doméstico e do índice de preços da gasolina frente às mudanças da taxa de câmbio. Os resultados da análise empírica mostraram que as mudanças da taxa de câmbio levam a uma resposta rápida sobre o índice de preços ao consumidor e sobre o índice de preços da gasolina. Isso se explica, conforme Krugman (2006), porque, em uma economia inflacionária, é difícil mudar a taxa de câmbio real simplesmente mudando a taxa de câmbio nominal, pois o aumento resultante na demanda causa rapidamente a inflação doméstica e, portanto, um aumento nos preços domésticos.

Fisher, Lundgren e Jahjah (2013) estimaram o vetor de cointegração por meio do procedimento de Johansen (1988) no período entre 2002 e 2013. Os autores mostraram que existe uma relação de longo prazo entre três variáveis endógenas no Congo: IPC, base monetária e taxa de câmbio nominal. No longo prazo, o nível de preço é essencialmente determinado pela taxa de câmbio nominal – o que não surpreende, dada a alta dolarização da economia da RDC – e pela base monetária. A elasticidade-preço de longo prazo em relação à taxa de câmbio nominal e a base monetária é forte: respectivamente 0,80 e 0,31. O coeficiente da taxa de câmbio confirma a análise, sendo o principal determinante do índice de preços: o efeito colateral da dolarização constitui uma restrição importante para a condução da política monetária.

Já a dinâmica de curto prazo do modelo demonstrou que, apesar da alta ponderação de alimentos na cesta do IPC, não houve um impacto relevante dos produtos alimentares sobre a inflação. Em contraste, o preço mundial do petróleo teve um forte impacto sobre a inflação na RDC.

Mabulango e Boboy (2016) estudaram o mecanismo de transmissão da política monetária na República Democrática do Congo usando dados mensais para o período de janeiro 2003 a dezembro 2015. Seguindo o trabalho de Sims e Zhao (1998), Brandt e Freedman (2006) e Koop e Korobilis (2010), um

modelo VAR do tipo Bayesiano foi usado para estudar a dinâmica das respostas de curto prazo ao produto e a inflação aos choques de taxa de juros e taxa de câmbio. Os autores verificaram que o mecanismo de transmissão pelo canal de taxa de juros continua fraco devido à natureza do sistema financeiro nacional e à presença de um setor informal amplo e segmentado. Assim, segundo os autores, para fortalecer o mecanismo de transmissão por meio do canal de taxas de juros, os formuladores de políticas são incentivados, por exemplo, a adotar medidas para fortalecer a supervisão bancária e a supervisão micro e macroprudencial. Além disso, a reforma dos setores de seguros, previdência e a consolidação do setor de microfinanças devem ser incentivadas, pois facilitariam a expansão dos serviços financeiros e ajudariam a atrair investidores no longo prazo.

Pinshi e Sungani (2018) analisaram a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços domésticos no país, mais particularmente para medir o grau de repasse da taxa de câmbio para a inflação no período de janeiro de 2002 a março de 2017. Por meio do teste de cointegração e usando um Vetor de Correção de Erros (VEC), os autores mostraram que o *pass-through* é relativamente elevado no Congo e que 1% na depreciação cambial elevava a inflação em 0,38 ponto porcentual no curto prazo. Já no longo prazo, a depreciação de câmbio em 1% elevava a inflação para 1,66 ponto porcentual.

2.3. POLÍTICA ECONÔMICA NA REPÚBLICA DEMOCRÁTICA DO CONGO

No início dos anos 2000 a RDC foi conduzida de forma a alcançar metas de crescimento do produto e preços. Elas foram determinadas nos respectivos planos governamentais: (i) Programa intermediário reforçado, iniciado em 2001, visando restaurar fundamentos da economia para lançar as bases para a reconstrução da economia nacional, que se encontrava num contexto de deterioração política, econômica e social; (ii) Programa Econômico do Governo (PEG), iniciado em abril de 2002 e finalizado em março de 2006, e o PEG II, iniciado em dezembro de 2009 e finalizado em dezembro de 2012, ambos criados para servir de pilares econômicos e reduzir o nível de pobreza e, por fim, (iii) Programa Econômico e Financeiro Autônomo do Governo (PAG), que

almejava o financiamento autônomo do governo. A implementação desses programas possibilitou tirar o país da crise profunda que sofria desde a década de 90 e para romper o declínio da economia (FMI, 2009).

A partir de 2002, o PIB concentrou-se no setor dos serviços (45%), seguido do primário (31%) e secundário (24%). A predominância do setor terciário deveu-se essencialmente à crescente importância do setor informal nas atividades de serviços, incluindo o comércio. Durante o período, principalmente após 2009, houve crescimento constante de em média 7,8% ao ano, sendo as principais causas atribuídas ao crescimento da economia internacional no período. O PIB cresceu constantemente também graças ao aumento dos investimentos e das atividades nas indústrias extrativas e à contribuição de obras públicas e do setor terciário. A variação do PIB durante o período de 2002 a 2015 foi de 6,9% a.a., impulsionada principalmente pelo setor mineral, do transporte e da comunicação (essencialmente na área da telefonia móvel, que conheceu um *boom* neste período) (KOBUNDA, 2016).

Dois objetivos principais são atribuídos à política de câmbio do Banco Central do Congo (BCC): suavizar as variações nas taxas de câmbio e melhorar o nível de reservas internacionais. Em relação à regulamentação do câmbio, desde 2005 o BCC estabeleceu um sistema de leilão de taxa variável como parte de suas intervenções no mercado de câmbio. Este último aplica o método de adjudicação competitiva à taxa única, conhecido como “sistema holandês”. De fato, o Banco Central emitiu regulamentações sobre vendas e compras de divisas por meio de leilão (pregão), respectivamente em 14 de fevereiro e 22 de junho de 2005. Somente os bancos comerciais eram elegíveis para estas compras e vendas por parte do Banco Central (BCC, 2009). No intuito de melhorar sua gestão de reservas cambiais, em abril de 2008 o BCC reestruturou sua carteira em moeda estrangeira: o número de contas do BCC diminuiu de 51 para 21, com 12 contas locais e nove no exterior (BCC, 2009).

A taxa de inflação da República Democrática do Congo tem tido diferentes fases. De 1970 a 1990, a inflação média foi de 50% e, entre 1990 e 2001, passou-se a viver com pico de hiperinflação com uma média de 984% ao ano. A principal causa da inflação foi o déficit orçamentário no período. O financiamento era feito pelos adiantamentos do BCC para o Tesouro, o que

levava ao aumento dos preços internos. Esta situação persistiu ao longo da década, embora o BCC tivesse estabelecido um único objetivo: lutar contra a inflação (LENDELE; KAMANDA, 2005).

A receita do governo, por sua vez, cresceu, principalmente após 2008. A combinação das receitas fiscais, que são receitas dos impostos sobre o comércio exterior, receita sobre imposto dos ganhos e receita sobre imposto dos bens e serviços, teve crescimento significativo em 2009 em comparação aos anos anteriores. As receitas não fiscais e excepcionais também cresceram. Segundo Kobunda (2016), após 2011, as receitas melhoraram principalmente pela melhoria da gestão do quadro orçamentário. O crescimento das receitas públicas e dos resultados delas foram impulsionados pelos setores primários e terciários. A força do setor primário em 2013 esteve relacionada com o fortalecimento das atividades de dois componentes: as atividades mineradoras e as agrícolas. Adicionalmente, o setor terciário melhorou principalmente pelo aumento do poder de compra e pelos efeitos relacionados à melhoria da infraestrutura de transporte. Desta forma, o país iniciou seu caminho de equilíbrio das contas públicas depois de duas décadas de déficits recorrentes nas contas públicas ou baixos superávits. O resultado nominal do governo em 2014 foi perto de 800 bilhões de francos congolezes, e o resultado primário ficou próximo de 1,2 trilhão de francos congolezes.

O crescimento das despesas do governo em proporção ao PIB, por sua vez, atingiu 17,9% em 2010, justificado nomeadamente pela aceleração dos gastos públicos no último trimestre de 2010, relacionados com as necessidades do funcionamento das instituições, a gestão das operações pré-eleitorais e a integração efetiva dos orçamentos (BCC, 2009). Tanto as despesas como as receitas seguiram crescentes, a maior parte direcionadas à segurança e à soberania, em uma média de 3,58 trilhões de francos congolezes no ano de 2010 (KOBUNDA, 2016).

A balança comercial do Congo seguiu negativa na maior parte dos anos, e esta situação aprofundou-se entre 1995 e 2009. As importações dos produtos de consumo final com seus parceiros tradicionais, China, Zâmbia, Índia e União Europeia, se intensificaram e as exportações recuaram, deixando o balanço

profundamente deficitário, mostrando uma dependência estrutural das importações (OEC, 2017).

A política monetária do Congo é conduzida pelo Banco Central, cujo principal objetivo é a estabilidade do nível geral de preços. Apesar da forte dolarização, o objetivo intermediário do BCC é a moeda base. Para conduzir sua política monetária, o BCC define uma trajetória de crescimento da oferta monetária compatível com sua meta de inflação e com o crescimento econômico projetado. O crescimento da oferta de moeda é dividido em metas semanais pelo BCC de acordo com as projeções de demanda monetária. Se o crescimento projetado de curto prazo da oferta monetária se desvia da trajetória programada, o BCC intervém e injeta ou absorve liquidez comprando ou vendendo instrumentos emitidos pelo Banco Central.

O BCC dispõe de três tipos de instrumentos de regulação de liquidez: (i) a taxa de juros sobre empréstimos de curto prazo e as taxas de juros das facilidades permanentes; (ii) o papel comercial (BRT) emitido por leilões semanais e (iii) a reserva obrigatória (coeficiente ou base) aplicada sobre depósitos de clientes do BCC em moedas nacionais e estrangeiras (BCC, 2015).

Além disso, a implementação da política monetária requer conhecimento prévio da transmissão do impulso do canal da política monetária sobre a economia real, em particular sobre a evolução dos preços de mercado. Na RDC, observavam-se dois mecanismos de transmissão que geravam a inflação antes da década de 2000. O primeiro pode ser resumido à seguinte sequência: (i) financiamento do déficit orçamental do setor público, que gerava (ii) o aumento da base monetária, com redução dos juros e (iii) depreciação da taxa de câmbio e, por fim, conduzia ao (iv) aumento da inflação. A segunda causa da inflação tinha relação com a dependência das importações de bens básicos, como alimentos e combustíveis. Sua sequência causal é o (i) aumento dos preços internacionais de *commodities* (petróleo e dos alimentos) com respectivo (ii) crescimento dos preços de produtos importados e (iii) dos custos de produção das empresas, levando ao (iv) aumento do nível geral de preços.

3. MODELO DE VETORES AUTOREGRESSIVOS (VAR)

A metodologia econométrica VAR possibilita a expressão de modelos econômicos completos. Ela permite a estimação dos parâmetros estruturais de um modelo econômico por meio do estudo, definição e uso de restrições entre as equações presentes no VAR especificado. Esta metodologia pode ser utilizada para a previsão de sistemas de séries temporais inter-relacionadas (BUENO, 2011). De modo geral, pode-se expressar um modelo autorregressivo de ordem p por um vetor com n variáveis endógenas, X_t , conectadas entre si por meio de uma matriz A , conforme segue:

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

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 contemporânea ou temporalmente, isto é:

$$\varepsilon_t \sim i.i.d (0; I_n), \quad (2)$$

em que 0 é o vetor nulo e I , a matriz identidade.

A primeira equação expressa as relações entre as variáveis endógenas, frequentemente decorrentes de um modelo econômico teoricamente estruturado, e por isso chama-se *forma estrutural*. 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 captadas indiretamente pela matriz A . Logo, a independência dos choques dá-se sem perda de generalidade (BUENO, 2011).

Dada a endogeneidade das variáveis, este modelo é normalmente estimado em sua *forma reduzida*, isto é, estima-se o seguinte modelo:

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B\varepsilon_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t, \quad (3)$$

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

É conveniente visualizar este modelo por meio de um exemplo bivariado de ordem 1, inspirado em Enders (2009). A partir desta simplificação, uma série de resultados intuitivos, que valem para modelos de ordem maior, pode ser desenvolvida, facilitando o entendimento da metodologia. Considere-se, então, o seguinte modelo bivariado:

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

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

Trata-se de uma especificação onde as variáveis são influenciadas mutuamente uma pela outra e por defasagens de seus valores (é o efeito contemporâneo de uma mudança unitária de z_t em y_t). Este modelo não é estimável diretamente porque as variáveis contemporâneas y_t e z_t são respectiva e individualmente correlacionadas aos erros ϵ_{yt} ou ϵ_{zt} . Então, o efeito *feedback* sucede porque y_t e z_t (afetam uns aos outros) possuem uma interdependência contemporânea (BUENO, 2011). O objetivo do VAR é desenvolver técnicas para evitar esse problema, objetivando-se encontrar a trajetória da variável de interesse ante um choque nesses erros, ou seja, um choque estrutural. O método admite as hipóteses de que y_t e z_t sejam séries estacionárias ou cointegradas, os erros sejam ruído branco ($\epsilon_{yt} \sim RB(0,1)$ e $\epsilon_{zt} \sim RB(0,1)$) e as séries não sejam autocorrelacionadas $\epsilon_{yt} \perp \epsilon_{zt} \rightarrow cov(\epsilon_{yt}, \epsilon_{zt}) = 0$.

O modelo apresentado está na forma estrutural e pode ser escrito em matrizes:

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

$$\equiv A \quad \equiv X^t \quad \equiv B_0 \quad \equiv B_1 \quad \equiv B \quad \equiv \epsilon_t$$

$$AX_t = B_0 + B_1X_{t-1} + B\epsilon_t.$$

A forma reduzida deste modelo simplificado é:

$$X_t = \phi_0 + \phi_1 X_{t-1} + e_t; \quad (6)$$

$$\phi_0 \equiv A^{-1}B_0;$$

$$\phi_1 \equiv A^{-1}B_1;$$

$$Ae_t \equiv B\varepsilon_t.$$

Para esta especificação, a condição de estabilidade é ter os “autovalores” de $(I - \phi_1 L)$ fora do círculo unitário³.

Já um VAR completo de ordem p , que permite a inter-relação de variáveis estacionárias e não estacionárias tomadas em nível (BUENO, 2011), pode ter a representação:

$$X_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + GZ_t + e_t, \quad (7)$$

em que X_t é um vetor $n \times 1$ de variáveis endógenas, como anteriormente; G é uma matriz de coeficientes, $n \times g$; Z_t é um vetor $g \times 1$ de variáveis exógenas que pode incluir variáveis determinísticas.

Por meio das funções de resposta a impulso (FRIs), ferramenta que viabiliza a análise dinâmica do modelo, pode-se verificar qual a dinâmica de ajustamento das variáveis endógenas após a ocorrência de choques estruturais do modelo. Outra ferramenta útil para análise do modelo é a decomposição da variância do erro de previsão, que possibilita verificar o erro da previsão da série.

O modelo VAR pode ser estimado por meio de mínimos quadrados ordinários (MQO) equação por equação e, para o cômputo das FRIs, é necessário impor restrições aos parâmetros de modo que os choques estruturais possam ser identificados.

³ Note-se que Bueno (2011) usa o pressuposto de que, dada a solução do sistema $1 - \phi_1 z - \phi_2 z^2 = 0$, a condição de estabilidade requereria que as raízes z_1 e z_2 estivessem fora do círculo unitário (Hamilton, 1994), já que $z = \frac{1}{\lambda}$. Isto é, se λ for maior que 1, terá que estar fora do círculo.

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Esta seção está dividida da seguinte forma: a seção 4.1 mostra as variáveis e dados utilizadas neste trabalho; a seção 4.2 compreendeu estimativas para o período entre janeiro de 2005 a dezembro de 2015⁴, denominado “período como um todo”, perfazendo um total de 132 observações; a seção 4.3 compreendeu estimativas para o período de janeiro 2005 a janeiro de 2012, denominado “subamostra um”, perfazendo um total de 85 observações; e, a seção 4.4 compreendeu estimativas para o período de fevereiro de 2012 a dezembro de 2015, denominado “subamostra dois”, perfazendo um total de 47 observações.

Dentro de cada subseção, faz-se apresentação das estatísticas descritivas; em seguida, apresentam-se, testes de raiz unitária, especificação do modelo VAR, os testes de causalidade de Granger/Bloco de exogeneidade, a análise das funções de resposta a impulso (Cholesky e Generalizado) e, por fim, a decomposição da variância.

Conforme já descrito, as primeiras estimativas foram feitas considerando o período como um todo. Pode ser observado na Figura 1 que a variável de principal interesse (inflação) apresentou pequenas variações a partir de 2012. Isso pode ser indicativo de uma quebra estrutural forte a partir de fevereiro de 2012, o que fundamenta a opção por trabalhar com dados segmentados para ver se existem diferenças entre o que aconteceu antes e o que aconteceu depois do período.

4.1. VARIÁVEIS E DADOS

Os dados foram coletados no Banco Central do Congo (BCC) e no Instituto Nacional de Estatísticas (INS). A Tabela 1 traz a descrição completa de todas as variáveis utilizadas. A taxa de inflação (INF) é o aumento no nível de preços em variação mensal. No que se refere ao câmbio (CAMBIO) expresso em valor nominal, ele mede o valor do franco congolês (CDF) em

⁴ A escolha do período deveu-se à disponibilidade dos dados.

relação ao dólar americano (USD), ou seja, a relação CDF/1 USD. A taxa de juros (JUROS), expressa em porcentagem, mês a mês, é usada para regular a atividade econômica. Já o Índice Geral das *Commodities* (COMM) tem por objetivo medir os preços das *commodities* no mercado internacional.

Tabela 1 – Variáveis, unidades, siglas e fontes

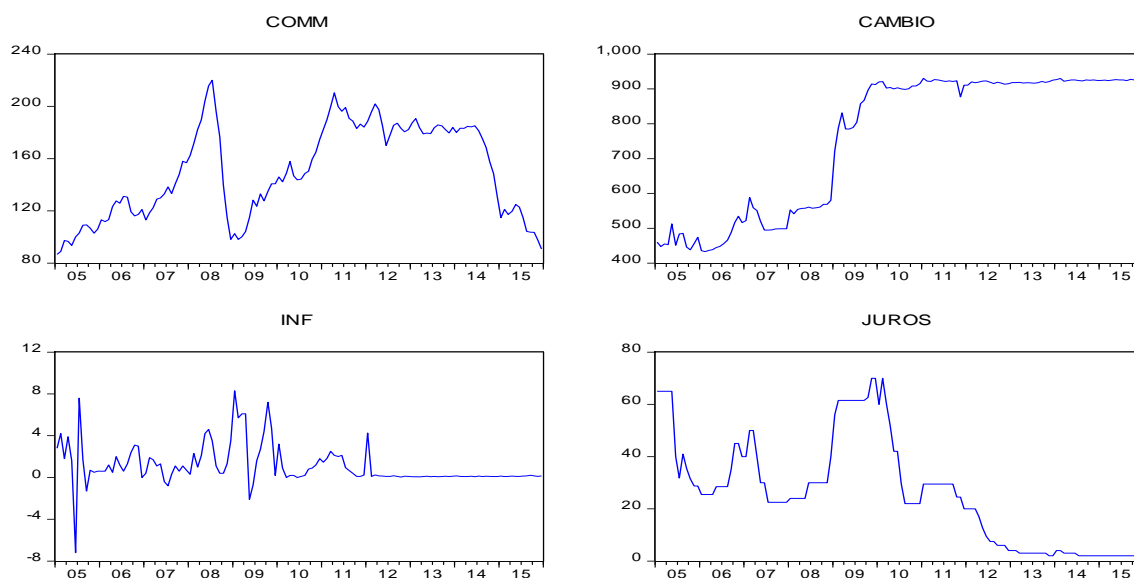
Variáveis	Unidade	Sigla	Fonte
Inflação	Porcentagem	INF	BCC/INS
Câmbio	Nominal	CÂMBIO	BCC/INS
Juros	Porcentagem	JUROS	BCC/INS
Commodities	Índice	COMM	FMI

4.2. ESTIMATIVA PARA O PERÍODO DE JAN/2005 A DEZ/2015

4.2.1. Estatísticas descritivas

Na Figura 1 são observadas as trajetórias temporais das variáveis COMM, CÂMBIO, INF e JUROS, considerando o período como um todo (2005-2015). A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas básicas em nível.

Figura 1 – Evolução das variáveis (em nível) no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015



Fonte: elaboração própria.

TABELA 2 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DE JAN/2005 A JAN/2015

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-padrão	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera	Valor-p
INFL	1,0971	0,350	8,300	-7,200	1,9029	0,9393	7,8962	151,26	0,000
CAM	759,34	906,42	930,47	432,88	199,57	-0,567	1,4588	20,139	0,000
JUROS	26,038	24,50	70,000	2,000	20,65	0,5429	2,304	9,1496	0,0103
COMM	149,71	147,28	220,03	86,617	35,369	-0,0116	1,656	9,9369	0,0069

Fonte: elaboração própria

Constata-se na figura que, antes de 2012, a inflação teve vários picos, como, por exemplo, em junho de 2005, de (-7,20)% e, em março de 2009, de 8,30%. A partir de fevereiro de 2012, houve uma quebra estrutural devido à queda das pressões inflacionária, a inflação estabilizou-se para abaixo de 1%, o que vai ao encontro da estabilidade da taxa de juros, porque até 2012 ela oscilou em termos de pontos e depois de 2012 se estabilizou.

O índice de *commodities* segue uma trajetória de crescimento até o último mês de 2008. Depois disso, teve uma queda por causa da crise do *subprime*, para depois voltar para a sua trajetória de crescimento. Nota-se que a taxa de câmbio teve uma tendência de crescimento, até se estabilizar em 2012 devido ao aumento das reservas internacionais.

Em relação à Tabela 2, vê-se que a série de inflação possui cauda pesada (leptocúrtica) e mostra um forte desvio da normalidade (os coeficientes de assimetria e curtose são todos diferentes daqueles da distribuição normal padrão, que são 0 e 3, respectivamente). Percebe-se, também, uma disparidade muito grande entre o valor máximo e o mínimo, 8,30 e (-7,20). Reforçando isso, cabe destacar que o teste de Jarque-Bera (JB) rejeitou a hipótese nula de normalidade ao nível de significância de 5% para todas as variáveis e por fim, a volatilidade da inflação registrou uma média de 1,09 e um desvio padrão de 1,90.

4.2.2. Testes de raiz unitária

Um dos primeiros passos na análise de séries temporais é a verificação da estacionariedade das séries. Casos não sejam estacionárias, deve-se

realizar algum procedimento para torná-las estacionárias. Em geral, aplica-se a primeira diferença nas mesmas, dado que a maioria das séries econômicas são integradas de primeira ordem.

Neste trabalho foram utilizados os seguintes testes de raiz unitária: *Augmented Dickey–Fuller* – ADF (DICKEY; FULLER, 1981), *Phillips-Perron* – PP (PHILLIPS; PERRON, 1988) e *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* – KPSS (KWIATKOWSKI *et al.*, 1992)⁵. Na realização do teste ADF, foi utilizado o Critério de Informação de Schwarz (SIC), com o número de defasagens escolhido de forma automática e um máximo de 12 defasagens. No caso do teste PP, adotaram-se o método de estimação espectral de *Barlett Kernel* e o critério de seleção de defasagens automático de *Newey-West Bandwidth*. Para o teste KPSS, também foram utilizados a estimação espectral de *Barlett Kernel* e o critério *Newey-West Bandwidth*.

A Tabela 3 apresenta os resultados dos testes citados, que demonstram que as variáveis CAMBIO, JUROS e COMM foram não estacionárias e somente a variável INF foi estacionária. Ressalta-se que, aplicando a primeira diferença na série, elas tornaram-se estacionárias, conforme a Tabela 4.

Tabela 3 – Testes de raiz unitária em nível

VARIÁVEL	ADF	K	PP	K	KPSS	K	
INF	-3,011**	5	7,765***	1	0,764 ^{ns}	4	cc
CÂMBIO	-1,354 ^{ns}	1	-1,246 ^{ns}	1	1,206***	9	cc
JUROS	-1,981 ^{ns}	1	-1,958 ^{ns}	6	0,870***	9	cc
COMM	-2,267 ^{ns}	1	-2,077 ^{ns}	6	0,478**	5	cc

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa. Nota:⁶ 1) *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%, (^{ns}) Não significativo a 10%; 2) K = número de defasagens de cada teste para cada variável; 3) (ct) representa com constante e com tendência e (cc) com constante.

⁵ Vale ressaltar que o teste KPSS é um teste assintótico e que deve ser utilizado em complemento aos demais testes de raiz unitária (BUENO, 2011). Assim, as conclusões sobre a existência de raiz unitária foram feitas primeiramente tomando como base os testes ADF e PP, e, em caso de divergência entre os testes ADF e PP, utilizou-se o teste KPSS como critério último. Ademais, também foram analisados os gráficos e os correlogramas (funções de autocorrelação) das séries.

⁶ A hipótese nula do teste ADF e PP é de que tenha raiz unitária. H₀= não é estacionária. A hipótese nula do teste KPSS é de que não exista raiz unitária. H₀= é estacionária.

TABELA 4 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA EM PRIMEIRA DIFERENÇA

VARIÁVEL	ADF	K	PP	K	KPSS	K	
D(CÂMBIO)	-10,51***	0	-10,53***	3	0,221 ^{ns}	1	cc
D(JUROS)	-9,028***	0	-9,125***	6	0,067*	6	cc
D(COMM)	-6,517***	0	-6,550***	2	0,249*	6	cc

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%, (*ns*) Não significativo a 10%; 2) K = número de defasagens de cada teste para cada variável;

3) (ct) representa com constante e com tendência e (cc) com constante.

4.2.3. Especificação e identificação das defasagens do modelo VAR

No modelo VAR, todas as variáveis são endógenas e dependem das próprias defasagens e das defasagens de todas as demais variáveis do sistema. A escolha da ordem de defasagens do VAR é arbitrária. Por um lado, é desejável incluir o maior número possível de defasagens de modo a evitar a imposição de restrições falsas sobre a dinâmica do modelo. Por outro, quanto maior a ordem de defasagens, maior o número de parâmetros a serem estimados e, conseqüentemente, há menos graus de liberdade para a estimação. Para o presente trabalho, optou-se pela utilização dos critérios LR (Razão de Verossimilhança), FPE (Erro de Predição), AIC (Akaike), SC (Schawtz) e HQ (Hannan-Quinn). Esses critérios objetivam a parcimônia dos modelos, impondo penalidades pelo número de regressores utilizados. A escolha das defasagens foi condicionada à ausência de correlação serial dos resíduos, verificada por meio da estatística LM.

Quanto ao teste de normalidade dos resíduos, o teste de Jarque-Bera rejeitou a hipótese nula de que os resíduos são normais. Entretanto, uma vez que não há possibilidade de elevar o tamanho da amostra, as análises continuaram mesmo assim. Destaca-se que Oreiro *et al.* (2006) salientam que este procedimento é comum em alguns trabalhos no Brasil, como em Grôppo (2004) e Camuri (2005).

A defasagem ótima é sempre aquela para a qual o critério apresenta o menor valor, como mostra a Tabela 5. Neste trabalho, seguiu-se a escolha condicionada à ausência de autocorrelação e o princípio da parcimônia. Assim sendo, de acordo com a Tabela 6, conforme os testes de autocorrelação, observa-se que o melhor modelo selecionado é o VAR(3)⁷.

Além disso, os modelos VAR escolhidos passam por adequação, para isso foram realizados o teste das raízes do polinômio característico (inverso dos autovalores). O modelo selecionado deve apresentar todas as raízes do polinômio dentro do círculo unitário para ser considerado estável e, por fim, verificou-se a correlação cruzada por meio da FCC dos resíduos⁸.

TABELA 5 – DETERMINAÇÃO DO NÚMERO DE DEFASAGENS DO MODELO VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1.570.446	NA	838769.9	24.99120	25.08124	25.02778
1	-1.516.705	103.2152	460840.6	24.39215	24.84235*	24.57505*
2	-1.492.139	45.62242	402579.8*	24.25618*	25.06655	24.58541
3	-1.476.842	27.43764*	407900.6	24.26734	25.43787	24.74289
4	-1.463.637	22.84748	427971.2	24.31170	25.84239	24.93357
5	-1.452.275	18.93674	463408.1	24.38532	26.27617	25.15351

Fonte: elaboração própria.

TABELA 6 – TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO (P-VALOR DA ESTATÍSTICA LM)

Lag	VAR (1)	VAR (2)	VAR (3)	VAR (4)	VAR (5)
1	0,0001	0,0255	0,0648	0,0007	0,0000
2	0,0003	0,0209	0,0079	0,0000	0,1070
3	0,0117	0,0369	0,1126	0,1177	0,2566
4	0,4963	0,7153	0,8182	0,2406	0,1852
5	0,3165	0,0782	0,2203	0,3848	0,0179

Fonte: elaboração própria.

⁷ No teste de autocorrelação para escolha do melhor modelo VAR, caso houver presença de um ou dois valores estatisticamente insignificante, pode se prosseguir as estimativas, afim de manter o grau de liberdade.

⁸ Apêndice A.

4.2.4. Teste de Bloco-causalidade de Granger

No intuito de captar a relação preditiva de uma variável em relação a outra segundo Granger (1969), uma variável X causa outra variável Z no sentido de Granger se a observação de X no presente ou no passado ajuda a prever os valores futuros de Z para algum horizonte de tempo. Trata-se, portanto, de precedência temporal. São apresentados os resultados do teste de Bloco-causalidade de Granger de exogeneidade, (Tabela 7). Para cada equação do modelo VAR, pela estatística Wald, testa-se a significância de cada uma das outras variáveis endógenas defasadas na equação.

De acordo com o teste Bloco-causalidade de Granger de exogeneidade, verificaram-se as relações causalidade bidirecional e unidirecional entre as variáveis, no sentido “Granger causa”. Em relação à variável de maior interesse INF, percebe-se que existe uma relação preditiva “Granger causa” bidirecional com o D(CÂMBIO), dando o primeiro sinal da importação do câmbio na economia congoleza. Também pode se notar a causalidade bidirecional entre a variável D(COMM) e D(CÂMBIO), reforçando a necessidade de entendimento dessa relação para a inflação. Para o sentido “Granger causa” unidirecional, não se percebe nenhum efeito sobre a inflação no período. No entanto, percebe-se que a inflação INF causa os D(JUROS) e D(COMM).

Tabela 7 – Bloco-causalidade de Granger

Não causa	Variável dependente			
	D(COMM)	D(CÂMBIO)	INF	D(JUROS)
D(COMM)	-	11,184***	1,4545 ^{ns}	5,2458 ^{ns}
D(CÂMBIO)	7,7613**	-	9,6276**	2,8581 ^{ns}
INF	1,9013*	8,3414**	-	23,987***
D(JUROS)	5,6463 ^{ns}	3,4607 ^{ns}	0,8796 ^{ns}	-
Todos	12,9874 ^{ns}	25,268***	18,925**	32,987***

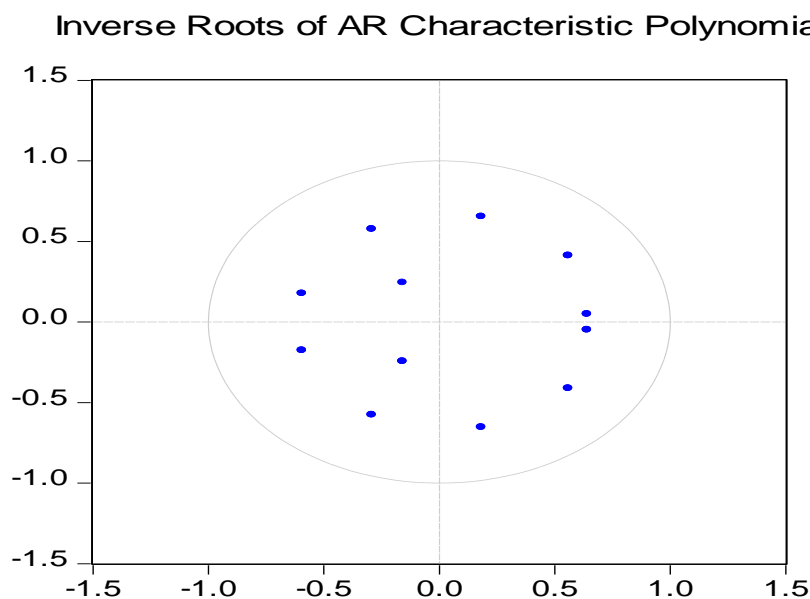
Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%, (ns) Não significativo a 10%; e, “Todos” indica o teste de causalidade para o conjunto de todas as variáveis independentes.

4.2.5. Teste da raiz do polinômio

A estabilidade de um processo autorregressivo pode ser verificada a partir da análise do comportamento das raízes inversas do polinômio característico de um sistema VAR (LÜTKEPOHL, 2006). De acordo com o autor, todas as raízes do polinômio característico devem se encontrar dentro do círculo unitário, assim o sistema será estável; se estiverem fora do polinômio característico, então o sistema é instável, com comportamento de divergência explosiva e, se ao menos uma das raízes se encontrar sobre o círculo unitário, então o sistema é não estacionário, podendo apresentar uma trajetória de tendência estocástica ou um passeio aleatório (TETZNER; GADELHA, 2012). A Figura 2 mostra o inverso dessas raízes, que, portanto, ficaram dentro do círculo unitário⁹, comprovando a estabilidade do modelo.

Figura 2 – Inverso das raízes unitárias do polinômio até VAR(3)



Fonte: elaboração própria.

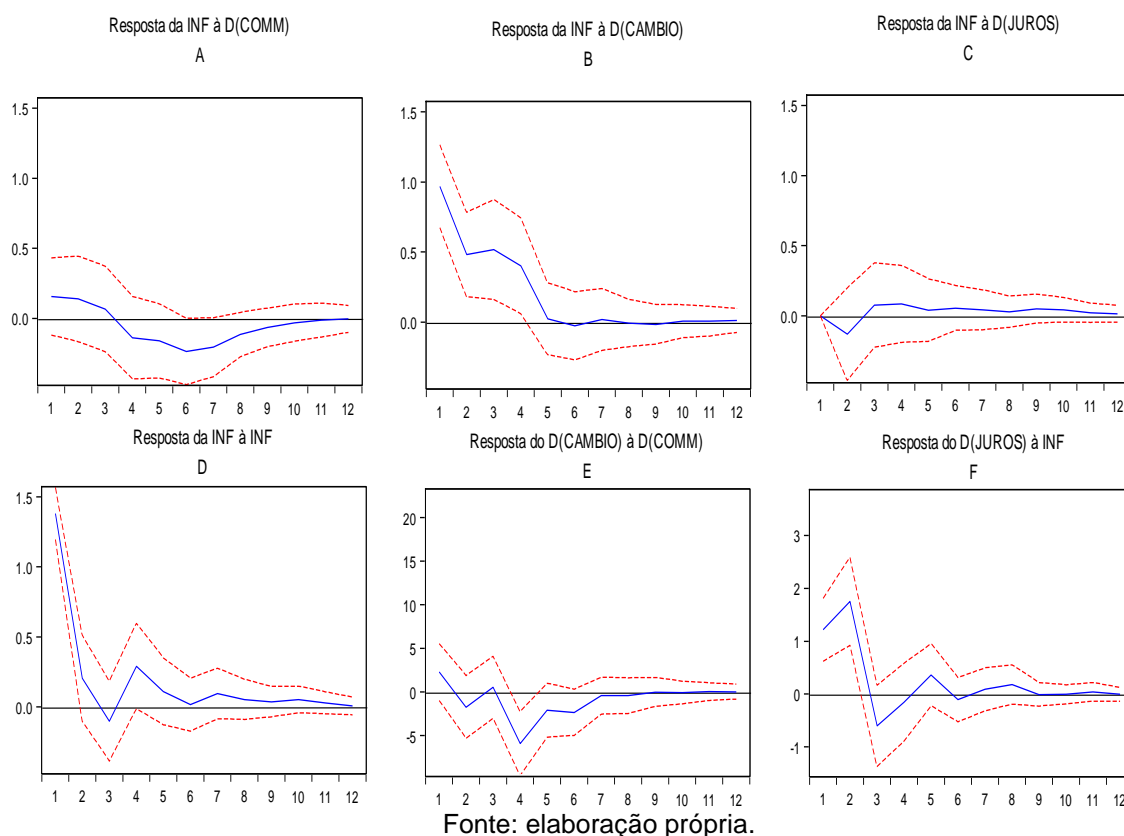
⁹ Metodologia usada por LÜTKEPOHL (2006) e Enders (2009). Para mais detalhes conferir Bueno (2011).

4.2.6. Funções de resposta a impulso (FRIs)

Para obtenção das FRIs foram utilizados dois procedimentos: Cholesky e Generalizado. Tais procedimentos lidam de formas diferentes com o ordenamento das variáveis no modelo VAR. Diferentemente do que ocorre na tradicional decomposição de Cholesky, que se utiliza da “hipótese da ortogonalidade”, o método de impulso resposta generalizado não varia caso ocorra reordenamento das variáveis no VAR (LÜTKEPOHL, (2006); KOOP; PESARAN; POTTER, (1996); PESARAN; SHIN, (1998)). Conforme Edwing (2003), o método generalizado apresenta duas vantagens principais: a) os resultados da função resposta ao impulso generalizado apresentam maior robustez do que o método ortogonalizado (Cholesky); e b) uma vez que a ortogonalidade não é imposta, a FRi generalizada possibilita uma interpretação com maior acurácia do efeito inicial de um choque de variável sobre as demais variáveis.

A Figura 3 apresenta o comportamento da inflação ante os choques de outras variáveis num período de 12 meses. Vale mencionar que a Ordenação de Cholesky escolhido é D(COMM) D(CÂMBIO) INF D(JUROS). Justifica-se esta ordenação porque as *commodities* estão totalmente fora do controle do governo e afetam o câmbio via entrada ou saída de dólar (divisas) pelo comércio. O câmbio, por sua vez, gera efeito na inflação porque força a política monetária a se ajustar por meio da taxa de juros. Por fim, neste trabalho optou-se por dar maior ênfase à significância estatística nas análises das FRIs.

Figura 3 – Função de resposta a impulso Cholesky



Com base na resposta a impulso da Figura 3-A, verifica-se que a inflação responde positivamente ao choque da variação de preço das *commodities* no primeiro e segundo meses. Entretanto, este resultado não apresenta significância estatística. Conforme a literatura estudada, é esperado que um aumento no preço das *commodities* eleve os preços ao consumidor no mercado local e, conseqüentemente, que haja inflação doméstica. Além disto, no que tange à análise, segundo Curatola de Melo (2013), os preços das *commodities* podem ser caracterizados como um dos primeiros indicadores de alerta de inflação.

Na Figura 3-B, conforme esperado com o teste de Bloco-causalidade de Granger de exogeneidade, o *pass-through* do câmbio sobre a inflação é estatisticamente significativo. Observa-se que um choque no câmbio (desvalorização cambial) causa aumento da inflação nos quatro primeiros meses e os efeitos do choque inicial somente desaparecem no quinto mês. Assim, ficam corroborados os resultados da análise obtidos por Menga (2010), Mabulango e Boboy (2016) e Pinshi e Sungani (2018), cujos trabalhos

mostraram que a inflação congoleza é explicada na sua maior parte pela variação cambial.

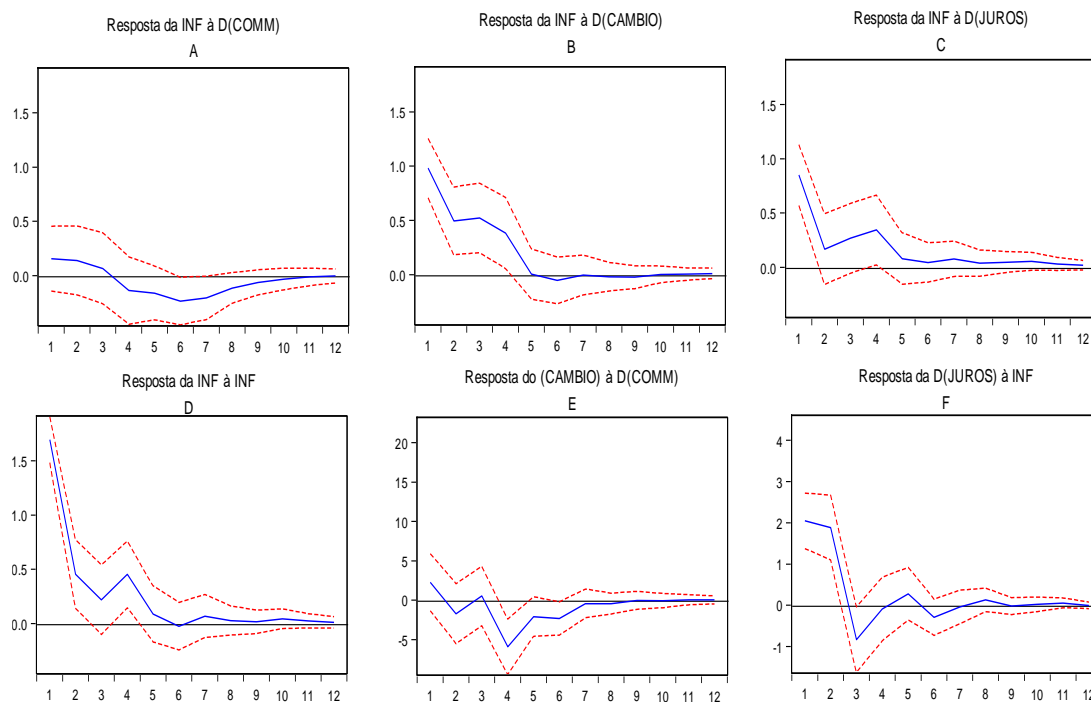
Embora a hipótese teórica seja de uma resposta negativa da inflação à elevação da taxa de juros, na prática isso nem sempre ocorre devido a diversos fatores, como: existência de uma inércia inflacionária, ajuste insuficiente na taxa nominal de juros, falta de credibilidade da política monetária e restrições fiscais severas. Conforme Fisher *et al.* (2013), o canal da taxa de juros continua fraco devido à natureza do sistema financeiro congoleza e à presença de um setor informal amplo e segmentado. Com base na Figura 3-C, verifica-se que a inflação responde negativamente ao choque na taxa de juros somente no segundo mês. A partir do mês seguinte, a inflação permaneceu positiva no resto do período. Todavia, este resultado não apresenta significância estatística. Vale mencionar que, mesmo não havendo resultado esperado para o período como um todo, o Banco Central reagiu rapidamente nos choques da inflação aumentando a taxa de juros logo no primeiro e segundo meses, como mostra a Figura 3-F. Isso corrobora a análise do teste de Bloco-causalidade de Granger efetuado para este período, que obteve resultado estatisticamente significativo.

A Figura 3-D mostra que a inflação sofre com o choque dela mesma, estatisticamente significativo. Este processo é chamado de “inércia” ou “persistência inflacionária”. Na relação entre o câmbio e as *commodities*, que se observa na Figura 3-E, nota-se que o câmbio se valorizou em consequência do choque nos preços das *commodities*. Em outras palavras, a elevação do preço das *commodities* gerou resposta positiva do câmbio no primeiro mês, mas logo no segundo mês o câmbio se tornou negativo (valorizou). Em termos estatísticos, somente no quarto mês aparece a significância. Tal resultado é esperado pela literatura relacionada, como foi demonstrado no Capítulo 1.

A Figura 4 tem por objetivo comprovar a robustez das estimações realizadas no período. Deste modo, pode-se afirmar que as estimações são robustas, dado que confirmaram aquelas da Figura 3, de resposta a impulso Cholesky. É importante notar que a FRi generalizada da Figura 4-C passou a

ter significância estatística, comprovando, então, a análise efetuada para a FRI Cholesky (Figura 3-C).

Figura 4 – Função resposta a impulso generalizado



Fonte: elaboração própria.

4.2.7. Análise de decomposição de variância (DV)

A decomposição de variância (DV) do erro de previsão é outra técnica utilizada para descrever a dinâmica do sistema na abordagem de VAR. A DV fornece informações sobre a importância relativa de cada inovação sobre as variáveis do sistema. No caso da DV, a questão referente à ordenação das variáveis é de suma importância. Utilizou-se o ordenamento do Cholesky: D(COMM) D(CÂMBIO) INF D(JUROS).

uma vez que a fatoração não ortogonal produz decomposição, o que não satisfaz a propriedade de soma. Logo, para a DV, a fatoração é limitada às fatorações ortogonais. Neste caso, ela se baseia em informações como teoria econômica, conhecimento do mercado e artigos.

A Tabela 8 apresenta os resultados da DV da inflação. Eles mostram que 66,46% do erro de previsão da INF no primeiro mês são explicados por ela

mesma e 52,85% no décimo segundo mês. A variável D(CAMBIO) tem o poder de previsão do erro da INF no primeiro mês de 32,68% e, quatro meses depois, de 42,70%. Ou seja, com o passar do tempo, o câmbio ganha espaço como grande determinante da inflação congoleza.

Com base nessas informações, pode-se afirmar que, haja vista o histórico de inflação alta no Congo, o comportamento do câmbio vai ao encontro da análise feita por TAYLOR (2000), BAILLIU, FUJI (2003) e GAGNON e IHRIG (2004), conforme a qual, num ambiente de alta inflação, o *pass-through* do câmbio para a inflação tende a ser persistente e elevado. Apesar de os níveis de explicação das variáveis D(COMM) e D(JUROS) aumentarem com o passar do tempo, seus níveis de explicações são baixos até o décimo segundo mês. Estes resultados corroboram com as FRIs.

Tabela 8 – Decomposição da variância da variável INF

Período	S.E.	D(COMM)	D(CÂMBIO)	INF	D(JUROS)
1	1,696071	0,850273 (2,32155)	32,68197 (6,80193)	66,46776 (7,06166)	0,000000 (0,00000)
2	1,785154	1,376315 (2,63894)	36,77069 (7,25468)	61,31389 (7,54571)	0,539109 (1,13177)
3	1,863990	1,387736 (2,58527)	41,41448 (6,96557)	56,53843 (7,22053)	0,659350 (1,61164)
4	1,935505	1,796718 (2,50727)	42,70311 (6,62744)	54,69868 (6,75136)	0,801488 (2,20803)
5	1,945855	2,463378 (2,85067)	42,26332 (6,53072)	54,43976 (6,71140)	0,833542 (2,33340)
6	1,961222	3,883221 (3,57286)	41,62409 (6,49260)	53,59607 (6,63441)	0,896615 (2,49453)
7	1,974825	4,915353 (4,02502)	41,06113 (6,52422)	53,09356 (6,62159)	0,929955 (2,59787)
8	1,979087	5,233318 (4,20459)	40,88611 (6,54309)	52,93615 (6,63163)	0,944413 (2,60637)
9	1,981181	5,328823 (4,28832)	40,80653 (6,55161)	52,85849 (6,65831)	1,006152 (2,61332)
10	1,982574	5,347533 (4,31802)	40,75004 (6,56484)	52,85370 (6,66812)	1,048730 (2,63630)
11	1,982931	5,349660 (4,34179)	40,73619 (6,57044)	52,85422 (6,68088)	1,059928 (2,64599)
12	1,983023	5,349628 (4,35954)	40,73548 (6,57371)	52,85027 (6,69042)	1,064627 (2,64980)

Fonte: elaboração própria. Nota: valores entre parênteses representam os erros-padrão para 100 repetições de Monte Carlo.

4.3. ESTIMATIVA PARA O PERÍODO DE JAN/2005 A JAN/2012

A primeira subamostra contém estimações para o período de janeiro de 2005 a janeiro de 2012, perfazendo 85 observações. A Tabela 9 apresenta as estatísticas descritivas básicas. Para todas as variáveis, as distribuições parecem ser assimétricas, uma vez que existem estimativas positivas e negativas de assimetria. Observa-se, também, que neste período a volatilidade da inflação registrou a taxa média de 1,64 e o desvio-padrão de 2,19. Além disso, a inflação apresenta valores máximo e mínimo iguais aos do período como um todo, indicativo da forte oscilação no período.

TABELA 9 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DE JAN/2005 A JAN/2012

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-padrão	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera	Valor-p
INFL	1,6416	1,2000	8,3000	-7,2000	2,1917	0,2466	6,3778	41,271	0,0000
CAM	669,26	560,53	930,47	432,88	197,6	0,243	1,2547	11,624	0,0020
JUROS	37,986	30,000	70,000	20,000	15,764	0,7754	2,078	11,527	0,0030
COMM	142,55	134,80	220,03	86,617	34,860	0,4580	2,122	5,7010	0,0570

Fonte: elaboração própria.

Na Tabela 10 são apresentados os resultados referentes aos testes de raiz unitária considerando-se as variáveis em nível. Percebe-se que o comportamento das variáveis foi semelhante ao do período como um todo (2005-2015), ou seja, são não estacionárias, exceto pela variável INF. Conforme a Tabela 11, a primeira diferença foi suficiente para estacionar as séries.

Tabela 10 – Testes de raiz unitária para as variáveis em nível

VARIÁVEL	ADF	K	PP	K	KPSS	K	
INF	-6,843***	0	-6,888***	3	0,123 ^{ns}	4	cc
CÂMBIO	-1,857 ^{ns}	0	-1,924 ^{ns}	1	0,161**	6	ct
JUROS	-2,353 ^{ns}	1	-2,157 ^{ns}	3	0,109**	6	cc
COMM	-3,537 ^{ns}	2	-2,504 ^{ns}	5	0,083***	6	ct

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa. Nota: 1) *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%, (^{ns}) Não significativo a 10%; 2) K = número de defasagens de cada teste para cada variável; 3) (ct) representa com constante e com tendência e (cc) com constante.

Tabela 11 – Testes de raiz unitária em primeira diferença

VARIÁVEL	ADF	K	PP	K	KPSS	K	
D(CÂMBIO)	-8,404***	0	-8,405***	1	0,121 ^{ns}	6	ct
D(JUROS)	-7,228***	0	-7,248***	1	0,113 ^{ns}	3	cc
D(COMM)	-5,152***	0	-5,180***	2	0,045 ^{ns}	5	ct

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%, (ns) Não significativo a 10%; 2) K = número de defasagens de cada teste para cada variável; 3) (ct) representa com constante e com tendência e (cc) com constante.

Os critérios de informação apontaram um modelo com duas defasagens, conforme a Tabela 12. Já a Tabela 13 mostra o melhor VAR selecionado para esta subamostra. Conforme os testes de autocorrelação a 5%, o VAR(2) é o mais adequado.

Tabela 12 – Determinação do número de defasagens do modelo VA

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1036,47	NA	3234955	26,34	26,46*	26,38
1	-1002,34	63,94	2045573	25,88	26,48	26,12*
2	-984,12	32,28*	1940228*	25,82*	26,9	26,25
3	-970,01	23,56	2052111	25,87	27,43	26,49
4	-959,67	16,22	2404859	26,01	28,05	26,83
5	-946,86	18,81	2673068	26,09	28,61	27,1

Fonte: elaboração própria

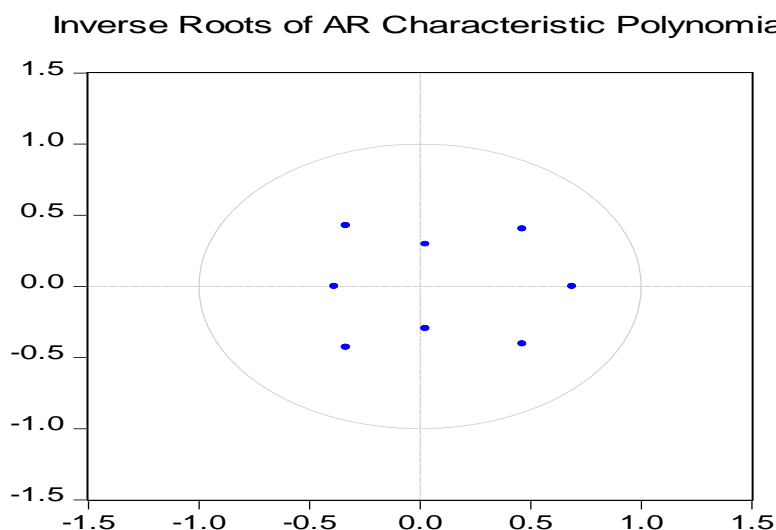
Tabela 13 – Teste de autocorrelação (p-valor da estatística LM)

Lag	VAR (1)	VAR (2)	VAR (3)	VAR (4)	VAR (5)
1	0,0039	0,0719	0,3841	0,0006	0,0010
2	0,0049	0,0949	0,0338	0,0014	0,7620
3	0,1192	0,1281	0,4762	0,5277	0,4458
4	0,7547	0,8588	0,8403	0,5994	0,1711
5	0,369	0,1664	0,1192	0,1823	0,1120

Fonte: elaboração própria.

A estabilidade deste modelo é verificada pela Figura 5, dado que todas as raízes inversas do polinômio característico estão no interior do círculo unitário.

Figura 5 – Inverso das raízes unitárias do polinômio até VAR(2)



Fonte: elaboração própria.

Antes de demonstrar as FRIs e a DV e por se tratar de um modelo multivariado, são apresentados os resultados do teste bloco-causalidade de Granger de exogeneidade na Tabela 14. Ele reforça a existência de causalidade bidirecional entre D(CÂMBIO) e INF, como no primeiro período. Já a relação D(COMM) e D(CÂMBIO) perde a significância estatística. E, para a causalidade unidirecional, observe-se que a INF causa D(JUROS), como no primeiro período, mas a INF deixa de causar D(COMM), estatisticamente falando.

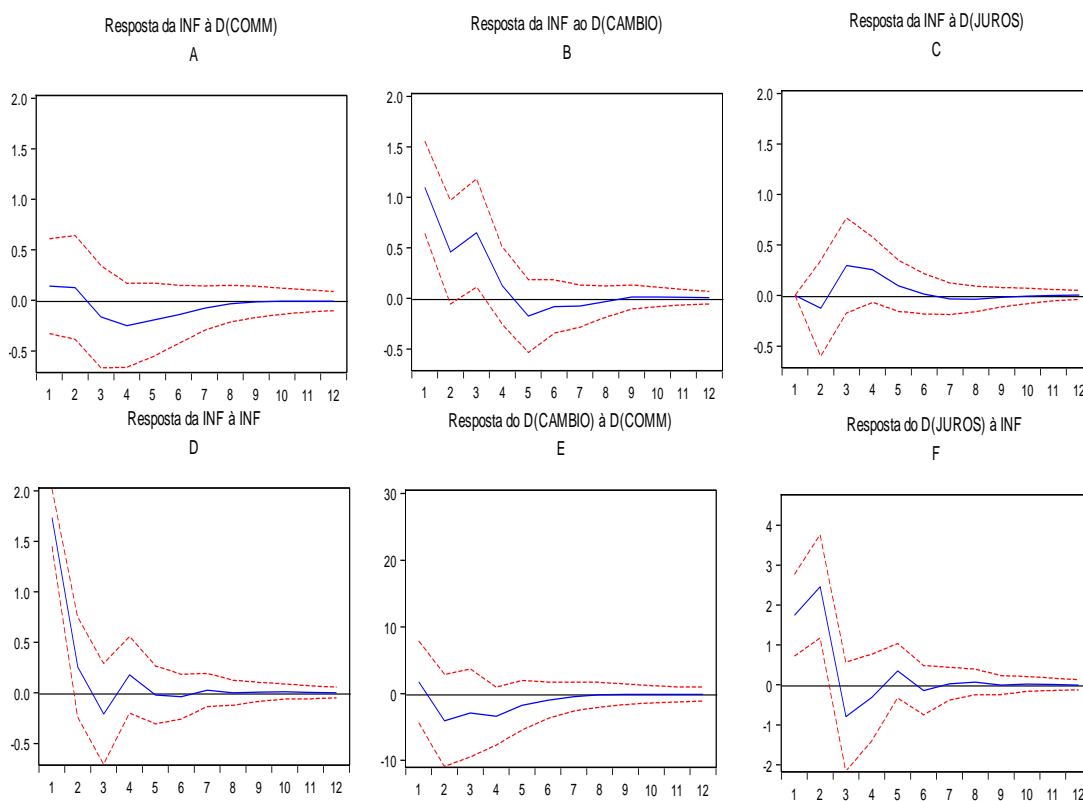
TABELA 14 – BLOCO-CAUSALIDADE DE GRANGER

	Variável dependente			
Não causa	D(COMM)	D(CÂMBIO)	INF	D(JUROS)
D(COMM)	-	2,9085 ^{ns}	0,5558 ^{ns}	2,1149 ^{ns}
D(CÂMBIO)	1,7805 ^{ns}	-	5,7524*	1,8755 ^{ns}
INF	0,9182 ^{ns}	6,0712**	-	19,574***
D(JUROS)	1,4561 ^{ns}	5,0540*	1,9324 ^{ns}	-
Todos	3,0886 ^{ns}	12,5439**	13,9563**	22,5055***

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa. Nota: 1) *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%, ns Não significativo a 10%; e, "Todos" indica o teste de causalidade para o conjunto de todas as variáveis independentes.

Finalizada esta etapa, serão analisadas as FRIs considerando a resposta da inflação (INF). A Figura 6 corrobora as análises efetuadas para o período como um todo (Figura 3). Assim, pode-se afirmar, do ponto de vista estatístico, que as FRIs da primeira subamostra proporcionam resultados parecidos para o período como um todo (2005-2015). Em termos gerais, comprovou-se que a inflação sofre influência considerável dos choques advindos da variação dos preços de D(CÂMBIO) e D(JUROS) no período¹⁰. E, por fim, na Figura 7 se comprova a robustez de tais estimativas a partir da Funções de resposta a impulso Generalizados.

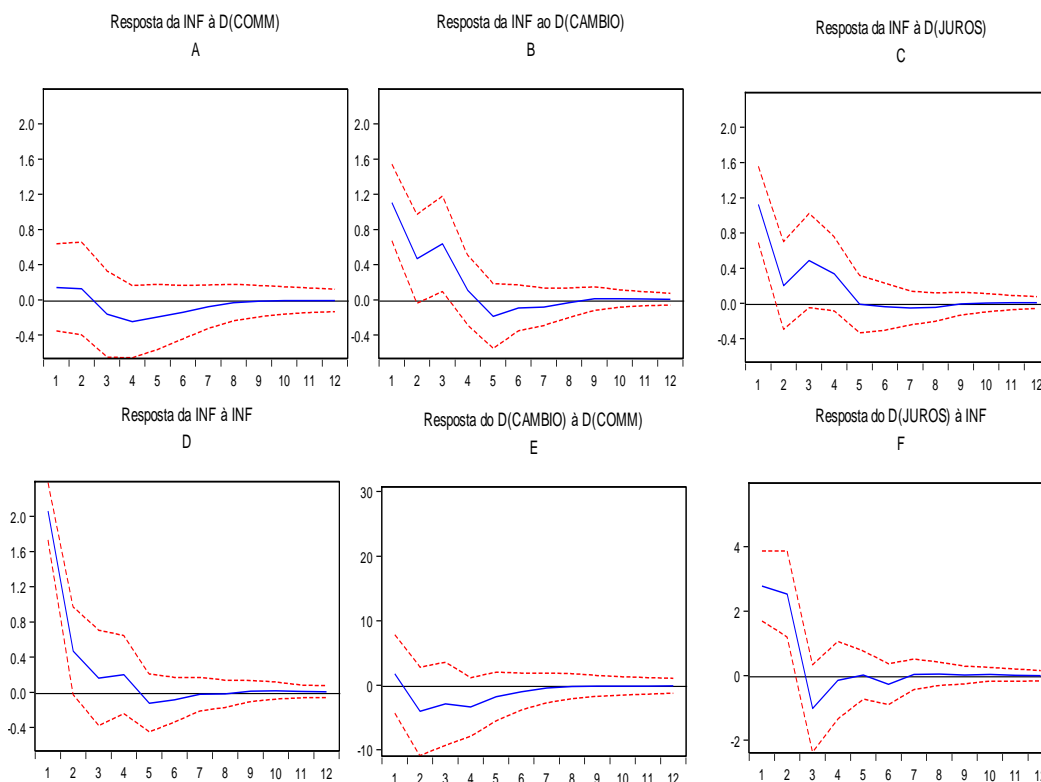
Figura 6 – Função de resposta a impulso Cholesky



Fonte: elaboração própria

¹⁰ Ordenação de Cholesky D(COMM) D(CAMBIO) INF D(JUROS)

Figura 7 – Função de resposta a impulso generalizado



Fonte: elaboração própria

A metodologia VAR permite, em complemento à análise das funções de resposta ao impulso, a realização do exercício de decomposição da variância (DV). A Tabela 15 mostra a DV da inflação. Utilizou-se a ordenação de Cholesky: D(COMM) D(CÂMBIO) INF D(JUROS).

TABELA 15 – RESULTADOS DA ANÁLISE DAS DECOMPOSIÇÕES DAS VARIÂNCIAS DA INF

Período	S.E.	D(COMM)	D(CAMBIO)	INF	D(JUROS)
1	2,059110	0,464936 (2,25432)	28,48938 (8,25459)	71,04569 (8,42130)	0,000000 (0,00000)
2	2,132575	0,786333 (3,02276)	31,18637 (8,54702)	67,67283 (8,71617)	0,354461 (1,73875)
3	2,264195	1,219457 (3,20905)	35,88113 (8,27485)	60,87029 (8,32658)	2,029127 (2,89032)
4	2,302295	2,343680 (3,92728)	34,99732 (8,09051)	59,47140 (8,39140)	3,187605 (3,50233)
5	2,319161	3,012327 (4,57704)	35,06066 (7,90509)	58,61708 (8,45489)	3,309936 (3,58356)
6	2,325279	3,365622 (5,02003)	35,00170 (7,88092)	58,33614 (8,55243)	3,296536 (3,64971)
7	2,328292	3,472873 (5,23293)	35,01837 (7,88256)	58,19971 (8,61216)	3,309049 (3,65167)
8	2,329024	3,91046 (5,35669)	35,01477 (7,88234)	58,16317 (8,65484)	3,331015 (3,67203)
9	2,329205	3,495192 (5,44486)	35,01292 (7,88653)	58,15547 (8,68327)	3,336418 (3,68738)
10	2,329302	3,496396 (5,51258)	35,01346 (7,89303)	58,15344 (8,70401)	3,336704 (3,69548)
11	2,329346	3,497374 (5,57244)	35,01448 (7,89784)	58,15147 (8,72083)	3,336678 (3,69810)
12	2,329375	3,498499 (5,62444)	35,01436 (7,90198)	58,15018 (8,73451)	3,336959 (3,70034)

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Os resultados da Tabela mostram, por exemplo, que 71,04% do erro de previsão da inflação são explicados por ela mesma no primeiro mês e 58,15% no décimo segundo mês. Já o poder explicativo do D(CAMBIO) sobre o erro de previsão da INF é de 28,48% no primeiro mês e de 35,01% no décimo segundo mês. Este resultado mostra que o câmbio continua se destacando como elemento principal de erro de previsão da INF.

Referindo-se ao D(JUROS) e D(COMM), conquanto sua previsão de erro sobre a INF aumenta com o passar do tempo, seus níveis de explicação são baixos, ou seja, 3,33% no décimo segundo mês para os juros e 3,49% para as *commodities* no décimo segundo mês. Estes resultados confirmam a análise efetuada no teste de causalidade de Granger de que essas duas variáveis não causam INF.

4.4. ESTIMATIVA PARA O PERÍODO DE FEV/2012 A DEZ/2015

A segunda subamostra contém estimativa para o período de fevereiro de 2012 a dezembro de 2015, perfazendo 47 observações. A Tabela 16 apresenta as estatísticas descritivas básicas em nível. Em comparação aos dois períodos analisados anteriormente, percebe-se que o máximo e o mínimo caíram radicalmente, ou seja, de 8,30 e -7,20 para 0,24 e 0,04. A volatilidade da inflação, por sua vez, saiu de uma média de 1,09 e um desvio-padrão de 1,90 para 0,11 e 0,03, respectivamente. A explicação a essas mudanças pode ser atribuída a estabilidade das variáveis macroeconômico no período.

Na Tabela 17 são apresentados os resultados do teste de raiz unitária. Vê-se que a maioria das variáveis são estacionárias, exceto pela variável COMM. Assim, a Tabela 18 mostra que a primeira diferença foi suficiente para torná-la estacionária.

TABELA 16 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DE FEV/2012 A DEZ/2015

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-padrão	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera	Valor-p
INF	0,1125	0,110	0,240	0,040	0,036	1,2504	5,7605	27,171	0,0000
CÂMBIO	922,25	923,05	929,9	913,77	4,0605	-0,265	1,9389	2,7557	0,2521
JUROS	4,4308	3,000	20,00	2,000	4,4418	2,5038	8,4941	108,22	0,0000
COMM	162,65	180,05	201,87	90,844	32,829	-0,9268	2,2501	7,8308	0,0199

Fonte: elaboração própria.

Tabela 17 – Testes de raiz unitária para as variáveis em nível

VARIAVEL	ADF	K	PP	K	KPSS	K	
INF	-4,840***	0	-4,892***	3	0,220 ^{ns}	4	cc
CÂMBIO	-3,568**	0	-3,513**	2	0,093 ^{ns}	6	ct
JUROS	-8,075***	2	-13,55***	18	0,596 ^{ns}	5	cc
COMM	-0,016 ^{ns}	1	0,602 ^{ns}	3	0,717*	5	cc

Fonte: elaboração própria. A partir dos dados da pesquisa. Nota 1) K = número de defasagens de cada teste para cada variável; e 4) (ct) representa com constante e com tendência é (cc).

TABELA 18 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA EM PRIMEIRA DIFERENÇA

VARIAVEL	ADF	K	PP	K	KPSS	K	
D(COMM)	-4,585***	1	-4,531***	4	0,290 ^{ns}	1	cc

Fonte: elaboração própria. a partir dos dados da pesquisa.

Nota 1) K = número de defasagens de cada teste para cada variável; e 4) (cc) representa com constante e com tendência é (cc).

Os critérios de informação apontaram um modelo com uma defasagem, conforme a Tabela 19. Desta forma, tomando como referência principal a ausência de autocorrelação, a Tabela 20 mostra que a 10% de significância o VAR(1) é o mais adequado para esta subamostra.

TABELA 19 – DETERMINAÇÃO DO NÚMERO DE DEFASAGENS DO MODELO VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-215,58	NA	0,527102	10,71111	10,87829	10,77198
1	-146,22	121,796	0,039232	8,108372	8,944261*	8,412757*
2	-135,63	16,53033	0,052331	8,372287	9,876887	8,920179
3	-112,12	32,11090*	0,038580*	8,005957	10,17927	8,797357
4	-96,884	17,83979	0,045234	8,04312	10,88514	9,078028
5	-79,279	17,17537	0,05189	7,964839*	11,47557	9,243255

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) * Indica a ordem selecionada pelo critério; e, 2) FPE = erro de previsão final; AIC = Akaike, SC = Schwarz e HQ = Hannan-Quinn.

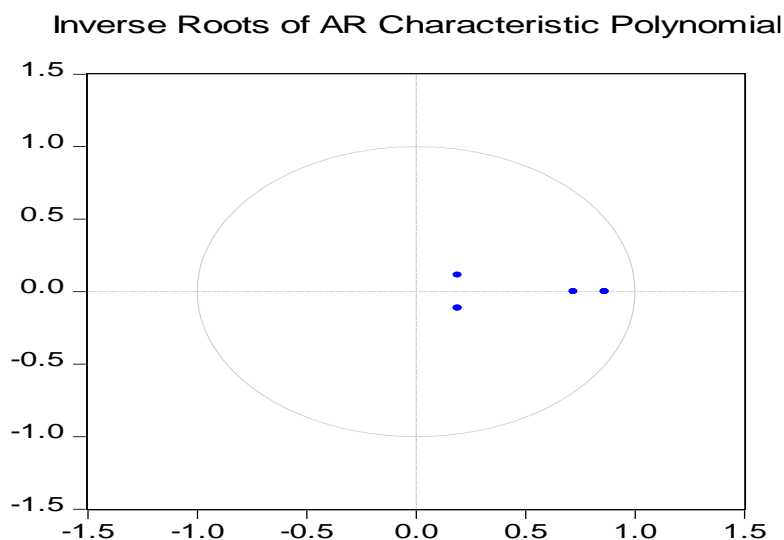
TABELA 20 – TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO (P-VALOR DA ESTATÍSTICA LM)

lag	VAR (1)	VAR (2)	VAR (3)	VAR (4)	Var (5)
1	0,2132	0,2194	0,0535	0,1567	0,0930
2	0,1011	0,0183	0,0757	0,8607	0,3639
3	0,1297	0,1922	0,1422	0,9058	0,6380
4	0,5942	0,4798	0,0676	0,4215	0,8495
5	0,5831	0,6441	0,7378	0,6192	0,2579

Fonte: elaboração própria.

A Figura 8 a seguir mostra a estabilidade do modelo VAR pelo inverso das raízes unitárias do polinômio. Nota-se que todas as raízes se encontram dentro da demarcação do círculo; logo, o modelo VAR (1) é estável.

Figure 8 – Inverso das raízes unitárias do polinômio até VAR(1)



Fonte: elaboração própria

Prosseguindo, são apresentados os resultados do teste de Bloco-causalidade de Granger de exogeneidade na Tabela 21. Pode-se notar que, neste período, a causalidade é apenas unidirecional, ou seja, o CÂMBIO causa D(COMM) e a INF causa CÂMBIO. Entretanto, nenhuma variável causa no sentido Granger a INF. Isso pode ser consequência do tamanho pequeno da amostra fazendo com que o intervalo de confiança aumenta e logo as estimativas percam a significância estatística.

Tabela 21 – Bloco-causalidade de Granger

Variável dependente				
Não causa	D(COMM)	CÂMBIO	INF	JUROS
D(COMM)	-	0,9988 ^{ns}	0,4473 ^{ns}	4,1619 ^{**}
CÂMBIO	4,2035 ^{**}	-	1,9687 ^{ns}	0,0012 ^{ns}
INF	0,7651 ^{ns}	8,6954 ^{***}	-	0,0054 ^{ns}
JUROS	2,8536 ^{ns}	3,9588 ^{**}	0,1064 ^{ns}	-
Todos	4,9437 ^{ns}	9,1968 ^{**}	3,4419 ^{ns}	4,6053 ^{ns}

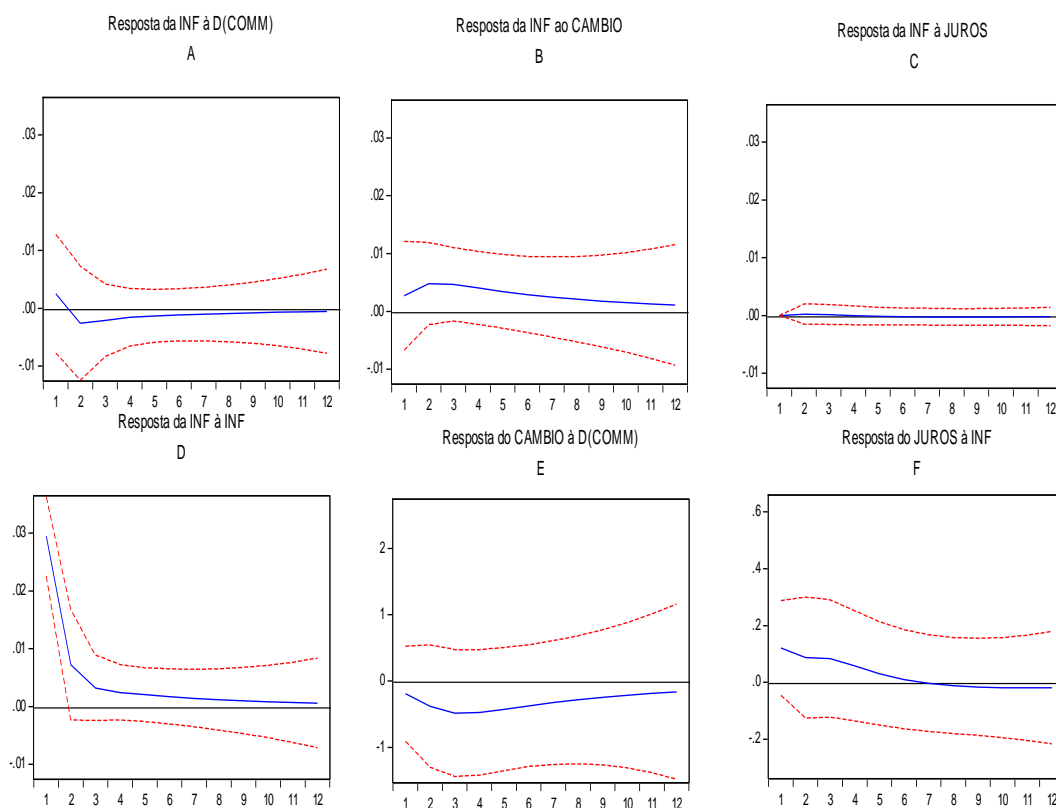
Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%, (ns) Não significativo a 10%; e, "Todos" indica o teste de causalidade para o conjunto de todas as variáveis independentes

Em relação às Figuras 9 e 10, as funções de resposta a impulso são feitas com uma amostra relativamente pequena, provocando, então, o aumento do intervalo de confiança e, em consequência, os resultados não apresentam significância estatística. Além disso, cabe destacar que as variáveis câmbio e juros apresentam-se estáveis no período, afetando então menos a inflação.

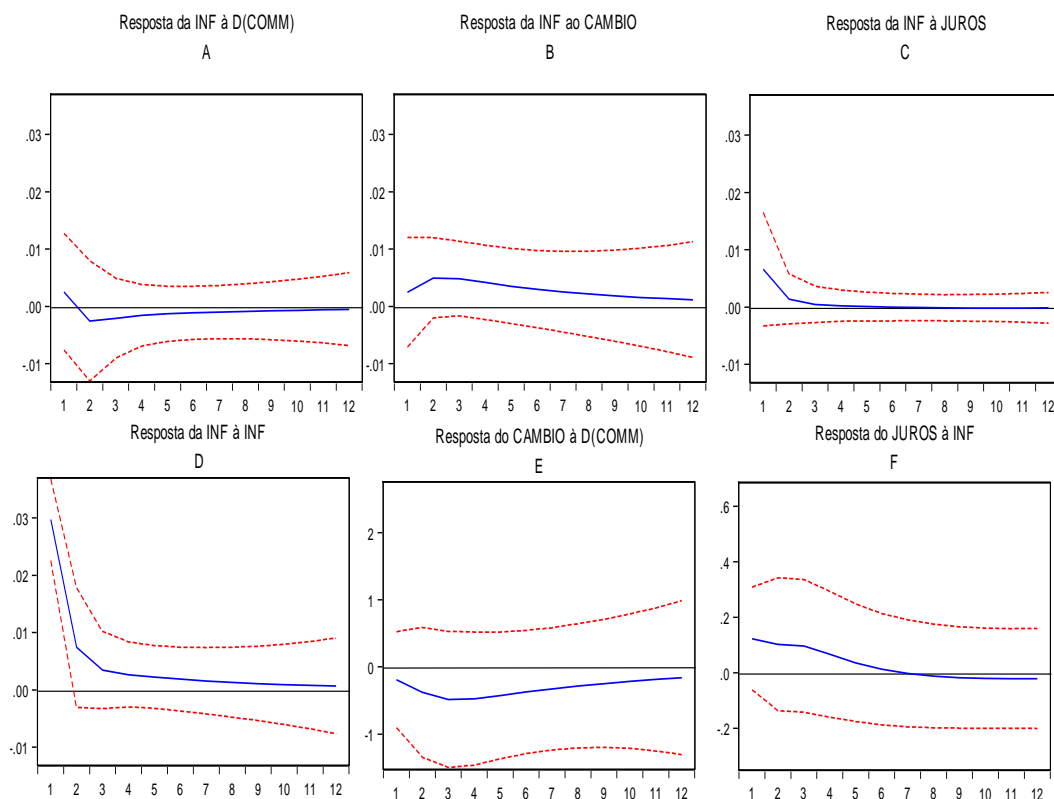
No mais, na Figura 9 pode-se observar que a significância estatística é captada somente na figura 9-D, sob ordenação de cholesky: D(COMM) CAMBIO INF JUROS. Já a Figura 10 comprova a robustez das estimações, dando índice de que na presença de um câmbio estabilizada, a inflação do Congo é determinada por ela mesma (persistência inflacionária).

Figure 9 - Função de resposta a impulso Cholesky



Fonte: elaboração própria

Figura 10 – Função de resposta a impulso generalizado



Fonte: elaboração própria.

Na próxima Tabela 22 traz a decomposição de variância da inflação, usando a ordenação de Cholesky: D(COMM) CAMBIO INF JUROS.

Percebe-se na Tabela que a maior parte do erro de previsão da variável (INF) é explicado por ela mesma: 98,44% logo no primeiro mês e 87,6% no décimo segundo mês. Este resultado mostra que, haja vista a estabilidade das variáveis, principalmente do câmbio no período, a inflação passou a depender cada vez mais dela mesma, comprovando a existência de memória inflacionária.

No décimo segundo mês, a variável CÂMBIO ganha espaço na explicação do erro de previsão da INF: 9,85%. Isso mostra que, mesmo havendo estabilidade dos preços e o poder explicativo do câmbio tendo caído em comparação com o dos períodos anteriores, ela ainda permanece como elemento importante na previsão do erro da inflação congoleza.

Os níveis de explicação de D(COMM) e JUROS continuam baixos até o décimo segundo mês após a inovação. O JUROS, por exemplo, não tem nenhum poder de explicação na previsão do erro da inflação neste período, o que vai ao encontro da FRi Cholesky (Figura 11-C). Usou-se a ordenação de Cholesky.

Tabela 22 – Resultados da análise das decomposições das variâncias da INF.

Período	S.E.	D(COMM)	CAMBIO	INF	JUROS
1	0,029710	0,735806 (3,84516)	0,816960 (3,77725)	98,44723 (5,16810)	0,000000 (0,00000)
2	0,031058	1,354760 (4,99413)	3,103313 (4,91317)	95,53511 (6,66356)	0,006815 (0,10538)
3	0,031642	1,746366 (5,60453)	5,163161 (6,24332)	93,08106 (8,04921)	0,009414 (0,16642)
4	0,032031	1,946028 (5,81906)	6,635242 (7,46408)	91,40952 (9,23489)	0,009211 (0,21112)
5	0,032306	2,075885 (5,96204)	7,647283 (8,49309)	90,26674 (10,2653)	0,010087 (0,24550)
6	0,032502	2,173353 (6,10346)	8,348453 (9,36347)	89,46520 (11,1772)	0,012992 (0,27538)
7	0,032642	2,249394 (6,24814)	8,841129 (10,1088)	88,89208 (11,9890)	0,017394 (0,30365)
8	0,032744	2,308802 (6,39203)	9,191434 (10,7562)	88,47727 (12,7156)	0,022489 (0,33130)
9	0,032818	2,354919 (6,53205)	9,442794 (11,3248)	88,17465 (13,3689)	0,027633 (0,35836)
10	0,032872	2,390480 (6,66654)	9,624440 (11,8286)	87,95266 (13,9591)	0,032420 (0,38460)
11	0,032911	2,417747 (6,79422)	9,756449 (12,2784)	87,78916 (14,4941)	0,036641 (0,40981)
12	0,032940	2,438558 (6,91391)	9,852821 (12,6823)	87,66839 (14,9795)	0,040226 (0,43383)

Fonte: elaboração própria

4.5. ANÁLISE DE ROBUSTEZ

Esta seção tem por objetivo mostrar a relevância do câmbio na explicação da inflação dado a quebra estrutural no lado da taxa de câmbio ocorrido a partir de 2009.¹¹ A amostra está dividida da seguinte forma: a seção 4.5.1 compreendeu estimativas para o período entre janeiro de 2005 a dezembro de 2008, perfazendo um total de 48 observações; a seção 4.5.2 compreendeu estimativas para o período de janeiro 2009 a dezembro de 2015, perfazendo um total de 84 observações. Dentro de cada subseção, faz-se apresentação de testes de raiz unitária, especificação do modelo VAR, a análise das funções de resposta a impulso (Cholesky e Generalizado) e, por fim, a decomposição da variância.

4.5.1. ESTIMATIVA PARA O PERÍODO DE JAN/2005 A DEZ/2009

Conforme já descrito, a variável câmbio apresentou forte desvalorização a partir de 2009. Isso pode ser indicativo de uma quebra estrutural forte a partir de janeiro de 2009, o que fundamenta a opção por trabalhar com dados segmentados para ver se existem diferenças entre o que aconteceu antes e o que aconteceu depois do período com a inflação.

A Tabela 23 indica que somente a variável INF apresentou-se estacionária. Assim sendo, a Tabela 24 mostra que a primeira diferença foi suficiente para estacionar as variáveis CAMBIO, JUROS e COMM

Tabela 23 - Teste de raiz unitária em nível

VARIÁVEL	ADF	K	PP	K	KPSS	K	
INF	-7,219***	0	-7,226***	1	0,111 ^{ns}	2	cc
CAMBIO	-1,393 ^{ns}	0	-1,198 ^{ns}	1	0,708**	5	cc
JUROS	-2,926 ^{ns}	1	-2,563 ^{ns}	3	0,382**	6	cc
COMM	-2,232 ^{ns}	1	-1,802 ^{ns}	4	0,631***	5	cc

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa. Nota: 1) *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%, (^{ns}) Não significativo a 10%; 2) K = número de defasagens de cada teste para cada variável; 3) (ct) representa com constante e com tendência e (cc) com constante.

¹¹ A escolha do período deveu-se a desvalorização acentuada da taxa de câmbio.

Tabela 24 - Teste de Raiz unitária primeira diferença

VARIÁVEL	ADF	K	PP	K	KPSS	K	
D(CAMBIO)	-8,632***	0	-8,655***	3	0,070 ^{ns}	1	cc
D(JUROS)	-5,274***	0	-5,165***	4	0,252 ^{ns}	1	cc
D(COMM)	-2,695***	0	-2,613**	2	0,199 ^{ns}	4	cc

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%, (*ns*) Não significativo a 10%; 2) K = número de defasagens de cada teste para cada variável; 3) (ct) representa com constante e com tendência e (cc) com constante.

Os critérios de informação apontaram um modelo com uma e duas defasagens, conforme a Tabela 25. Já a Tabela 26 mostra o melhor VAR selecionado para esta subamostra. Conforme os testes de autocorrelação, o VAR(2) é o mais adequado.

Tabela 25 - Determinação do número de defasagens do modelo VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-5.372.802	NA	1837237.	2.577.525	2.594.074	2.583.590
1	-5.061.616	5.482.788	898377.2	2.505.532	25.88278*	25.35861*
2	-4.886.496	27.51887*	854946.1*	2.498.332	2.647.275	2.552.925
3	-4.816.367	9.684.555	1388481.	2.541.127	2.756.267	2.619.984
4	-4.613.548	2.414.503	1267322.	2.520.737	2.802.074	2.623.858
5	-4.365.888	2.476.605	1017524.	24.78994*	2.826.528	2.606.379

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) * Indica a ordem selecionada pelo critério; e, 2) FPE = erro de previsão final; AIC = Akaike, SC = Schwarz e HQ = Hannan-Quinn.

Tabela 26 - Teste de autocorrelação (p-valor da estatística LM)

Lag	VAR (1)	VAR (2)
1	0,0063	0,9523
2	0,0207	0,5564
3	0,7438	0,3286
4	0,7282	0,8051
5	0,7612	0,6779

Fonte: elaboração própria.

Para a obtenção da função resposta a impulso Cholesky e Generalizada, foi usado a ordenação de Cholesky: D(COMM) D(CAMBIO) INF D(JUROS).

Figura 11 – Função de resposta a impulso Cholesky

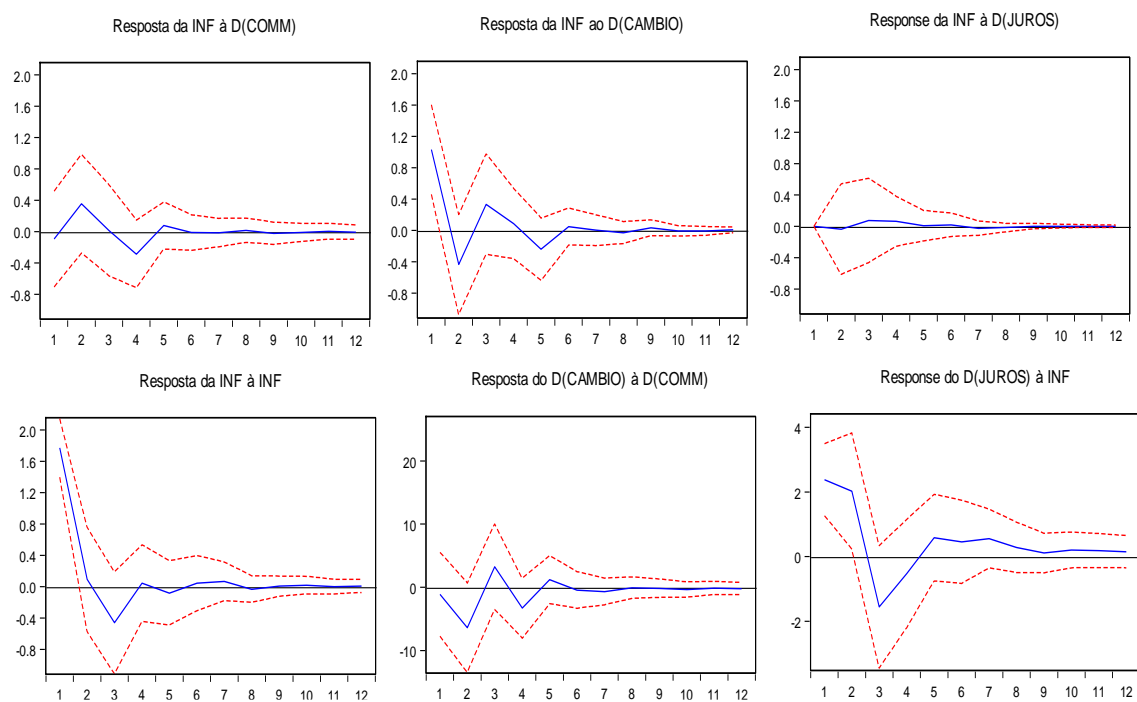
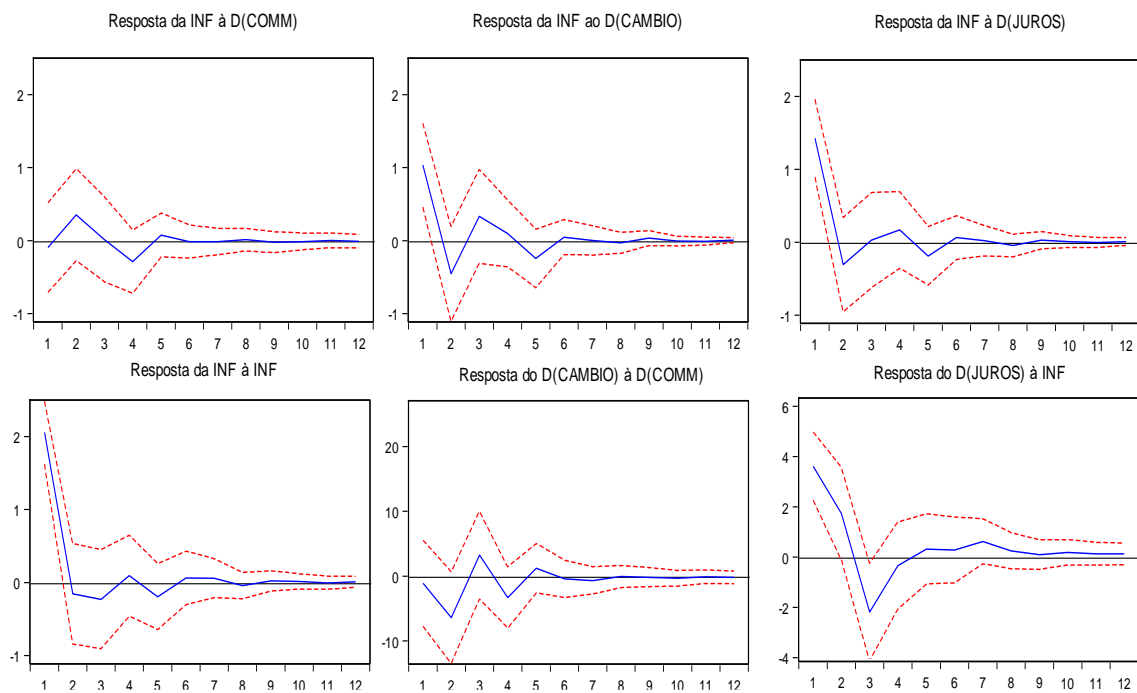


Figura 12 – Função de resposta a impulso Generalizado



Fonte: elaboração própria

Conforme as figuras das funções de resposta a impulsos Cholesky e Generalizado da relação entre a variável CAMBIO e INF, nota-se que a inflação responde positivamente a um choque cambial logo no primeiro mês. Apesar de ter efetuado as estimações com uma amostra pequena, que faz com que o intervalo de confiança aumente, o resultado apresentou-se estatisticamente significativo. Comprovando então as convergências da evidência de que o câmbio afeta a inflação congolês no período analisado,

Os resultados da Tabela 27 mostram, por exemplo, que 74,51% do erro de previsão da inflação são explicados por ela mesma no primeiro mês e 66,91% no décimo segundo mês. Já o poder explicativo do D(CAMBIO) sobre o erro de previsão da INF é de 25,26% no primeiro mês e de 28,40% no décimo segundo mês. Este resultado mostra que o câmbio continua se destacando como elemento principal de erro de previsão da INF

Tabela 27 - Decomposição da variância

Período	S.E.	D(COMM)	D(CAMBIO)	INF	D(JUROS)
1	2.055567	0.213506 (3.32484)	25,26823 (10.7441)	74,51826 (11.1933)	0.000000 (0.00000)
2	2.133180	2.963092 (5.77045)	27,62234 (9.84709)	69,38500 (10.7412)	0.029568 (3.15305)
3	2.208782	2.769417 (5.90651)	28,04183 (9.67780)	69,04415 (9.96507)	0.144603 (3.77955)
4	2.230228	4.367668 (6.08688)	27,64840 (9.35850)	67,76401 (9.71863)	0.219922 (3.84750)
5	2.245893	4.424826 (6.07711)	28,40583 (9.10937)	66,95131 (9.74771)	0.218035 (3.86412)
6	2.246984	4.423362 (5.93987)	28,39448 (9.00291)	66,92696 (9.75914)	0.225194 (4.00414)
7	2.248174	4.422545 (5.89285)	28,39457 (8.80541)	66,94499 (9.67037)	0.237889 (4.03231)
8	2.248699	4.424978 (5.94651)	28,39723 (8.69267)	66,93452 (9.57541)	0.243273 (4.04466)
9	2.249048	4.433044 (6.06207)	28,40934 (8.73209)	66,91437 (9.55027)	0.243246 (4.13128)
10	2.249165	4.435088 (6.23273)	28,40709 (8.72184)	66,91458 (9.53044)	0.243235 (4.13630)
11	2.249179	4.435128 (6.42755)	28,40782 (8.72679)	66,91377 (9.53345)	0.243287 (4.16560)
12	2.249215	4.436424 (6.68583)	28,40770 (8.76242)	66,91257 (9.55809)	0.243299 (4.15175)

Fonte: elaboração própria

4.5.2. ESTIMATIVA PARA O PERÍODO DE JAN/2009 A DEZ/2015

Na Tabela 28 são apresentados os resultados referentes aos testes de raiz unitária considerando-se as variáveis em nível. Percebe-se que as variáveis INF e CAMBIO são estacionárias e, as variáveis JUROS e COMM são não estacionárias. Conforme a Tabela 29, a primeira diferença foi suficiente para estacionar as séries JUROS e COMM.

Tabela 28 - Teste de Raiz unitária em nível

VARIÁVEL	ADF	K	PP	K	KPSS	K	
INF	-4,719***	1	-5479***	1	0,938 ^{ns}	5	cc
CAMBIO	-3,750***	1	-5,915***	3	0,666**	6	cc
JUROS	-1,825 ^{ns}	1	-1,333 ^{ns}	3	0,977 ^{ns}	6	cc
COMM	-1,169 ^{ns}	1	-0,990 ^{ns}	4	0,302***	6	cc

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%, (*ns*) Não significativo a 10%; 2) K = número de defasagens de cada teste para cada variável; 3) (ct) representa com constante e com tendência e (cc) com constante.

Tabela 29 - Teste de Raiz unitária em primeira diferença

VARIÁVEL	ADF	K	PP	K	KPSS	K	
JUROS	-4,589***	5	-8,807***	5	0,1254*	6	cc
COMM	-6,287***	0	-6,276***	1	0,771 ^{ns}	4	cc

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%, (*ns*) Não significativo a 10%; 2) K = número de defasagens de cada teste para cada variável; 3) (ct) representa com constante e com tendência e (cc) com constante.

A defasagem ótima é sempre aquela para a qual o critério apresenta o menor valor, como mostra a Tabela 30. Nesta seção, seguiu-se a escolha condicionada à ausência de autocorrelação e o princípio da parcimônia. Assim sendo, de acordo com a Tabela 31, conforme o princípio da parcimônia, observa-se que o melhor modelo selecionado é o VAR(3). No teste de autocorrelação para escolha do melhor modelo VAR, caso houver presença de

um ou dois valores estatisticamente insignificante, pode se prosseguir as estimativas, afim de manter o grau de liberdade.

Tabela 30 - Determinação do número de defasagens do modelo VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-9.157.889	NA	205423.2	2.358.433	2.370.519	2.363.271
1	-8.177.231	1.835.589	25066.22	2.148.008	2.208.437	2.172.199
2	-7.826.522	6.204.857	15424.37	2.099.108	22.07879*	21.42651*
3	-7.683.932	2.376.503	16264.99	2.103.572	2.260.686	2.166.468
4	-7.421.148	4.110.212	12696.59	2.077.217	2.282.674	2.159.466
5	-7.191.432	33.57385*	10898.01*	20.59342*	2.313.141	2.160.942

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) * Indica a ordem selecionada pelo critério; e, 2) FPE = erro de previsão final; AIC = Akaike, SC = Schwarz e HQ = Hannan-Quinn.

Tabela 31 - Teste de autocorrelação (p-valor da estatística LM)

Lag	VAR (1)	VAR (2)	VAR (3)	VAR (4)
1	0,0000	0,0031	0,0000	0,0041
2	0,0002	0,0007	0,0000	0,0000
3	0,1951	0,0485	0,3417	0,0468
4	0,0223	0,0285	0,1458	0,0889
5	0,2938	0,4497	0,3622	0,0355

Fonte: elaboração própria

Na Figuras 13 e 14 das Funções impulsos respostas, nota-se que choque no câmbio causa aumento da inflação logo nos três primeiros meses, estatisticamente significativo. Corroborando com as análises efetuado neste trabalho de que a taxa de câmbio é um fator determinante e de previsão da inflação como indica a Decomposição da variância (Tabela 32). Pode se notar também a resposta dos juros à um choque na taxa de inflação no segundo mês, resultados estaticamente significativos.

Figura 13 – Função de resposta a impulso Cholesky

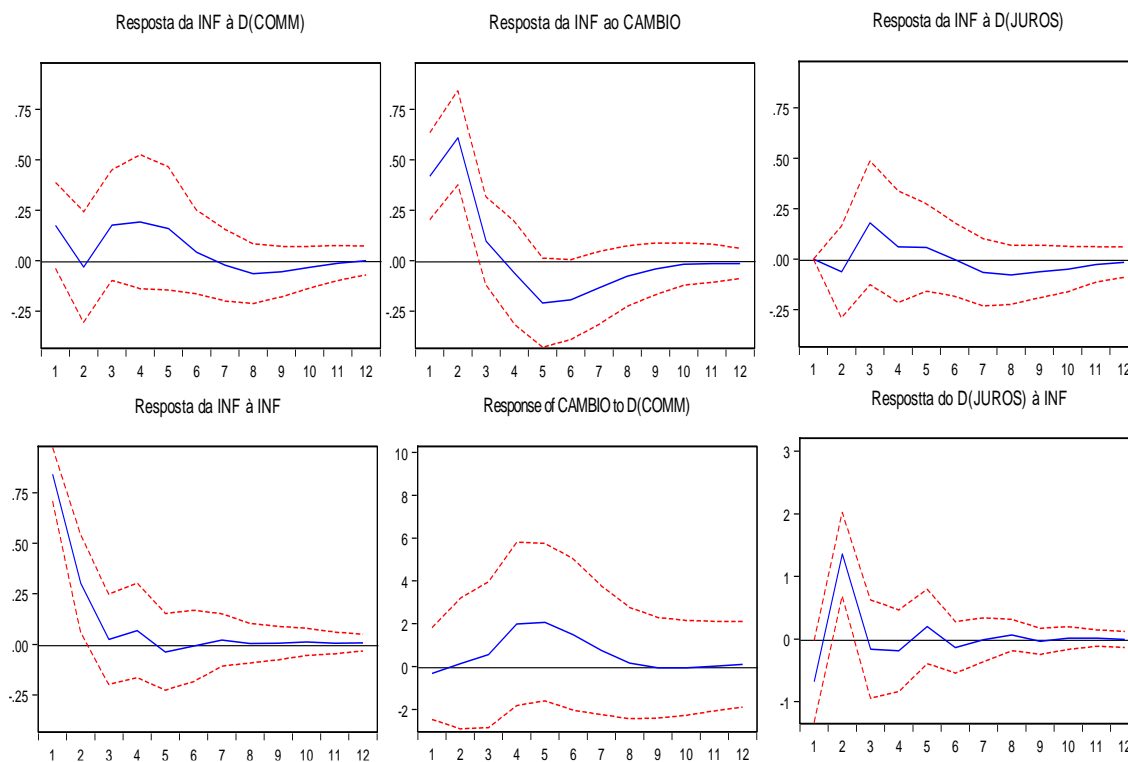
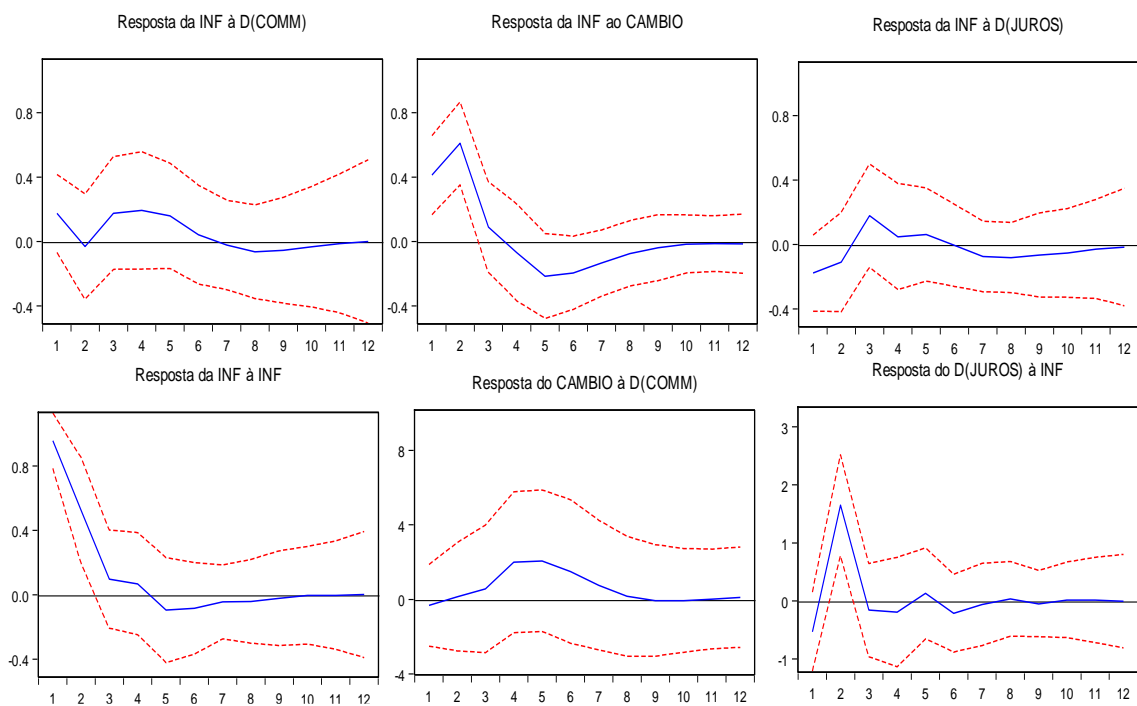


Figura 14 – Função de resposta a impulso Generalizado



Fonte: elaboração própria

A Tabela 32 mostram que 77,47% do erro de previsão da inflação são explicados por ela mesma no primeiro mês e 48,30% no décimo segundo mês. Já o poder explicativo do D(CAMBIO) sobre o erro de previsão da INF é de 19,19% no primeiro mês e de 39,92% no décimo segundo mês. Este resultado mostra que o câmbio ganha explicitamente muito poder na explicação de erro de previsão da INF ao passar do tempo.

TABELA 32 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA INF

Período	S.E.	D(COMM)	CAMBIO	INF	D(JUROS)
1	0.956068	3.335527 (3.52434)	19,19323 (7.69650)	77,47125 (8.28738)	0.000000 (0.00000)
2	1.175055	2.280516 (2.97355)	39,56897 (8.55327)	57,87336 (8.73198)	0.277151 (1.47063)
3	1.205858	4.302302 (3.91126)	38,21770 (8.31848)	54,99802 (8.51877)	2.481975 (2.42821)
4	1.226098	6.632810 (5.10659)	37,21654 (8.00542)	53,50214 (8.34167)	2.648504 (2.86906)
5	1.255722	7.931441 (6.06553)	38,24012 (8.05919)	51,09682 (8.37301)	2.731627 (3.30096)
6	1.271217	7.848942 (6.25001)	39,62202 (8.25669)	49,86332 (8.40573)	2.665723 (3.38812)
7	1.280391	7.767407 (6.30310)	40,16437 (8.29177)	49,17885 (8.49671)	2.889374 (3.49387)
8	1.286670	7.941708 (6.48164)	40,12444 (8.18591)	48,70113 (8.62119)	3.232727 (3.63107)
9	1.289962	8.079803 (6.61711)	40,01632 (8.14681)	48,45513 (8.70777)	3.448741 (3.73426)
10	1.291501	8.126090 (6.66365)	39,93792 (8.14627)	48,34795 (8.75795)	3.588033 (3.82581)
11	1.291917	8.129778 (6.63289)	39,92323 (8.14674)	48,31921 (8.79149)	3.627788 (3.89867)
12	1.292100	8.127482 (6.59891)	39,92299 (8.14962)	48,30945 (8.81566)	3.640074 (3.94784)

Fonte: elaboração própria

CONCLUSÃO

Este trabalho objetivou analisar os determinantes da inflação, mais especificamente como os choques de oferta provenientes dos preços das *commodities* e do câmbio têm impactado a inflação congoleza e como e com que eficácia a política monetária do país reagiu por meio da taxa de juros no período entre 2005 e 2015.

Para tanto, foi estimado um modelo dos vetores autorregressivos (VAR) para cômputo das funções respostas a impulsos (FRIs) e da decomposição da variância (DV), pode-se obter os efeitos dos choques das *commodities*, da taxa de câmbio e da taxa de juros sobre a taxa de inflação. Dando maior ênfase à significância estática, os resultados mostraram que os choques no preço das *commodities* não mostrou ter impacto sobre a inflação nos períodos analisados. Por outro lado, este trabalho mostrou que os juros variam diante de um choque na inflação. Isso significa que o Banco Central do Congo (BCC), por meio de seu instrumento, está sendo sensível, ajustando a política monetária de acordo com o nível da inflação. No entanto, foram constatadas respostas positivas da inflação a choques dos juros, ou seja, o BCC aumenta os juros, mas não cria expectativas de queda da inflação, fazendo com que a inflação suba ou resista. Entende-se que isso pode ser consequência de outros fatores, tais como inércia inflacionária, ausência de credibilidade, questão fiscal, dolarização ou mesmo desvalorização cambial, que prejudicam intensamente a atuação do BCC.

Uma das principais conclusões deste estudo, evidenciou que o câmbio provou ser o principal determinante da inflação no período como um todo (2005-2015) e na primeira subamostra (jan/2005-jan/2012), uma vez que o teste de causalidade de Granger, as FRIs apresentaram significância estatística e a DV mostrou que o câmbio tem poder significativo na previsão do erro da inflação. Para a segunda subamostra (fev/2012-dez/2015), haja vista seu número pequeno de observação, as estimativas não foram estatisticamente significativas, exceto a inflação que apresentou persistência. Pode-se concluir que na presença de um câmbio estabilizada, a inflação congoleza sofre com

uma memória inflacionária como mostra a análise de robustez na seção (4.6) de que se o câmbio estiver oscilando (desvalorizando) pode afetar a inflação mesmo para pequena amostra.

Por conseguinte, sugere-se ao Banco Central do Congo seja mais eficiente quanto a sua política cambial, pois, uma vez eficiente, geraria capacidade e flexibilização para conter os efeitos da desvalorização do câmbio sobre a inflação. Para isso, é preciso que o BCC aumente as suas reservas internacionais e acabe com a dolarização no país.

Este trabalho contribuiu para a literatura macroeconômica aplicada, haja vista a escassez de estudos sobre o tema aplicados para o caso da República Democrática do Congo. Uma sugestão de trabalhos futuros, por exemplo, seria encontrar um mecanismo para que a inflação da RDC não continue sofrendo com a desvalorização cambial, identificando-se pontos-chave e/ou incorporando-se análises fiscais. Pode-se, ainda, estudar a persistência ou inércia da inflação por meio de modelos como ARFIMA ou ARFIMA com quebra estrutural a fim de descobrir se a inflação congoleza de fato é resultado do comportamento do câmbio ou se é consequência de uma memória inflacionária.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AN, LIAN.; Wang, J. Exchange rate pass-through: Evidence based on vector autoregression with sign restrictions. **Open Economies Review** **23.2**, p. 359-380, 2012. Disponível em: <https://link.springer.com/article/10.1007%2Fs11079-010-9195-8> . Acesso em: 5 mai. 2018.

AN, L.; EI-SAID, M.; TAKEBE, M. An Assessment of the Exchange Rate Pass-Through in Angola and Nigeria. **International Monetary Fund**. 2016. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/An-Assessment-of-the-Exchange-Rate-Pass-Through-in-Angola-and-Nigeria-44281>. Acesso em: 5 mai. 2018.

AWOKUSE, T.; Yang, J. The Informational Role of Commodity Prices in. **Department of Food and Resource Economics**, 2002. Disponível em: <https://link.springer.com/article/10.1007%2Fs00181-014-0870-2> . Acesso em: 5 mai. 2018.

ANZUINI, A.; LOMBARDI, M. J.; PAGANO, P. The impacto f monetary policy shocks on commodity prices. **Internacional Jornal of Central Banking**. San Francisco, v, 9, no 3, set 2013. Disponível em: http://www.papers.ssrn.com/so13/papers.cfm?abstract_id=2030797>. Acesso em: 20 jun. 2018.

AREZKI, R.; HADRI, K.; LOUNGANI, P.; RAO, Y. Testing the Prebisch-Singer Hypothesis since 1650: Evidence from Panel Techniques that Allow for Multiple Breaks. **IMF working Paper**. Wp/13/180. 2013. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Testing-the-Prebisch-Singer-Hypothesis-since-1650-Evidence-from-Panel-Techniques-that-Allow-40880>. Acesso em: 20 jun. 2018.

BANQUE MUNDIALE/BIRD. **Résiliances d'um géant Afriain**, Accélérer la croissance et promouvoir l'emploi em RDC. Imprimerie Medias Kinshasa/RDC, 2012.

BANQUE CENTRALE DU CONGO - BCC. **Condensé des Informations Statistiques**. acesso público. Disponível em: https://zoom-eco.net/wp-content/uploads/2018/12/Cond_Info_Stat_48_2018-@Zoom_eco.pdf. Acesso em: 20 jun.2018.

BANGURA, M.; Eugene, C.; Pessima, S. Exchange Rate Pass-Through to Inflation in Sierra Leone: A Structural Vector Autoregressive Approach. **Journal of Monetary and Economic Integration**, v. 12, p. 93-123, 2012. Disponível em: http://www.wami-imao.org/sites/default/files/journals/v12n1_unit4.pdf. Acesso em: 22 mai. 2018.

BACCHETTA, P.; Wincoop, E, V. A Theory of the Currency Denomination of International Trade. Study Center Gerzensee, **mimeo**, 2002. Disponível em:

<https://www.econstor.eu/bitstream/10419/152611/1/ecbwp0177.pdf>. Acesso em: 22 mai. 2018.

BARHOUMI, K.; JOUINI, J. Revisiting the decline in the exchange rate pass-through: further evidence from developing countries, 2008. **Economics Bulletin**. Disponível em: <http://www.accessecon.com/pubs/EB/2008/Volume3/EB-07C20152A.pdf>. Acesso em: 27 mai. 2018.

BAILLIU, J.; FUJI, E, V. Exchange Rate Pass-Through and the Inflation Environment in Industrialized Countries: An Empirical Investigation, **Society for Computational Economics**, p. 135, 2003. Disponível em: <https://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/02/wp04-21.pdf>. Acesso em: 23 mai. 2018.

BERNANKE, B, S.; et al. Systematic monetary policy and the effects of oil price shocks. **Brookings papers on economic activity**, p. 91-157, 1997. Disponível em: https://www.princeton.edu/~mwatson/papers/Bernanke_Gertler_Watson_BPEA_1997.pdf. Acesso em: 23 mai. 2018.

BLINDER, A.; RUDD, J, B, s. The supply-shock explanation of the great stagflation revisited. Cambridge: **Nacional Bureau of Economic Research**. P. 78, (NBER Working Paper no, 14563, 2008. Disponível em: <https://www.nber.org/chapters/c9160.pdf>. Acesso em: 25 mai. 2018

BLANCHARD, G.; GALI, J. The macroeconomic effects of oil shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s? **National bureau of economic research**. Working Paper 13368, 2007.

BLANCHARD, G.; GALI, J. Real wage rigidities and the New Keynesian model. **Journal of Money, Credit and Banking**, v, 39, n, 1, p. 35-65, 2007. Disponível em: http://www.forschungsnetzwerk.at/downloadpub/Gali_Blanchard_bg2007_jmcb.pdf. Acesso em: 25 mai. 2018.

BOUAKEZ, H.; Rebei, N. Has Exchange Rate Pass-Through Declined? Evidence from Canada. **Journal of International Economics**, v 75, p. 249–67, 2008. Disponível em: <https://www.bankofcanada.ca/2005/10/working-paper-2005-29/> . Acesso em: 25 mai. 2018.

BOWER, U; GEIS, A.; WINKLER, A. Commodity Price Fluctuations and Their Impact On Monetary And Fiscal Policies in Western And Central Africa. **Ocasional Paper Series**, n, 60/APRIL 2007. Disponível em: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpops/ecbocp60.pdf?bfb50e4f91ec5d693b8a80f5d3fe4c91>. Acesso em: 27 mai. 2018.

BUENO, R, L. Econometria de séries Temporais. **Cengage Learnig**, São Paulo 2011.

CASHIN, P.; CÉSPEDES, L.F.; SAHAY, R. Commodity Currencies and the real exchange rate. **Journal of Development Economics**, v. 75, p. 239-268, 2004. Disponível em:

<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304387804000501>. Acesso em: 27 mai. 2018.

CASHIN, P; LIANG, H; MCDERMOIT, J, C. How Persistent Are Shocks to World Commodity Prices? **IMF Staff Papers**, v, 47, no, 2, 2000. Disponível em: <https://www.imf.org/external/Pubs/FT/staffp/2000/00-02/pdf/cashin.pdf>. Acesso em: 27 mai. 2018.

CALVO, G. Taggered prices in a utility maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v, 12, p. 383-398, 1983. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/0304393283900600>. Acesso em: 28 mai. 2018.

CA'ZORZI, M.; HAHN, E.; SÁNCHEZ, M. Exchange rate pass-through in emerging markets. **Econstor**, 2007.

CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. Exchange rate *pass-through* into import prices: a micro or a macro phenomenon? **Nep-ifn**. NBER Working Paper, no, 8934, 2002. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w8934.pdf>. Acesso em: 28 mai. 2018.

CARNEIRO, D. D.; MONTEIRO, A. M.; WU, T, Y, H. Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA. **Revista de Economia e Administração**, v.3, n.1, p. 01-14, jan./mar, 2004. Disponível em: http://iepecdg.com.br/wp-content/uploads/2016/03/Carneiro_Monteiro_Wu_2004_Mecanismos-nao-lineares-de-rep_25651.pdf. Acesso em: 28 mai. 2018.

CHEN, Y.; ROGOFF, K. Commodity Currencies. **Journal of International Economics**, p. 133-160, 2003. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022199602000727>. Acesso em: 1 jun. 2018.

CHEN, S, S. Oil price pass-through into inflation. Energy Economics. **Energy Economics**. v. 31, p. 126-133, 2008. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S014098830800114X>. Acesso em: 1 jun. 2018.

CLEMENS, K, W.; FRY, R. Commodity Currency and Currency Commodities. **CAMA Working Paper**. The Australian National University, 2006. Disponível em: <https://cama.crawford.anu.edu.au/publication/2318/commodity-currencies-and-currency-commodities>. Acesso em: 1 jun. 2018

CORSETTI, G. New open economy macroeconomics. Discussion Paper, **Centre for Economic Policy Research**, DP6578, 2007.

COLBANO, F. S. **Preços internacionais e a taxa de câmbio: o caso brasileiro**. Dissertação (mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2006. Disponível em: <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12138/tde-26052006-160334/pt-br.php>. Acesso em: 2 jun. 2018.

COUTO, V, V, S; FRAGA, J, G. O pass-through da taxa de câmbio para índices de preços: Análise empírica para o Brasil. **Revista de economia contemporânea**. V, 18, no. 3, p. AT-356, set-dez/2014. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/rec/v18n3/1415-9848-rec-18-03-00333.pdf>. Acesso em: 16 jan. 2015.

CHOUDHRI.; HAKURA. Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter. **Journal of International Money and Finance**, v. 25, p. 614-639. 2006. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0261560605001233>. Acesso em: 2 jun. 2018.

DE GREGORIO, J.; WOLF, H. Terms of trade, productivity, and the Real Exchange Rate. Working Paper Series n, 4807. **National Bureau of Economic Research**. July 1994. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w4807.pdf>. Acesso em: 2 jun. 2018.

DE GREGORIO, J. Commodity Prices, Monetary Policy and Inflation. **Working Papers**, p. 359, University of Chile, Department of Economics, 2012. Disponível em: <http://www.econ.uchile.cl/uploads/publicacion/ae00046e315f72f9eb23355180ed75feaea292f8.pdf>. Acesso em: 3 jun. 2018.

EWING, B. T. The response of the default risk premium to macroeconomic shocks. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, Elsevier, v, 43, p. 261-272, 2003. Disponível em: <https://ideas.repec.org/a/eee/quaeco/v43y2003i2p261-272.html>. Acesso em: 3 jun. 2018.

ENDERS, W. Applied Econometric Time Series [M], New York: **John Wiley & Sons. Inc**, 2004.

FEINBERG, R, M.; The Interaction of Foreign Exchange and Market Power Exerts on German Domestic Prices. **Journal of Industrial Economics**, v, 35, p. 61–70, 1986. Disponível em: https://www.jstor.org/stable/2098606?seq=1#page_scan_tab_contents. Acesso em: 03 jun. 2018.

FERNANDEZ, C, Y, H. Câmbio real e preços de commodities: Relação identificada através da mudança de regime cambial. Rio de Janeiro: PUC, **Departamento de Economia**, 2003. Disponível em: <http://www.maxwell.vrac.phttpsuc->

rio.br/Busca_etds.php?strSecao=resultado&nrSeq=4235@1. Acesso em: 03 jun. 2018.

FURLONG, F.; INGENITO, R. Commodity prices and inflation. **Economic Review-Federal Reserve Bank of San Francisco**, p. 27-47. 1996. Disponível em: <https://www.frbsf.org/economic-research/publications/>. Acesso em: 4 jun. 2018.

FROOT, K.; ROGOFF, K. Perspectives on PPP and long-run real exchange rates. **Handbook of international Economics**, p. 1647-88. Ed. Elsevier Science B. V, 1995. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1573440405800127>. Acesso em: 3 jun. 2018.

FISHER, F.; LUNDGREN, J, C.; JAHJAH, S. Making monetary policy more effective: the case of the Democratic Republic of the Congo, p. 13-226. **International Monetary Fund**, 2013. Disponível em: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2013/wp13226.pdf>. Acesso em: 3 jun. 2018.

GAGNON, J, & IHRIGH, J. Monetary policy and Exchange rate pass-through. **International Journal of finance and Economics**, p. 315-338, 2004. Disponível em: <https://www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/2001/704/ifdp704r.pdf>. Acesso em: 4 jun. 2018.

GALESI, A.; LOMBARDI, M, J. External shocks and international inflation linkages: A global VAR analysis (European Central Bank, Working Paper Series 1062)." *Frankfurt. Google Scholar*. 2009. Disponível em: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1062.pdf?c78eef9de95314921d79edce63b39406>. Acesso em: 4 jun. 2018.

GELOS, G.; USTYUGOVA, Y. Inflation Responses to commodity price shocks: How and why do countries differ?, Washington: **International Monetary Fund**, p. 31 (IMF Working Paper no. 225). set. 2012. Disponível em: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2012/wp12225.pdf>. Acesso: 4 jun. 2018.

GOLDFAJN, I.; WERLANG, S. The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. Banco central do Brasil, **working paper n.5**, 2000. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps05.pdf>. Acesso em: 4 jun. 2018.

GORDON, R, J. Supply chocks and monetary policy revisited. **The American Economic Review**, New York, v, 74, n. 2, p, 38-43, May 1984. Disponível em <http://www.jstor.org/stable/pdf/1816327.pdf?acceptTC=true>. Acesso em: 10 de maio de 2018.

GRANGER, C, W, J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrical: Journal of the Econometric Society**. p. 424-438, 1969. Disponível em: <http://tyigit.bilkent.edu.tr/metrics2/read/Investigating%20%20Causal%20Relatio>

ns%20by%20Econometric%20Models%20and%20Cross-Spectral%20Methods.pdf. Acesso em: 4 jun. 2018.

HERNANNY, P. Presenting Itau Corretora's monetary policy model. Relatório de pesquisa econômica elaborado pela Itaú Corretora, **mimeo**, 2005.

International Monetary Fund – (FMI). République démocratique du Congo: Programme de référence: Lettre d'intention, Mémoire de politique économique et financière, et Protocole d'accord technique. 30 de novembro de 2009. Disponível em: <https://www.imf.org/external/np/loi/2009/cod/fra/113009f.pdf>. Acesso em: 5 jun. 2018.

KABUYA, F, K.; TSUINZA, M. L'économie Congolaise et La reforme monetaire de juin 1998. Kinshasa: L'afrique des grands lacs. **Annuaire 1999-2000**, Abril de 2000. Disponível em: <http://www.ua.ac.be/objs/00111072.pdf>. Acesso em: 5 jan. 2016.

KANNEBLEY J, R, S. **Política cambial e exportações**: uma análise empírica. São Paulo: FEA-USP, 1999.

KOOP, G.; PESARAN, M, H.; POTTER, S, M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. **Journal of Econometrics**, v, 74, p. 119–147, 1996. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304407695017534>. Acesso em 5 jun. 2018.

KOBUNDA, N, C. Macroeconomia e política monetária na República democrática do Congo. **Instituto de Economia-UFU**. UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA. Outubro de 2016.

LENDELE, K.; KAMANDA, K-M, J. Nature et spécificité de la dollarisation de l'économie congolaise (RDC). **De Boeck Université**, v. 130, p. 41-62, 2005. Disponível em: <https://www.cairn.info/revue-mondes-en-developpement-2005-2-page-41.htm#>. Acesso em 06 jun. 2018.

LEITE, J. A, A. Teoria, Modelos e Instrumentos de política econômica. Macroeconomia 2. ed. rev. e atual – São Paulo: **Atlas**, 2000, p. 600-615.

LOLOH, F. Exchange Rate Pass Through in Ghana. **Emerald Publishing Limited**. 2014. Disponível em: <https://www.emeraldinsight.com/doi/abs/10.1108/IJoEM-07-2016-0179?mbSc=1&fullSc=1&journalCode=ijjem>. Acesso em: 2 ago. 2018.

LUTKEPOHL, H. New Introduction to Multiple Time Series Analysis. **Springer**, 2006.

MALLICK, S, K.; SOUZA R, M. Commodity Prices, Inflationary Pressures, and Monetary, 2013. Disponível em: <https://link.springer.com/article/10.1007%2Fs11079-012-9261-5>. Acesso em: 2 ago. 2018.

MABULANGO, J, D.; BOBOY, Y, T. Monetary policy transmission mechanism in DRC: A Bayesian VAR Analysis. **LAREQ WORKING PAPER SERIES**. V. III-001 — Jan/2016. Disponível em: <http://www.lareq.com>. Acesso em: 2 ago. 2018.

MELO, A. C. de. Brazil's Commodity Price *Index*, **IFC Bulletin**. No 36, BIS, February 2013.

MENGA, L, E. Pass-Through of Exchange rate to inflation in DRC 2002 to 2007. **MPRA Paper No. 21970**, posted. 8 april 2010. Disponível em: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/21970/>.. Acesso em 2 ago. 2018.

MCCARTHY, J. Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. Staff Reports, p. 111, **Federal Reserve Bank of New York**, 2000. Disponível em: https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/staff_reports/sr111.html. Acesso em: 2 ago. 2018.

MOREIRA, E, M. A inflação (que) desafia a política monetária. Indicadores Economicos. **Revista eletrônicas FEE**, porto alegre, v, 36, no, 2, 2008. Disponível em: <<http://revistas.fee.tche.br/index.php/indicadores/article/view/2172>>. Acesso em: 24 jun. 2018.

MOREIRA, R.R. (2014). "Some Notes On a Commodities Net-Exporting Economy: Exchange Rate, Consumer Inflation and Monetary Policy". **Economics and Finance Review**, v, 3, p. 26-30, June, 2014.

MOREIRA, R, R. Commodities prices index as a variable determining the consumer inflation rate and the monetary policy: Recent evidences for the Brazilian economy through a VAR analysis". **Economics and Finance Review**. v. 2, p. 01-09, April, (2012a).

NOGUEIRA JR. Inflation Targeting, Exchange Rate Pass-throught and 'fear of floating. **Department of Economics Discussion Paper**, n. 06,05. University of Kent, School of Economics, 2010.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. Foundations of International Macroeconomics. Cambridge, MA: **MIT Press**, p. 199, 1996. Disponível em: <http://www.gdsnet.org/ObstfeldRogoffChapter1A.pdf>. Acesso em: 3 ago. 2018.

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

<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165176597002140>. Acesso em: 3 ago. 2018.

PEREIRA, R, T.; CARVALHO, A. Desvalorização Cambial e seu Impacto Sobre os Custos e Preços Industriais no Brasil H uma Análise dos Efeitos de Encadeamento nos Setores Produtivos. **Texto para discussão**, n.711. 2000. Disponível em: positorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2313/1/TD_711.pdf. Acesso em: 3 ago. 2018.

PINDYCK, R, S.; Rotemberg, J, J. The excess co-movement of commodity prices. **Economic Journal**. v. 100, p. 1173-89, 1990. Disponível em: https://www.jstor.org/stable/2233966?seq=1#page_scan_tab_contents. Acesso em: 05 ago. 2018.

PINSHI, P, C.; SUNGANI, E. The Relevance of Pass-Through Effect: Should we revisit monetary policy regime? *International Journal of Economics. Business and Management Research*. v. 2, n, 2, p. 2456-7760. 2018.

ROSEGREN, E. S. A look inside a key economic debate: How should monetary policy respond to price increases driven by supply shocks? **Federal Reserve Bank of Boston**, Boston, maio 2011. Disponível em: <http://www.bostonfed.org/speeches/rosengren/2011/050411/>> Acesso em 11 jun. 2018.

SCHMIDT-HEBBEL, KLAUS.; MATÍAS, T. Monetary policy implementation and results in twenty inflation-targeting countries. v. 166. **Banco Central de Chile**, 2002. Disponível em: <https://core.ac.uk/download/pdf/6642400.pdf>. Acesso em: 06 ago. 2018.

TAYLOR, J. B. Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. **The Journal of Political Economy**. v. 88, n.1, p. 1-23, 1980. Disponível em: <https://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/260845>. Acesso em: 07 ago. 2018.

TETZNER, L, M; GADELHA, RB, S. Causalidade temporal entre poupança e investimento no Brasil, 1995 a 2012. **Revista Brasileira de Economia de Empresa**, p. 77-95, v, 12, 2012.

_____. The Observatory of Economic Complexity: OEC. Disponível em: <https://atlas.media.mit.edu/en/>>. Acesso em: 08 ago. 2018.

_____. Banco Central do Congo. **Relatório de Inflação**, jan. 2006. Disponível em http://www.bcc.cd/downloads/pub/rapann/rapport_annuel2006.pdf>. Acesso em: 08 ago. 2018.

_____. Banco Central do Congo. **Relatório de Inflação**, jan. 2009. Disponível em http://www.bcc.cd/downloads/pub/rapann/Rapport_an_2009.pdf>. Acesso em: 09 ago. 2018.

_____. Banco Central do Congo. **Relatório de Inflação**, jan. 2010. Disponível em http://www.bcc.cd/downloads/pub/rapann/BCC_Rapport%20annuel%202010_14_09_2011.pdf>. Acesso em: 9 ago. 2018.

_____. Banco Central do Congo. **Relatório de Inflação**, jan. 2012. Disponível em http://www.bcc.cd/downloads/pub/rapann/Rapport_annuel_2012_bcc_RDC.pdf>. Acesso em: 10 ago. 2018.

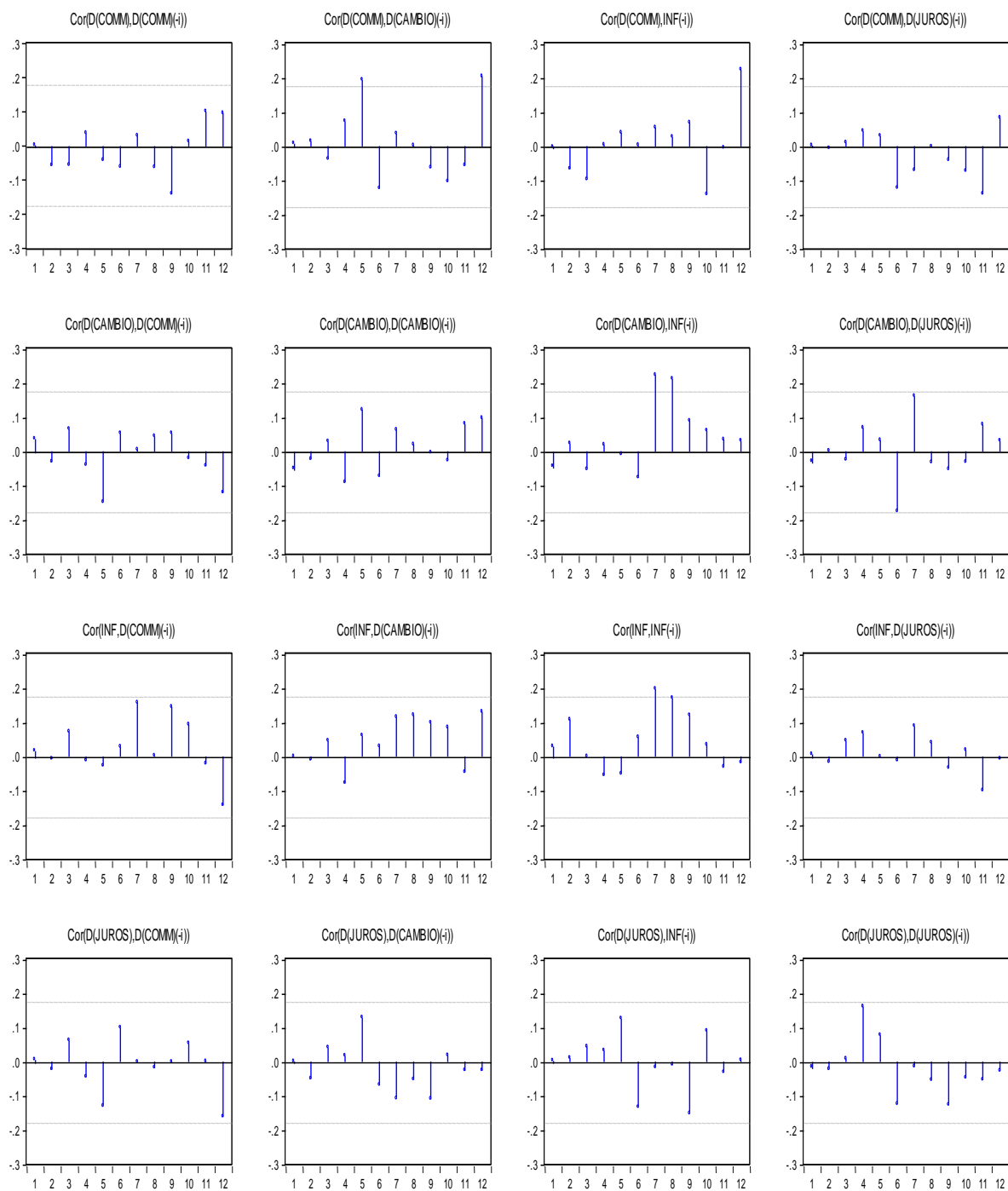
_____. Banco Central do Congo. **Relatório de Inflação**, jan. 2013. Disponível em http://www.bcc.cd/downloads/pub/rapann/Rapport_ann_2013_integral.pdf>. Acesso em: 10 ago. 2018.

_____. Banco Central do Congo. **Relatório de Inflação**, jan. 2015. Disponível em http://www.bcc.cd/downloads/pub/rapann/Rapport_annuel_integral_2015.pdf>. Acesso em: 10 ago. 2018.

APÊNDICE

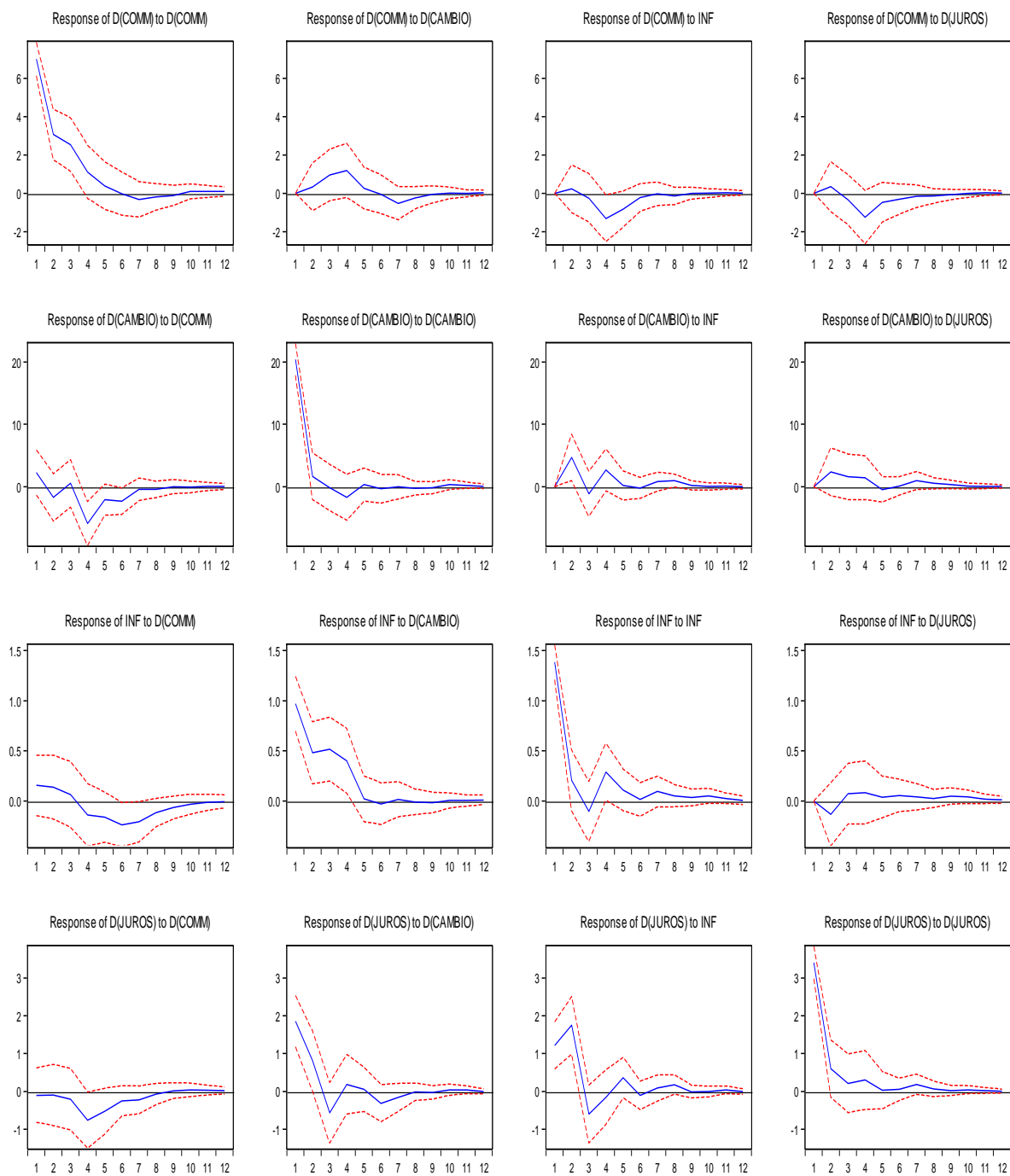
APÊNDICE A

Figura A1: Autocorrelação e Correlação cruzada 2010-2015



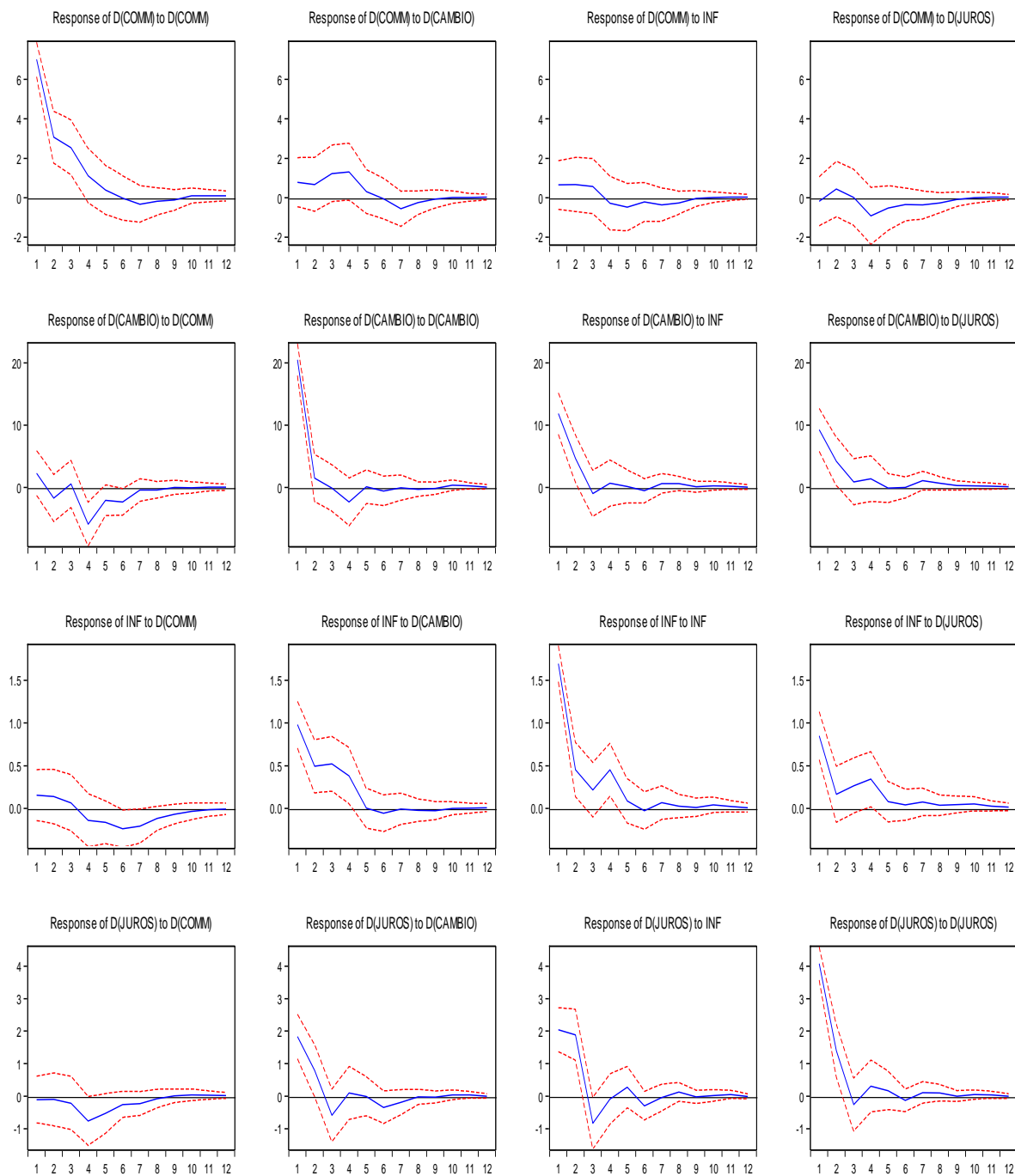
APÊNDICE B

Figura B1: Função de resposta a impulso Cholesky 2005-2015



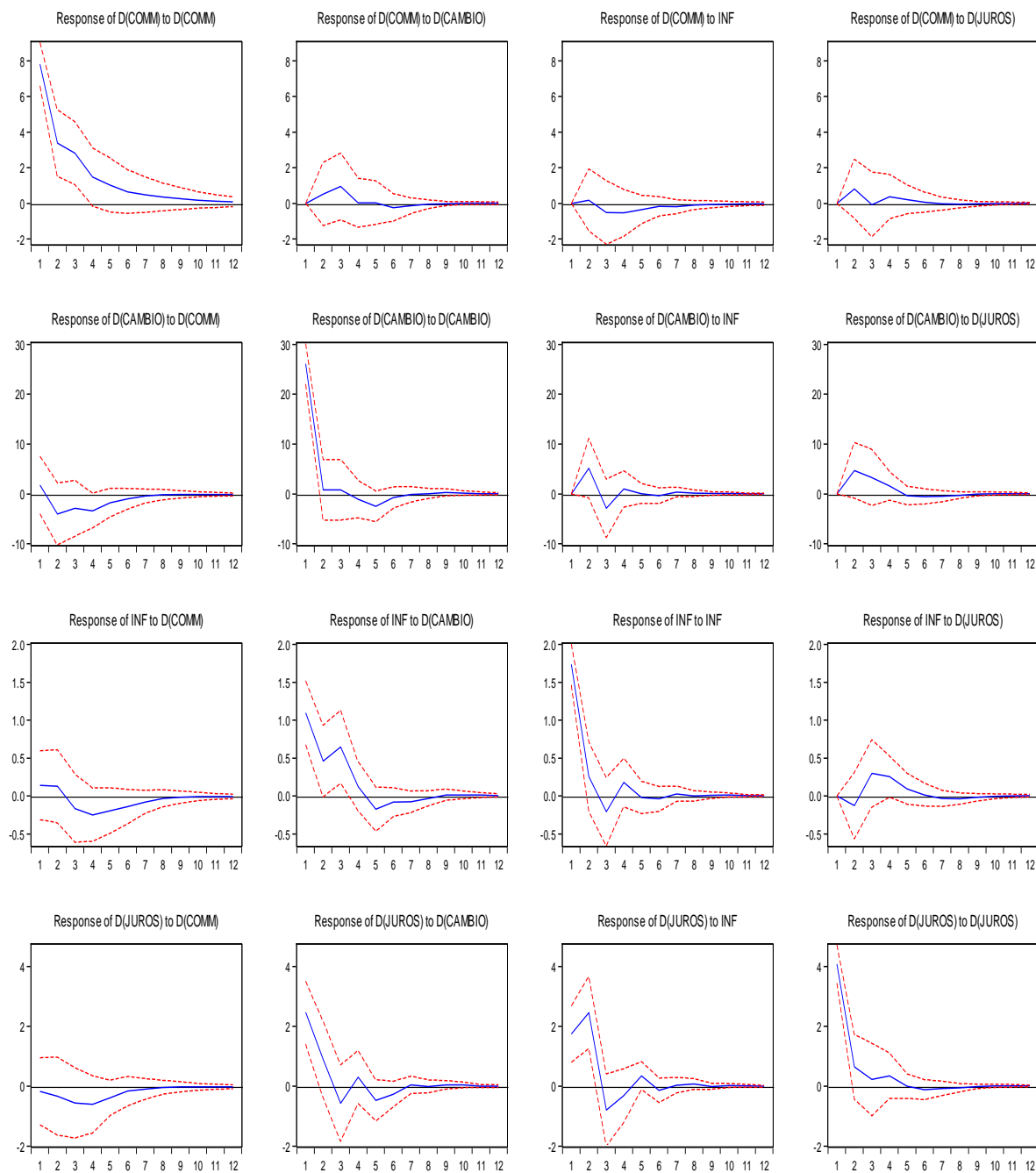
APÊNDICE C

Figura C1: Função de resposta a impulso Generalizado 2005-2015



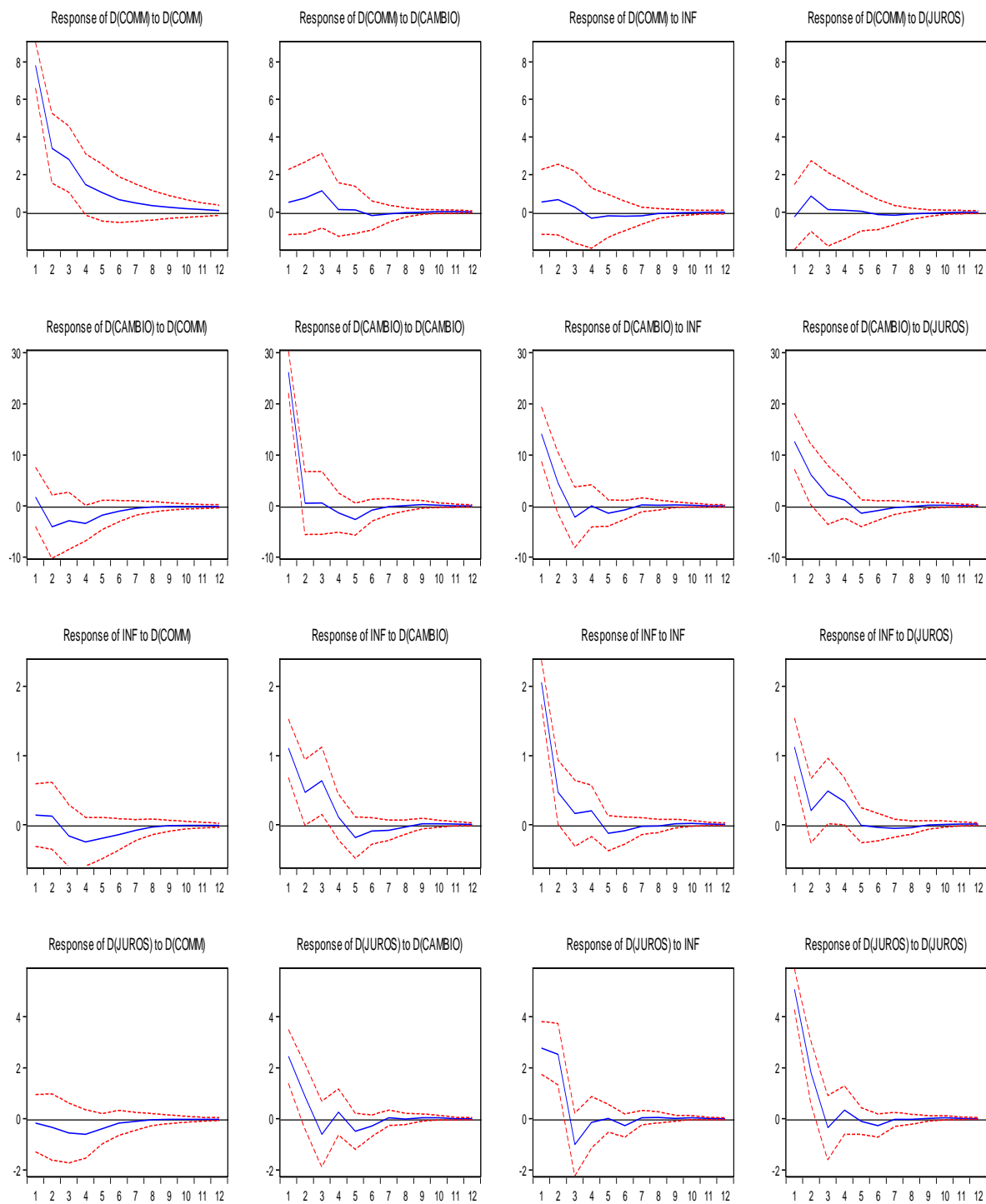
APÊNDICE D

Figura D1: Função de resposta a impulso Cholesky 2005-2012



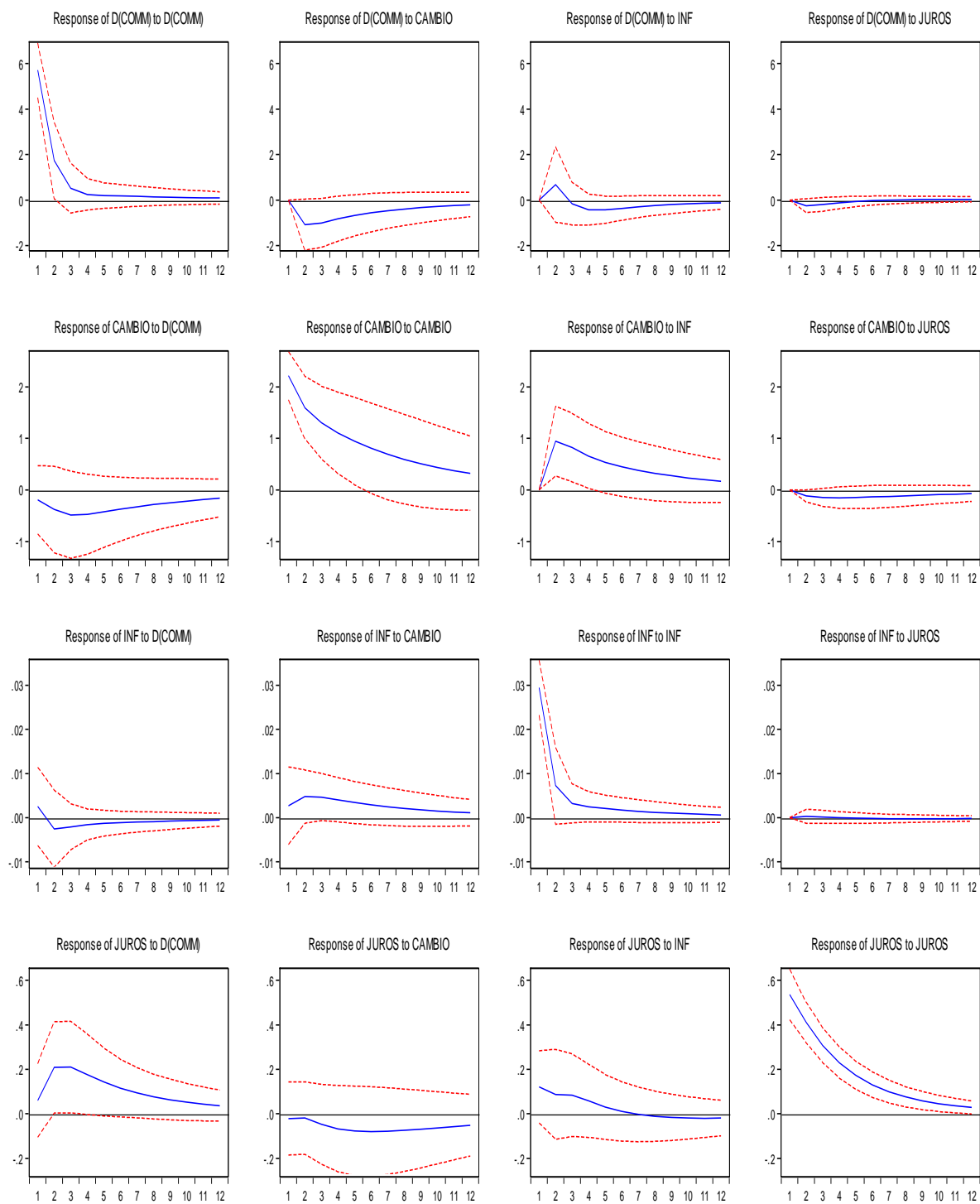
APÊNDICE E

Figura E1: Função de resposta a impulso Generalizado 2005-2012



APÊNDICE F

Figura F1: Função de resposta a impulso Cholesky 2012-2015



APÊNDICE G

Figura G1: Função de resposta a impulso Generalizado 2012-2015

