

Escola de Ciências Sociais e Humanas

Departamento de Economia Política

Efeito das medidas de política monetária em contexto de crises cambiais – o caso
angolano

Artur Chinguli Venâncio Menezes

Dissertação submetida como requisito parcial para obtenção do grau de mestre em
Economia Monetária e Financeira

Orientador

Prof. Dr. Emanuel Cláudio Reis Carvalho Leão,

Professor Auxiliar

ISCTE-IUL

Novembro, 2017

Escola de Ciências Sociais e Humanas
Departamento de Economia Política

Efeito das medidas de política monetária em contexto de crises cambiais – o caso
angolano

Artur Chinguli Venâncio Menezes

Dissertação submetida como requisito parcial para obtenção do grau de mestre em
Economia Monetária e Financeira

Orientador

Prof. Dr. Emanuel Cláudio Reis Carvalho Leão,
Professor Auxiliar

ISCTE-IUL

Novembro, 2017

Agradecimentos

Este trabalho de dissertação culmina com um desejo meu de abordar alguns aspetos do mercado cambial angolano. Isto levou o Banco Nacional de Angola a orientar alguns colaboradores seus a disponibilizar informações e outros apoios materiais para a sua concretização na qualidade de ser também um colaborador seu e que muito agradeço.

Este agradecimento é extensivo a minha família alargada, os meus pais, meus irmãos, sobrinhos, tios, cunhados e amigos pelo apoio moral e material.

Também lembro aqui o meu orientador, Dr. Emanuel Leão, que aceitou seguir este meu desafio.

Mas, o maior deste agradecimento vai sem sombra de dúvida para minha esposa, Elizabeth, e aos nossos filhos, Márcio, Edy e Tchissola pela compreensão da minha ausência no seio da família.

Muito abrigado a todos.

Resumo

Avaliou-se a relação entre a política monetária e a taxa de câmbio através do modelo monetário da pressão do mercado cambial. O modelo monetário define a pressão no mercado cambial como soma entre a variação percentual da taxa de câmbio e a variação do crédito doméstico dividida pela base monetária (Girton, 1977: 541). A metodologia VAR foi utilizada para identificar a relação bidirecional entre a política monetária e a pressão do mercado cambial através da função impulso resposta.

Em Angola, a política monetária influencia a pressão no mercado cambial no sentido tradicional; o aumento no diferencial da taxa de juro, bem como a diminuição do crédito doméstico ajudam a conter a pressão no mercado. Mas a pressão do mercado cambial influencia os instrumentos da política monetária de forma diversa. O aumento da pressão no mercado cambial obriga a autoridade monetária a reduzir o montante do crédito doméstico na economia ilustrando um compromisso com a estabilidade cambial suportando assim a teoria tradicional. Por outro lado, o aumento da pressão no mercado cambial não influencia o diferencial da taxa de juro sinalizando o não comprometimento com a defesa da taxa câmbio. Este último resultado não suporta a teoria tradicional.

Os resultados mostram que a posição do Banco Nacional de Angola quanto aos dois instrumentos de política monetária é mais eficaz utilizando o crédito doméstico ao invés do diferencial da taxa de juro.

Palavra-chave: Pressão no mercado cambial, crédito doméstico, diferencial da taxa de juro e modelo VAR.

Classificação JEL: E52; E58

Abstract

The relationship between monetary policy and the exchange rate was evaluated through the monetary model of exchange market pressure. The monetary model defines the pressure in the exchange market as a sum between the percentage change in the exchange rate and the variation of domestic credit divided by the monetary base (Girton and Roper, 1977: 541). The VAR methodology was used to identify the bidirectional relationship between monetary policy and exchange market pressure through the impulse response function.

In Angola, monetary policy influences the pressure on the foreign exchange market in the traditional sense; the increase in the interest rate differential as well as the decrease in domestic credit help contain the pressure on the market. But the pressure of the foreign exchange market influences the monetary policy instruments in different ways. The increase in pressure on the foreign exchange market forces the monetary authority to reduce the amount of domestic credit in the economy by illustrating a commitment to exchange rate stability thus supporting the traditional theory. On the other hand, the increase in the pressure on the foreign exchange market does not influence the interest rate differential, signaling the non-commitment with the defense of the exchange rate. This result does not support the traditional theory.

The results show that the position of the National Bank of Angola regarding the two monetary policy instruments is more effective using domestic credit rather than the interest rate differential.

Keywords: Exchange market pressure, domestic credit, interest rate differential and VAR model.

JEL classification: E52; E58.

Índice geral

| | |
|--|----|
| Introdução..... | 1 |
| Capítulo I. Contextualização da Política Monetária em Angola | 5 |
| 1.1 – A Política Monetária em Angola | 5 |
| 1.1.1– Período de 2007 até 2010 | 7 |
| 1.1.2– Período de 2011 até aos dias de hoje..... | 8 |
| 1.2 – O Mercado Cambial..... | 11 |
| 1.2.1 – A Definição da Taxa de Câmbio | 12 |
| 1.2.2 – A Evolução da Taxa de Câmbio..... | 13 |
| 1.3 – A Crise na Balança de Pagamentos | 15 |
| Capítulo II. Revisão da Literatura | 17 |
| 2.1 – Crise Cambial nos Modelos de Primeira Geração | 17 |
| 2.2 – A política Monetária Restritiva como Instrumento de Controlo de Ataques Especulativo..... | 19 |
| 2.2.1 – Visão Tradicional | 19 |
| 2.2.2 – Visão Revisionista..... | 21 |
| 2.3 – Metodologia | 23 |
| Capítulo III. Metodologia e Dados | 25 |
| 3.1 – O modelo da PMC – Pressão no Mercado Cambial | 25 |
| 3.2 – Metodologia VAR..... | 28 |
| 3.3 – Abordagem dos Dados..... | 31 |
| Capítulo IV. Apresentação e Discussão dos Resultados | 33 |
| 4.1 - Teste de Estacionariedade | 33 |
| 4.2 – Número de Desfasamento no Modelo | 34 |
| 4.3 – Equações do Modelo..... | 34 |
| 4.3.1 – Equação do Crédito Doméstico..... | 35 |
| 4.3.2 – Equação do Diferencial da Taxa de Juro..... | 36 |
| 4.3.3 – Equação da Pressão no Mercado Cambial | 36 |
| 4.4 – Abordagem da Função Impulso Resposta e o Teste de Causalidade à Granger | 37 |
| 4.4.1 – Reação do Diferencial da Taxa de Juro a um Choque do Crédito Doméstico | 38 |

| | |
|---|----|
| 4.4.2 – Reação da Pressão no Mercado Cambial a um Choque do Crédito Doméstico..... | 38 |
| 4.4.3 – Reação do Crédito Doméstico a um Choque do Diferencial da Taxa de Juro | 39 |
| 4.4.4 – Reação da Pressão no Mercado Cambial a um Choque Diferencial da Taxa de Juro | 39 |
| 4.4.5 – Reação do Crédito Doméstico a um Choque da Pressão no Mercado Cambial | 40 |
| 4.4.6 – Reação do Diferencial da Taxa de Juro a um Choque da Pressão no Mercado Cambial | 40 |
| Conclusão | 43 |
| Referências bibliográficas | 47 |
| Anexos | 49 |

Índice dos Anexos

| | |
|---|----|
| Anexo A: Evolução dos instrumentos de política monetária | 49 |
| Anexo B: o modelo monetário da pressão no mercado cambial | 53 |
| Anexo C: Estimativas dos parâmetros do modelo mercado | 56 |
| Anexo D: Função impulso resposta (gráficos e tabelas) | 61 |
| Anexo E: Resultados do teste de correlação serial e do teste de homocedasticidade dos resíduos das equações do modelo | 65 |

Índice de quadros em anexo

| | |
|--|----|
| Tabela A1 – Taxa de redesconto e taxa do mercado monetário interbancário (MMI) do antigo quadro operacional..... | 49 |
| Tabela A2 – Média da taxa de redesconto e da taxa do mercado monetário interbancário (MMI) do antigo quadro operacional..... | 49 |
| Tabela A3 - Médias das taxas de juro dos instrumentos de política monetária do novo quadro operacional..... | 49 |
| Tabela A4.1 - Coeficientes das reservas mínimas de caixa (R.O - Reservas Obrigatórias) no período de 2007 até 2010..... | 50 |
| Tabela A4.2 - Coeficientes das reservas mínimas de caixa (R.O - Reservas Obrigatórias) no período de 2010 em diante..... | 50 |
| Tabela A5 – Variação anual da taxa de câmbio nominal e da taxa de inflação..... | 50 |
| Tabela A6 – Quadro de indicadores que sinalizam a crise cambial..... | 51 |
| Tabela A7 – Conta corrente, conta capital e conta financeira..... | 51 |
| Tabela C1: Teste de estacionariedade de Augmented Dickey-Fuller (ADF)..... | 57 |
| Tabela C2: Teste de estacionariedade de Phillips-Perron (PP)..... | 57 |
| Tabela C3: Parâmetros das equações do modelo..... | 59 |
| Tabela C4: Indicadores das variáveis do modelo..... | 60 |
| Tabela C5: Teste de causalidade à Granger..... | 60 |
| Tabela C6: Coeficiente de variação..... | 60 |

Tabela D1: função impulso resposta do diferencial da taxa de juro e da pressão no mercado cambial ao choque do crédito doméstico.....64

Tabela D2: função impulso resposta do crédito doméstico e da pressão no mercado cambial ao choque do diferencial da taxa de juro.....64

Tabela D3: função impulso resposta crédito doméstico e do diferencial da taxa de juro ao choque da pressão mercado cambial.....64

Índice de figuras em anexos

| | |
|--|----|
| Figura A1: Identificação dos arranjos cambiais de acordo com a evolução da taxa de câmbio..... | 52 |
| Figura A2: Evolução mensal da taxa de câmbio nominal e da taxa de câmbio real desde agosto de 2010..... | 52 |
| Figura C1: Gráfico da pressão do mercado cambial e a variação do crédito doméstico..... | 56 |
| Figura C2: Gráfico da pressão do mercado cambial e o diferencial da taxa de juro..... | 56 |
| Figura C3: Identificação do desfasamento ótimo através dos critérios de informação..... | 58 |
| Figura D1: Função impulso resposta do diferencial da taxa de juro ao choque do crédito doméstico..... | 61 |
| Figura D2: Função impulso resposta da pressão do mercado cambial ao choque do crédito doméstico..... | 61 |
| Figura D3: Função impulso resposta do crédito doméstico ao choque do diferencial da taxa de juro..... | 62 |
| Figura D4: Função impulso resposta da pressão do mercado cambial ao choque do diferencial da taxa de juro..... | 62 |
| Figura D5: Função impulso resposta do crédito doméstico ao choque da pressão do mercado cambial..... | 63 |
| Figura D6: Função impulso resposta do diferencial da taxa de juro ao choque da pressão do mercado cambial..... | 63 |
| Figura E1: Resultados do teste de correlação serial da equação do crédito doméstico..... | 65 |
| Figura E2: Resultados do teste de homocedasticidade da equação do crédito doméstico..... | 66 |
| Figura E3: Resultados do teste de correlação serial da equação do diferencial da taxa de juro..... | 67 |
| Figura E4: Resultados do teste de homocedasticidade da equação do diferencial da taxa de juro..... | 68 |

| | |
|--|----|
| Figura E5: Resultados do teste de correlação serial da equação da pressão no mercado cambial..... | 69 |
| Figura E6: Resultados do teste de homocedasticidade da equação da pressão no mercado cambial..... | 70 |

Glossário de Siglas

BCE – Banco Central Europeu

BNA – Banco Nacional de Angola

BT – Bilhetes do Tesouro angolano

DMA – Departamento de Mercados e Ativos do BNA

DES – Departamento de Estatística do BNA

FAO - Facilidade Permanente de Absorção de Liquidez *Overnight*

FCO – Facilidade Permanente de Cedência de Liquidez *Overnight*

FED - *Federal Reserve System* – Reserva Federal Americana

FMI - Fundo Monetário Internacional

IFS – Institute finance statistic (Instituto de estatísticas financeiras) do Fundo Monetário Internacional

IPC – Índice de preços ao consumidor

Luibor – *Luanda Interbank Offered Rate* (taxa do mercado interbancário)

KZ – Kwanza, é a moeda oficial da República de Angola

M2 – Agregado monetário M2

M3 – Agregado monetário M3

MMI – Mercado Monetário Interbancário

OLS – *Ordinary Least Squares* – mínimos quadrados ordinários

PIB – Produto interno bruto

PMC – Pressão no mercado cambial

TBC – Títulos do Banco Central

USD – *United States dollar* - é a moeda oficial dos Estados Unidos da América

VAR – Vetor Autorregressivo

Introdução

As crises cambiais e as medidas que as autoridades encontram para as controlar têm sido temas de acesos debates na literatura económica. A partir do modelo monetário da balança de pagamentos encontramos a definição das crises cambiais destes anos de 1970 até dias de hoje catalogadas de 1^a, 2^a e 3^a geração.

O modelo de 1^a geração fundamenta-se pela inconsistência da política monetária com a taxa de câmbio fixa. Este modelo assenta-se no princípio de que os agentes podem livremente trocar a moeda nacional por reservas para compor o seu portfólio. A crise ocorre quando os agentes percebem que as autoridades estão a seguir uma política monetária expansionista sem o suficiente suporte de reservas internacionais. Este procedimento mina a confiança no mercado e os agentes tentam um ataque especulativo à moeda doméstica e acabando bruscamente com as reservas, e a taxa câmbio é permitida flutuar. Esta situação é comum nas economias com problemas dos fundamentais.

O modelo de 2^a geração; caracterizado por equilíbrios múltiplos, é constituído por uma taxa de câmbio que é permitida flutuar num intervalo específico. À semelhança do modelo de 1^a geração, os agentes podem trocar livremente a moeda doméstica pelas reservas. A crise ocorre quando o governo começa a perseguir objetivos que são inconsistentes com a política monetária definida. O ataque especulativo surge devido a falta de credibilidade das políticas e não por causa dos problemas com os fundamentais.

O modelo de 3^a geração também designado o modelo de crise gémeas, cambial e bancária; é caracterizado pela inconsistência da política monetária com a política fiscal que afeta os balanços dos bancos. Estes bancos carregam passivos em moeda estrangeira de curto prazo e ativos em moeda doméstica de médio e longo prazo. O ataque especulativo vai afetar substancialmente os bancos pois que não conseguirão reembolsar os empréstimos abrindo falências.

Pode-se depreender que as lições retiradas destas crises cambiais residem no controlo da despesa governamental e no aperfeiçoamento do sistema de supervisão bancária se o objetivo da política monetária for a manutenção de um regime de câmbio fixo.

O regime cambial vigente em Angola é um arranjo estável do grupo do *soft peg*. Os regimes cambiais *softs pegs* se caracterizam pela variação sustentada da taxa de câmbio resultado da compra e venda de reservas pela autoridade monetária no mercado cambial. Assim, a análise da política monetária em contexto de crise cambial em Angola será feita ao comportamento que se verifica nos movimentos combinados de duas variáveis, taxa de câmbio e reservas internacionais, ao invés de tratá-las individualmente. O tratamento separado dos movimentos da taxa de câmbio e das reservas é aplicável em regime de taxa de câmbio flexível e taxa de câmbio fixa respetivamente. Este trabalho vai abordar o modelo monetário da pressão no mercado cambial. O conceito de pressão no mercado cambial foi introduzido na literatura económica por Girton and Roper (1977) que o definem como a soma da variação percentual da taxa de câmbio e da variação das reservas dividida pela base monetária ($PMC = e + r$). O crédito doméstico e a taxa de juro são os instrumentos de política monetária que vão sustentar análise ao mercado cambial. Alguma literatura económica atribui a aplicabilidade do modelo da PMC^1 (pressão no mercado cambial) aos países com regime cambiais intermédios (entre o câmbio fixo e o cambio flexível), apesar de ser aplicável para todos os regimes cambiais. Um regime da taxa câmbio intermédio está associado ao elevado grau de intervenção das autoridades no mercado cambial com operações de compra e venda de reservas. Assim, um movimento na taxa de câmbio é acompanhado de outro movimento nas reservas internacionais. Este comportamento difere tanto do regime de câmbio fixo onde o movimento ocorre somente nas reservas, como do regime de câmbio flexível onde o movimento ocorre apenas na taxa de câmbio.

Pretende-se verificar se a política monetária adotada pelo BNA (Banco Nacional de Angola) influencia no sentido tradicional a pressão no mercado cambial. Em seguida, identificar qual dos instrumentos de política monetária eleitos, marca a posição do BNA. Uma terceira questão será saber se o esforço de ajustamento da pressão é suportado pela taxa de câmbio ou pelas reservas. A metodologia VAR (vetor autorregressivo) será adotada para responder as duas primeiras questões que estabelecem a relação entre política monetária e pressão do mercado através da função impulso resposta e do teste de causalidade à Granger. A utilização do coeficiente de

¹ Ver os artigos de Tanner (1999, 2002), Kamaly and Erbil(2000), Bautista and Bautista (2005) e Khawaja (2007) e Kemme and Lyakir (2009).

variação² será chamado a responder a terceira questão, isto é, o ajustamento da pressão através da taxa de câmbio ou das reservas. O período de análise parte de dezembro de 2006 até janeiro de 2017, os dados apresentam frequência mensal. Assim este trabalho está constituído por 4 capítulos. O primeiro capítulo vai contextualizar a política monetária em Angola, identificar o seu comportamento evolutivo, abordar alguns aspetos do mercado cambial, e os sinais que indicam o surgimento de crise na balança de pagamentos. O segundo capítulo vai tratar da revisão da literatura, olhar para o papel da política monetária em contexto de crise cambial. O enfoque será voltado para os artigos que relacionam a defesa da moeda pela taxa de juro bem como para o que aborda o tratamento empírico da pressão do mercado cambial. O terceiro capítulo vai abordar o modelo da pressão do mercado cambial, a sua definição, e o VAR (vetor autorregressivo) como metodologia seguida. A função impulso resposta e o teste de causalidade à Granger foram utilizados para interpretar os dados estimados. Os dados utilizados no trabalho foram extraídos das bases de dados do Fundo monetário internacional e do Banco Nacional de Angola. O quarto capítulo vai tratar dos resultados empíricos do modelo, mais precisamente a função impulso resposta na qual a política monetária influencia a pressão no mercado cambial no sentido tradicional; o aumento no diferencial da taxa de juro, bem como a diminuição do crédito doméstico ajudam a conter a pressão no mercado. Mas, a pressão no mercado cambial apenas influencia um dos instrumentos da política monetária, o crédito doméstico, no sentido tradicional. Os resultados constataram que a pressão do mercado cambial não influencia o diferencial da taxa de juro. Finalmente, a conclusão do trabalho ilustra que a posição do Banco Nacional de Angola quanto aos dois instrumentos de política monetária é mais eficaz utilizando o crédito doméstico ao invés do diferencial da taxa de juro. Por outro lado, a estabilidade do mercado cambial é conseguida à custa das reservas internacionais líquidas ao invés da variação da taxa de câmbio.

² Coeficiente de variação é a razão entre o desvio padrão e média de cada variável que compõem a pressão do mercado cambial. Este foi o critério utilizado por Kamaly and Erbil (2000: 8) para identificar o grau de autonomia da política monetária de um país.

Capítulo I. Contextualização da Política Monetária em Angola

A política monetária como conjunto de regras e instrumentos utilizados pela autoridade monetária para alcançar objetivos como a estabilidade de preços, tem evoluído lentamente de modo a identificar e conter os sinais que despoletam as crises cambiais. Para os países em desenvolvimento os instrumentos tradicionais da política monetárias quando submetidos as crises cambiais têm sido pouco eficazes o que onera o custo da recuperação da economia. Para se evitar estes penosos custos é necessária uma clara definição da política de regras e regimes cambiais de modo a despertar no mercado a confiança desejada.

1.1 – A Política Monetária em Angola

O Banco Nacional de Angola, adiante designado de BNA, é a autoridade monetária que tem a missão de executar as políticas, monetária, cambial, creditícia e de supervisão do sistema financeiro definidas pelo poder executivo à luz da lei nº 16/2010 de 15 de julho. Neste contexto o BNA (Banco Nacional de Angola) não tem a independência necessária para poder conduzir a política monetária de modo a alcançar os objetivos que se exigem uma instituição monetária. Mas, segundo Furman and Stiglitz (1998: 80), as ações de uma instituição monetária independente tornam a política fiscal muito apertada, afetando deste modo o bem-estar das populações. Os bancos centrais independentes ficam focados em perseguir os objetivos de política monetária – como a estabilidade de preços - que em certa medida colidem com os objetivos definidos pelo governo, tais como o crescimento do produto e do emprego. O argumento contrário é defendido por Fisher (1995: 205), em que a independência do banco central torna mais disciplinada as ações do governo evitando deste modo, défices excessivos que afectam a credibilidade do país no mercado internacional afastando deste modo os investidores.

O ponto de vista defendido neste trabalho passaria pela independência do BNA, de modo a influenciar a ação governativa no intuito de efetuar uma gestão das reservas mais parcimoniosa, evitando crise na balança de pagamentos. Esta independência deve passar pela definição das metas e dos respetivos instrumentos de política monetária, à semelhança do BCE - Banco Central Europeu (Leão et al., 2011: 303-304). A

combinação de metas e instrumentos permite maior autonomia a um banco central. Alguns bancos centrais possuem apenas a independência de definir os instrumentos e não as metas, como é o caso do Banco de Inglaterra e que estas são definidas pelo governo (Leão et al., 2011: 281). Estas metas normalmente, passam pelo alcance da estabilidade de preços na economia.

Leão et al. (2011: 266-270) identifica a política de regras e as principais instituições financeiras que as representam. A âncora cambial, seguida pelo Banco de Hong Kong, consiste na fixação da taxa de câmbio em relação a um determinado parceiro económico com objetivo de reduzir o nível de inflação, e impõe disciplina na política macroeconómica doméstica. É a regra de política que reduz drasticamente a autonomia da política monetária doméstica porque a autoridade monetária fica dependente das decisões políticas da autoridade monetária do país parceiro. A regra monetária, seguida pelo BCE – banco Central Europeu, consiste em estabelecer o objetivo de crescimento do volume da massa monetária e os instrumentos para o seu alcance. É uma regra de política que concede maior autonomia a política monetária. O *target* para inflação, seguido pelo Banco de Inglaterra, consiste no anúncio público de uma meta da taxa de inflação que deve ser alcançada num horizonte de médio prazo. Nesta situação, a autoridade monetária dispõe de autonomia para executar este mandato, mas não tem para alterar a meta estabelecida pela autoridade governamental. O duplo objetivo de controlo da inflação e estabilidade do produto, seguida pela Fed – Reserva federal Americana, reside no cumprimento do mandato recebido da autoridade política que consiste na estabilidade de preços e no crescimento sustentável do produto.

A política monetária adotada por Angola não é segue uma política de regras explícita – conhecidas como âncora cambial, regras monetárias, *target* para inflação, e duplo objetivo de controlo da inflação e estabilidade do produto – mas sim, identificada pelos critérios do FMI (Fundo Monetário Internacional) como *other* – outro – uma regra de política discricionária que não se enquadra isoladamente em nenhum dos regimes acima citados, mas compreende um conjunto de elementos selecionados da política de regra que são monitorados pela autoridade monetária tais como a controlo dos agregados monetários de modo a controlar o nível de inflação. É por isso que nos últimos anos, o governo angolano tem inscrito nos seus orçamentos gerais do Estado o objetivo de alcançar uma taxa de inflação abaixo de dois dígitos. Este objetivo é uma espécie de mandato implícito ao BNA como executor da política monetária. Mas, neste caso o

BNA não é responsabilizado pelo fracasso deste objetivo, diferente do que acontece com o Banco da Nova Zelândia (Fisher, 1995: 202). Assim, o enquadramento da evolução dos instrumentos da política monetária pode ser feito em dois períodos.

1.1.1– Período de 2007 até 2010

Neste período, o BNA (Banco nacional de Angola) dispunha apenas da taxa de redesconto como taxa de referência o qual o sistema financeiro se orientava para definir a taxa do mercado interbancário. De acordo com o aviso nº 02/2005 de 09 de novembro (revogado pelo aviso nº 11/2011 de 20 de outubro), define por taxa de redesconto o preço da moeda doméstica utilizado pelo BNA nas suas operações ativas com os bancos comerciais. A operação de redesconto é solicitada pelos bancos comerciais que apresentam problemas estruturais de liquidez. Na qualidade de prestador de última instância, o BNA definiu um prazo máximo de 90 dias para os quais os bancos devem dispor desta moeda. Para aceder esta operação, os bancos devem apresentar títulos da dívida pública como garantia. Apesar do conteúdo estatuído no referido normativo (aviso), os bancos comerciais utilizavam esta modalidade para realizar em operações com maturidade de até um dia (conhecidas como *overnight*) evidenciando uma lacuna nos instrumentos de operações de curtíssimo prazo. Durante o período em análise (2007 a 2010), esta taxa apresentou valores elevados, atingindo os 30% em 2009 (tabela A2, página 49). Esta taxa serviu de referência para a taxa *overnight* do mercado monetário interbancário. A elevada taxa de redesconto resulta da situação de inflação que o país viveu na década de 1990 até os primeiros anos da série em análise.

O mercado interbancário é constituído pelos bancos comerciais, onde estes trocam entre si liquidez sem exigência de colaterais (garantias). A maturidade destas operações deste mercado são sobretudo *overnight*. Estas operações ocorrem num aplicativo detido pelo BNA. A taxa de juro *overnight* do mercado monetário interbancário resulta da média das taxas destas operações registadas pelo BNA durante o dia, e é publicada no final deste mesmo dia a todo o sistema financeiro. Assim, se tivermos como referência o período 2007 a 2010, a taxa de juro *overnight* apresentou um valor médio anual de 16,23% que corresponde a um pouco mais de dois terços (2/3) da taxa média anual do redesconto do BNA, isto é, 23,65% (tabela A2, página 49). Isto ilustra que o sistema

financeiro ainda é muito líquido e que a taxa de redesconto não sinalizava efectivamente a situação financeira do país.

1.1.2– Período de 2011 até aos dias de hoje

A partir de novembro de 2011, o BNA passou a ter um novo quadro operacional de política monetária que consagra alguns instrumentos semelhantes aos do BCE – Banco Central Europeu – na sua forma. De acordo com os avisos nº 10 e 11/2011 de 20 de outubro, o BNA (Banco Nacional de Angola) passou a dispor de um conjunto de instrumentos para executar a política monetária tais como: a taxa básica – como taxa de referência, as taxas de facilidade permanente de cedência de liquidez e de absorção de liquidez *overnight*, e a taxa de redesconto – que vem do anterior quadro - bem como as operações de refinanciamento.

1.1.2.1 – A taxa de juro do BNA

A taxa de juro do BNA (Banco nacional de Angola), também designada de taxa básica do BNA, é a taxa de referência da economia angolana. É sobre ela que são calculadas as demais taxas do sistema financeiro angolano apresentando um crescimento que parte de 10,5% em 2011 para 16% em 2016, uma média anual de 11,08% (tabela A3, página 49).

1.1.2.2– A Taxa de Facilidade Permanente de Absorção de Liquidez *Overnight*

A taxa de facilidade de Absorção *overnight* é aquela que o BNA utiliza para remunerar o excesso de liquidez dos bancos comerciais junto das suas contas a ordem no BNA, depois de cumprirem todas as suas obrigações, nomeadamente o cumprimento das reservas mínimas de caixa (reservas obrigatórias), a liquidação das operações de aquisição de títulos e de divisas (moeda estrangeira). É a taxa mais baixa no novo quadro operacional, assistindo um decréscimo que parte de 2% em 2011 para 0% em 2016, uma média anual de 1%, tendo como objetivo incentivar o aumento do crédito à economia real (tabela A3, página 49).

1.1.2.3– A Taxa de Facilidade Permanente de Cedência de Liquidez *Overnight*

A taxa de Cedência de liquidez *Overnight* é aquela definida pelo BNA para remunerar os seus ativos nas operações com os bancos comerciais. Esta taxa é mais alta do que a taxa básica, com uma média anual de 12,83%, partindo em 2011 com o valor de 12,50% para 20% em 2016. O baixo valor médio deve-se ao facto de que nos anos de 2012 a 2014 se ter assistido a redução da referida taxa (tabela A3, página 49). É cobrada aos bancos comerciais que apresentam problemas conjunturais de liquidez quando estes não conseguem liquidez no mercado interbancário. Estas operações só são satisfeitas se os bancos comerciais apresentarem colaterais em títulos de dívida pública.

1.1.2.4– A taxa de redesconto

A taxa de redesconto do BNA continua a ter a mesma definição e funções do quadro anterior (período de 2007 a 2010). A taxa de redesconto e a taxa de facilidade permanente de cedência de liquidez *overnight* são as mais altas nas operações ativas do BNA. Ela tem uma média anual de 15,43%, partindo de 20% em 2011 e terminando com mesmo valor em 2016. Mas no decurso do período, assistiu-se um decréscimo da taxa de redesconto nos anos de 2013 até 2015, atingindo um valor mínimo de 9,8% em 2014, sinalizando uma política monetária expansionista (tabela A3, página 49). Ela encontra muita aplicabilidade num cenário de degradação estrutural da situação financeira dos bancos comerciais. Num cenário de excesso de liquidez esta torna-se menos utilizada, mas a sua definição envia alguns sinais ao sistema financeiro, designadamente, a) – tornar eficiente o funcionamento do mercado interbancário, e b) – identificar os bancos estruturalmente deficientes. Por isso é que ela se mantém muito alta quando na prática o mercado interbancário está a operar com uma taxa significativamente baixa. Para aceder aos fundos do BNA nesta modalidade, o banco deve fazer uma solicitação formal a justificar as razões do pedido, acompanhada da respetiva documentação financeira, e deve aguardar um período máximo de 15 dias para a sua aceitação ou rejeição. Estas operações de redesconto têm elevado grau de burocracia o que desencoraja a sua utilização.

1.1.2.5– As Operações de Refinanciamento

Entre as operações *overnight* e o redesconto, existe as operações de refinanciamento. Estas operações que são de iniciativa do BNA têm também como objetivo prover liquidez aos bancos que apresentam desequilíbrio na sua estrutura de operações correntes. Do seu conjunto, a mais utilizada é a operação de refinanciamento de prazo alargado com maturidade de 28 dias. Esta difere do redesconto por duas razões: a) – reduzida taxa de juro; e b) – menor burocracia (os bancos apenas devem aceder ao leilão de moeda doméstica tendo disponíveis os títulos de dívida pública). Durante o período, a taxa de juro desta operação teve uma média anual 6,14% representando metade da taxa de redesconto (tabela A3, página 49).

1.1.2.6– O coeficiente das reservas mínimas de caixa (reservas obrigatórias)

Em Angola as reservas mínimas são designadas de reservas obrigatórias. O coeficiente das reservas mínimas é aquele que o BNA incide sobre todos depósitos em moeda doméstica e em moeda estrangeira (em Angola é permitido aos residentes cambiais deterem contas bancárias em moeda estrangeira) que os bancos captam do público. Ao contrário de alguns países, em Angola este coeficiente tem servido como instrumento de política monetária, afetando de algum modo a capacidade dos bancos em ceder mais crédito à economia. Aplicação do coeficiente das reservas mínimas é diferenciado em termos de moeda doméstica e estrangeira, sendo mais penalizada a primeira. Durante o período em análise (2011 a 2016) assistiu-se a um crescimento no coeficiente aplicado à moeda doméstica passando de 20% em 2011 para 30% em 2016, ao passo que a moeda estrangeira se mantém inalterável em 15%. Assim, a média anual do período no conjunto das moedas é de 17,9% (tabela A4.2, página 50). Este coeficiente é bastante elevado, só para se ter uma noção, por cada 100 kz captados pelos bancos comerciais aos seus clientes em forma de depósito, estes bancos devem depositar nas suas contas junto do BNA 17,90 Kz (se compararmos com a média da zona euro, estaríamos a falar de 100 euros captados pelos bancos europeus, estes depositam junto do BCE - Banco Central Europeu - 1 euro, ou seja 1% e o seu cumprimento é pela média mensal, o que alivia a pressão do mercado interbancário por esta específica razão). Na sua generalidade os países com elevados coeficientes das reservas mínimas têm histórico de

episódios de elevada inflação e fragilidade dos seus sistemas bancários. Nestes países, a autoridade monetária utiliza este instrumento para conter a inflação. Em Angola, não é diferente, o cumprimento das reservas mínimas é diário e feito na moeda de captação (moeda doméstica e estrangeira), e a sua falta é passível de uma penalização pecuniária. A manutenção de elevado nível do coeficiente é também consequência de um passado inflacionário o que obriga a autoridade monetária tomar decisões mais prudentes no controlo dos agregados monetários. Dada a ausência de um mecanismo de salvaguarda de depósitos para os clientes no sistema financeiro angolano, as reservas mínimas de caixa (reservas obrigatórias) funcionam implicitamente como um fundo de garantia. Isto é, se um o banco falir, o BNA poderá satisfazer aos clientes do referido banco o valor correspondente ao coeficiente das reservas mínimas por cada unidade monetária depositada.

1.1.2.7– A taxa do mercado interbancário Luibor

A taxa Luibor (*Luanda interbank Offered rate*) é a taxa do mercado interbancário de operações sem garantias. Neste novo quadro ela aparece com a designação Luibor e com outras maturidades de acordo com o Aviso nº 12/2011 de 20 de outubro. Apesar desta nova designação ela continuar a ter a mesma forma de cálculo do quadro anterior (período de 2007 a 2010). Ao longo do período em análise assistimos à redução da taxa até ao ano de 2013. Mas a partir deste último ano viu-se um crescimento da referida taxa passando de 4,71% para 23,95% em 2016 apresentando no conjunto do período uma média anual de 9,68% (tabela A3, página 49).

1.2 – O Mercado Cambial

Desde fim do acordo de *Bretton Woods* em 1971, as economias em via desenvolvimento (emergentes) têm tentado instalar regimes cambiais, em particular o câmbio fixo – *pegs* - o que tem-se mostrado inconsistente com a política monetária seguida. Este regime é atrativos para estes países porque permite rapidamente alcançar uma estabilidade cambial que incentiva as exportações e ajuda a desinflacionar a economia. No entanto, o referido regime só é viável se os fatores que geram a expansão da massa monetária

estiverem sob controlo. A história económica recente mostra que os governos têm perseguido outros objectivos para além do controlo da inflação, como o crescimento do produto e do emprego. Estes novos objectivos são compatíveis com outro regime cambial, o intermédio (*soft pegs*). Mas um regime flexível é aplicável para as economias que não registam enormes problemas nos seus fundamentais. Para identificarmos o regime existente em Angola deveremos fazer uma abordagem da taxa de câmbio e a sua evolução.

1.2.1 – A Definição da Taxa de Câmbio

O BNA define a taxa de câmbio através do resultado do leilão de divisas (dólar americano) que efetua no mercado cambial. A taxa de câmbio (Kz/USD) é a quantidade de kwanzas por uma unidade de dólar americano. É utilizada a taxa de câmbio ao incerto. O mercado cambial é definido como a interação entre o BNA como o principal vendedor de divisas e os bancos comerciais como os únicos compradores. As divisas que alimentam este mercado resultam fundamentalmente das receitas do petróleo. O Tesouro angolano quando recebe as receitas fiscais provenientes das empresas petrolíferas, este por sua vez vende-as ao BNA. O Tesouro realiza as suas despesas com o dinheiro resultante da venda de divisas ao BNA, aumentando deste modo a base monetária. O BNA para enxugar (esterilizar) esta massa monetária, de modo a manter o nível da base monetária ligeiramente crescente e não pôr em perigo os objectivos de controlo da inflação, realiza leilões de divisas e a emissão de títulos aos bancos comerciais. Inicialmente, o BNA emitia os seus próprios títulos para executar a política monetária em paralelo com a emissão dos títulos do Tesouro de acordo com a Lei nº 06/97 de 11 de julho já revogada. Com o crescente aumento das receitas petrolíferas, o Tesouro angolano deixou de emitir títulos nos anos de 2007 e 2010 de acordo com os dados do Departamento de Mercado e Ativos do BNA. As operações de mercado aberto (open market) eram realizadas com títulos emitidos pelo BNA e os títulos de longa maturidade do Tesouro emitidos nos primeiros anos da década.

Os leilões de divisas são realizados pelo BNA onde são participantes os bancos comerciais. Das duas metodologias de leilões conhecidas, o leilão americano e leilão holandês, o BNA tem adotado apenas o leilão holandês.

Leilão holandês é caracterizado como uma situação em que os bancos oferecem o preço e o montante que desejam comprar ao BNA. Este por sua vez, em posse do preço e do montante propostos avalia se os mesmos respondem aos objectivos da política monetária definidos a priori. Se o objetivo é ter uma taxa estável, então são rejeitadas as propostas com taxas muito altas e também muito baixas em relação ao dia anterior. No entanto, a taxa de câmbio a vigorar no dia seguinte resulta da média aritmética das propostas dos bancos comerciais aceites pelo BNA. Este tipo de leilão fundamenta a base da formação do preço da divisa americana no sistema financeiro angolano.

Durante o período em análise a taxa de câmbio nominal apresentou uma depreciação anual de 8,10% (tabela A5, página 50).

1.2.2 – A Evolução da Taxa de Câmbio

Ao longo do período em análise, dezembro de 2006 a janeiro de 2017, verificamos que a autoridade monetária angolana não definiu formalmente o regime de câmbio que vigora na economia. Esta estratégia demonstra que o compromisso com a taxa de câmbio não é prioridade da política monetária, ou utiliza um critério discricionário para defini-la. Isto permite ganhar maior autonomia na política monetária de modo a alcançar objetivos fiscais tais como o aumento do produto e do emprego. Mas, por outro lado, esta atitude eleva o risco do país não atrair investidores capazes de aplicar recursos em alguns sectores da atividade económica que exigem maiores prazos de recuperação do investimento e estabilidade cambial.

Francesco et al (2015: 12), ilustra o comportamento “de facto” da taxa de câmbio (quantidades de Kwanzas por uma unidade de dólar americano) a partir de um gráfico cronológico identificando diferentes regimes ou arranjos ao longo dos últimos dezasseis anos de acordo com a figura A1(página 52). Destacam-se o *freely falling* – taxa em queda livre, *crawling peg* – taxa de câmbio fixa deslizante num intervalo definido, *other managed* – taxa câmbio administrada sem um intervalo definido para deslizar, *peg* – taxa de câmbio fixa, e *stabilized agreement* – taxa de câmbio com um acordo estável. A abordagem do trabalho apenas incidirá aos regimes que ocorreram no período em análise (2007 a 2017), nomeadamente, o *other managed* e *stabilized agreement*.

O *crawling peg* e *peg* foram episódios efémeros que apenas ocorreram alguns meses dos anos de 2006 e 2009 respetivamente. O maior período da amostra está associado aos arranjos *other managed* e *stabilized agreement*. O *other managed*, é um regime de taxas administradas, em que existe uma clara intervenção da autoridade monetária no mercado cambial com operações de compra e venda de reservas. A autoridade monetária não anuncia a banda que deve flutuar a taxa de câmbio. O relatório anual de restrições e arranjos cambiais de 2014 publicado pelo FMI³, considera *other managed* como regime caracterizado por períodos em que não se identifica claramente o arranjo cambial em vigor dificultado pelas condições de volatilidade do mercado cambial. Observou-se este regime nos períodos entre 2006 e metade de 2009, e o ano de 2010. Este largo período está associado também a crise financeira de 2008.

O *stabilized agreement*, é um regime que permite poucas flutuações na taxa de câmbio, resultado das intervenções da autoridade monetária associada a uma estabilidade da taxa de inflação. É o regime vigente em Angola nestes últimos (4) quatro anos de acordo com o relatório anual de restrições e arranjos cambiais de 2014 publicado pelo FMI.

A conclusão que se pode retirar é que Angola tem vivido longos períodos com regimes intermédios aqueles que estão entre a taxa fixa e a taxa flexível. Os regimes intermédios são aqueles que assistem à movimentação combinada da taxa de câmbio e das reservas internacionais líquidas. Estes permitem a autoridade monetária dispor de um grau de liberdade na definição da política monetária de forma a estimular a produção interna, as exportações e o equilíbrio da balança de pagamentos. Este tipo de regime é muitas vezes justificado pela literatura económica como ótimos para estimar o modelo da pressão do mercado cambial.

³ Relatório anual do FMI acerca dos arranjos e restrições cambiais, edição de 2014, página 4 - International Monetary Fund, “Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions” (Washington, October 2014).

1.3 – A Crise na Balança de Pagamentos

Angola é um país que as suas exportações estão centradas significativamente numa matéria-prima, o petróleo, que tem o preço determinado pelo mercado internacional o qual o país não tem capacidade de influenciar o preço deste produto. Assim, o país fica exposto aos choques adversos do mercado internacional, afetando as suas receitas para servir as necessidades do mercado cambial e da despesa pública. É facto, que o país ainda não resolveu alguns problemas de insuficiência na produção interna de bens e serviços que deveriam ajudar a diminuir o défice na conta corrente.

De acordo com Kaminsky et al.(1998: 15), a crise cambial é definida como a combinação de dois elementos, isto é, a depreciação significativa da taxa de câmbio nominal e a redução acentuada das reservas cambiais durante os últimos 24 meses. Escolheu-se o limite definido por Frankel et al, (1996: 3) que é de 25% na depreciação anual da taxa de câmbio nominal para identificar o episódio de uma crise cambial. Assim, seguindo a metodologia Kaminsky et al.(1998: 16), identificamos alguns indicadores que sinalizaram a ocorrência de crise cambial num intervalo de dois anos dentre os quais as reservas internacionais líquidas (RIL), a taxa de câmbio nominal, o rácio entre o M2 e a base monetária, o rácio crédito doméstico/PIB, a taxa de câmbio real, o rácio M3/reservas internacionais líquidas (RIL) em dólares americanos, e a conta corrente (tabela A6, página 51).

Fazendo uma análise dos últimos quatro anos (de 2012 a 2016), verificou-se que na série do saldo anual das reservas internacionais líquidas (em usd) ocorreu uma diminuição sequencial que ao associarmos ao aumento na taxa de câmbio nominal ilustra um sinal de crise no mercado cambial (tabela A6, página 51). O rácio entre o M2 e a base monetária (multiplicador monetário do M2) cresceu intermitentemente ao longo do período atingindo 4,12 vezes o tamanho da base monetária em 2014. Isto representa um relaxamento por parte da autoridade monetária em manter sob controlo dos agregados monetários com objetivo de conter a inflação. O rácio crédito doméstico/PIB teve crescimento significativo e consistente ao longo período atingindo 28% (0,28 x 100) do PIB em 2015. Observou-se uma apreciação (variação negativa) acumulada da

taxa de câmbio real⁴ entre os anos de 2011 e 2014 de 11% $\{[(73,34 - 82,37)/82,37] \times 100\}$ resultado do controlo da variação da taxa de câmbio nominal fundamentalmente pela disponibilização de moeda estrangeira (dólar americano) no mercado cambial. Também contribuiu para esta apreciação o facto da variação anual da taxa de inflação, apesar de estar abaixo dos dois dígitos, ser ligeiramente mais elevada do que a variação nominal da taxa de câmbio. Este ciclo de apreciação foi quebrado em 2015 com uma depreciação de 32% $\{[(135,32 - 102,86)/102,86] \times 100\}$ da taxa de câmbio nominal. Já neste ano, verificou-se que a variação nominal da taxa de câmbio é significativamente maior do que a variação anual da taxa de inflação, daí a razão da depreciação da taxa de câmbio real. O rácio expresso em dólar americano da oferta da moeda (M3 ou *broad Money em usd*)/RIL tem aumentado desde 2013, onde a oferta da moeda já representa quase o dobro das reservas internacionais, ou seja, as reservas não cobrem a oferta da moeda. Os termos de troca (exportações/importações) têm diminuído apesar de ainda cobrirem as importações, atingiram em 2015 1,74 (por cada dólar pago as importações recebeu-se das exportações 1,74 dólar). Outro sinal não menos importante é o saldo negativo da conta corrente nos dois últimos anos (tabela A7, página 51) que resulta da diminuição das receitas do petróleo e não propriamente do aumento das importações.

Análise destes indicadores é importante, pois permite avaliar a capacidade de solvência da economia no horizonte de médio prazo. O controlo destes indicadores possibilita as autoridades monetárias e fiscais das economias emergentes ganhar credibilidade perante os seus credores.

⁴ A taxa câmbio real é a razão entre o produto da taxa de câmbio nominal pelo índice de preços ao consumidor (IPC) americano, e o índice de preços ao consumidor (IPC) angolano. Os dados da taxa de câmbio real só são facilmente interpretados com base no índice de preços ao consumidor (IPC) a partir de dezembro de 2010 quando o FMI utilizou este como ano base para as duas economias americana e angolana.

Capítulo II. Revisão da Literatura

Este capítulo permite olhar para o debate que ocorre na literatura acerca da eficácia da política monetária na estabilização cambial aquando de uma crise. Segundo Flood e Jeanne (2005), afirmam que:

“os recentes os trabalhos desenvolvidos na literatura sobre a defesa da taxa de juro, não produziram evidência de que ele seja eficaz no combate ao ataque especulativo, mas sugerem que a ligação entre a taxa de juro e a credibilidade da moeda, não é sistemática e depende das circunstâncias.”

Deste modo, identificou-se alguns artigos abordam os seguintes aspectos como a crise nos modelos de 1ª geração; a visão tradicional e a revisionista da política monetária restritiva como instrumento de controlo de ataques especulativo, e a metodologia.

2.1 – Crise Cambial nos Modelos de Primeira Geração

Segundo Krugman (1979), uma pequena economia aberta que possui um produto de exportação e que o respetivo preço é definido no mercado internacional acabará por enfrentar uma crise de balança de pagamentos se esta estabelecer um regime de câmbio fixo quando as políticas governamentais forem expansionistas.

O autor começa por enunciar que nesta economia o governo financia o seu défice através de duas vias: pela troca das suas reservas ou pela emissão da moeda doméstica. E os agentes económicos dispõem de uma riqueza constituída apenas por dois ativos, moeda doméstica e moeda estrangeira, e que podem livremente alterar a composição do seu portfólio. O processo de emissão de moeda para sustentar o défice do governo irá reduzir gradualmente as reservas, provocando problemas na balança de pagamentos. A crise resulta de um ataque especulativo quando os agentes percebem que o governo não dispõe de reservas suficientes para sustentar a referida paridade. Após a exaustão das reservas a taxa de câmbio torna-se flutuante, no entanto, não ocorre nenhum salto discreto na taxa de câmbio.

No curto prazo, as expectativas de variação da taxa de câmbio fixa se refletem nas reservas. O autor defende que a data do colapso não é determinada empiricamente, mas

sim é uma função da composição da riqueza dos agentes e da reserva do governo. O autor conclui que o regime do câmbio fixo é incompatível com uma política económica expansionista.

De acordo com os autores Flood and Garber (1984b), o artigo analisa o momento exato do ataque às reservas do governo e do colapso do regime cambial de taxa fixa. Esta análise é feita através de dois modelos. No entanto, o estudo destes modelos exige que se assumam algumas condições tais como: a paridade do poder de compra, a perfeita substituíbilidade entre os títulos domésticos e estrangeiros, e a existência da taxa de câmbio flutuante sombra - aquela taxa que se materializa se colapsar o regime de câmbio fixo – que depende apenas dos fundamentos do mercado.

O primeiro modelo, designado de previsão perfeita em tempo contínuo, tem como pressuposto a ausência de um salto discreto na taxa de câmbio no momento do colapso do regime, à semelhança de Krugman (1979), porque os agentes conhecem o momento do colapso. Intuitivamente, o momento do colapso do regime de câmbio fixo ocorre quando a taxa fixa se torna igual a taxa de câmbio flutuante sombra. Este momento depende apenas dos fundamentos do mercado e do comportamento especulativo arbitrário dos agentes económicos.

O segundo modelo, designado de tempo discreto com incerteza, efetua uma análise estocástica do colapso das reservas do governo e consequentemente do regime de taxa fixa. Introduce o conceito de desconto a termo, que é a diferença entre a taxa de câmbio esperada após o colapso dada toda informação do modelo e a taxa fixa estabelecida. Este desconto permite administrar o equilíbrio entre a manutenção da taxa fixa e o aumento do crédito doméstico. Quanto maior for o desconto mais rápido ocorre o colapso.

Os autores concluem que os fatores que criam instabilidade numa economia de regime de câmbio flutuante, também podem originar o colapso do regime da taxa de câmbio fixa seja quais forem as condições existentes nesta economia.

Segundo Flood et al. (1996), o artigo explica outro exemplo de colapso do regime da taxa de câmbio fixa através das operações de esterilização. Neste modelo do colapso da taxa de câmbio efetuou-se a modificação da condição de paridade descoberta da taxa de

juro, introduzindo a imperfeita substituibilidade entre os títulos domésticos e estrangeiros, bem como assunção de uma base monetária constante. A operação de esterilização consiste em vender as reservas internacionais ao sector privado e, em seguida, comprar os títulos domésticos em posse do sector privado. Esta operação torna constante a base monetária, mas com alteração na sua composição expandindo o crédito doméstico. Assim, a previsão do ataque especulativo apenas depende do equilíbrio no portfólio do sector privado.

De acordo com os autores, o momento do ataque é aquele em que a diminuição na oferta de moeda resultante da perda de reservas é precisamente igual a diminuição da procura de moeda resultante do aumento da taxa de juro doméstica, isto é, no momento do ataque, a base monetária tende a baixar pelo tamanho da perda das reservas. As operações de esterilização têm impacto no mercado de títulos domésticos e não no mercado monetário. Deste modo, uma completa esterilização, a taxa de câmbio fixa é temporariamente viável se as reservas forem suficientemente altas.

Os autores concluem que o regime taxa de câmbio fixa torna-se frágil e insustentável quando a autoridade monetária também define como alvo a oferta da base monetária.

2.2 – A política Monetária Restritiva como Instrumento de Controlo de Ataques Especulativo

A adoção de uma política monetária restritiva para conter os ataques especulativos tem levantado acesos debates na literatura económica. Assim, este tema tem dividido o pensamento económico em dois grandes grupos identificados como tradicionais e revisionista que têm esgrimido os seus argumentos ao longo dos últimos anos.

2.2.1 – Visão Tradicional

Segundo Obstfeld and Rogoff (1995), neste artigo os autores relembram que a taxa de câmbio deve ser usada como um indicador, e nunca como um alvo central da política monetária. Numa economia onde os preços são rígidos, a fixação da taxa de câmbio combinada com a abertura do mercado de capitais torna impotente a execução da

política monetária aquando de um choque adverso. Nesta situação, a manutenção da taxa de câmbio fixa exigirá a elevação da taxa de juro nominal doméstica de modo a igualar a taxa de juro estrangeira para evitar a rotura do princípio da condição de paridade da taxa de juro. Mas lembrem que a utilização desta medida acarretaria consequências a economia. Por outro lado, a utilização da intervenção esterilizada como medida de manutenção da taxa de câmbio estável não tem sido eficaz. Apesar das vantagens da taxa de câmbio fixa para a economia, a sua viabilidade técnica mais eficaz passaria pela existência de um compromisso entre duas economias em estabelecer uma linha de crédito de modo a injetar quantidades das suas moedas todas as vezes que ocorrerem ataques especulativos. Contudo, esta situação não é todo possível dado o compromisso que os governos têm em suas economias. Para os autores, a causa de um ataque especulativo sobre a taxa de câmbio fixa reside na apreciação da moeda em termos reais e na falta de credibilidade da política económica definida pelas instituições governamentais. A existência de alguns países com sucesso na taxa de câmbio fixa é justificável pelo reduzido tamanho das suas economias que permitem uma subordinação direta da sua política monetária ao país âncora.

Os autores concluem que as autoridades políticas não deveriam fixar a credibilidade da taxa de câmbio em variáveis económicas, tais como o preço dos ativos, que podem repentinamente refletir mudanças nas expectativas acerca do futuro.

Segundo Lahiri and Végh (2000), o modelo atribui o foco no comportamento da despesa pública como facto que despoleta a reação da autoridade monetária na defesa da taxa de câmbio fixa. Numa situação em que o governo apresenta uma despesa pública endógena, o aumento da taxa de juro tem como consequência o aumento do serviço da dívida, que por sua vez, aumenta o bem-estar dos detentores da dívida pública. Dado que a taxa de câmbio é fixa, a crise da taxa de câmbio apenas dependerá do crescimento do parâmetro da taxa de juro. O aumento da taxa de juro reduz o tamanho da pressão especulativa e por conseguinte adia a ocorrência da crise. Isto é justificado porque o custo de oportunidade de manter os títulos líquidos será menor.

E quando o governo apresenta uma despesa pública exógena, um aumento da taxa de juro eleva o serviço da dívida pública e conseqüentemente uma elevada inflação futura quando a taxa voltar ao seu nível normal. No entanto, para que a política da taxa de juro

seja eficaz é necessário que a procura da moeda seja menos elástica do que a procura de títulos líquidos para que um pequeno aumento no seu parâmetro adie a crise da taxa de câmbio, caso não se verifique esta condição, a crise é antecipada.

Os autores concluem que existe uma gama de taxas altas taxas de juro que maximiza a defesa da taxa de câmbio fixa e o bem-estar dos consumidores. Mas, alertam que este aumento da taxa de juro dever ser feito até um certo nível, para além do qual, o efeito apenas será na defesa do câmbio e não no bem-estar dos consumidores.

2.2.2 – Visão Revisionista

Flood and Jeanne (2005), o efeito dinâmico da dívida pública torna insustentável a defesa da taxa juro contra a pressão especulativa. O modelo consiste na adição do termo que representa a imperfeita substituibilidade dos títulos domésticos por títulos estrangeiros na condição de paridade descoberta da taxa de juro. Esta alteração permite a autoridade monetária obter um maior grau de liberdade na definição da política da taxa de juro.

A essência deste modelo é que a defesa da taxa de juro é utilizada apenas porque as autoridades observam uma elevada dívida pública que colocam em causa a paridade cambial. Assim, a trajetória ascendente da taxa de juro é o melhor instrumento de defesa desde que minimize a taxa de acumulação da dívida, mas admitindo a existência da restrição de que as reserva não sejam negativas. Esta defesa é implementada atrelando a taxa de juro doméstica ao nível da taxa de juro estrangeira se esta for consistente com reservas não negativas, ou pelo menos iguais a zero.

Os autores concluem que a política de elevadas reservas não representa a vitalidade do regime de taxa de câmbio fixa, pois poder ter o efeito autodestrutivo. Apenas o indicador de vitalidade do regime de taxa de câmbio fixa é o nível controlado de dívida do governo, assumindo que a receita fiscal seja constante.

Segundo Furman and Stiglitz (1998a) um aumento temporário da taxa de juro provoca um enfraquecimento da taxa de câmbio a longo prazo. Numa economia com uma estrutura produtiva e financeira fraca, quando a autoridade monetária decidirem retornar a taxa de juro para o seu nível anterior, esta ação levará a redução da expectativa de

retorno devido o aumento da probabilidade de incumprimentos das empresas e das instituições. Esta variação na taxa de juro impacta a economia, nomeadamente, na erosão do valor líquido das empresas, na mudança dos ativos no portfólio dos investidores e consequente fuga de capitais dado a perceção de elevado risco; no aumento de bancarrotas, no aumento do risco moral, na indisponibilidade de crédito e no aumento da informação imperfeita. Esta situação foi observada pelos países asiáticos que foram afetados pelas crises gémeas (balança de pagamentos e bancária) em 1997. No entanto, os autores afirmam que quando a economia tem estruturas credíveis, não precisar aumentar a taxa juro para defender a taxa de câmbio.

Os autores concluem que o aumento temporário da taxa de juro para defender a taxa de câmbio poderá aumentar a probabilidade de bancarrota e a incerteza quanto ao futuro.

Segundo Kraay (2001), a política de taxa de juro como instrumento de defesa da taxa de câmbio apresenta resultados ambíguos. Uma das razões que contribui para este resultado é o efeito endógeno da política monetária.

No seu modelo, ele estima a probabilidade de desvalorização percebida pelos especuladores como função da taxa de juro e das reservas, com o objetivo de controlar o efeito endógeno da política. Neste modelo, onde os especuladores não atualizam as suas informações em relação as reservas disponíveis para a defesa da taxa de câmbio, estando eles em equilíbrio, o aumento da taxa de juro pode ou baixar ou aumentar a probabilidade de o ataque especulativo acabar em desvalorização da moeda. Igualmente, estima-se a taxa de juro ótima definida pela autoridade monetária como função das reservas e da taxa de desvalorização da moeda, para defender a taxa de câmbio. Esta taxa define se o governo abandona ou não taxa de câmbio quando o custo de manutenção for maior do que o seu benefício para economia.

Dado que a perceção dos especuladores e a taxa de juro ótima da autoridade monetária dependem dos mesmos fundamentais, uma simples correlação entre a taxa de juro e o resultado do ataque especulativo pode ou obscurecer ou acentuar os efeitos da política monetária apertada.

O autor conclui que não encontrou claras evidências de que alta taxa de juro ajude a defesa da taxa de câmbio sobre ataque especulativo, ou que os seus efeitos perversos aumentam a probabilidade de desvalorização. Mas alerta que é prematuro considerar a política monetária é ineficiente durante o ataque especulativo.

Segundo Drazen (2003), os efeitos da política da taxa de juro na defesa da taxa de câmbio dependem do grau de comprometimento da autoridade monetária na manutenção da paridade. O modelo admite como condição de validade o desvio na paridade descoberta da taxa de juro. Neste modelo, designado de sinalização, o sucesso da defesa da paridade pela taxa de juro é conseguido apenas quando os especuladores não observarem por completo o custo de abandono do governo, mesmo que o governo apresente problemas nos fundamentais. Periodicamente, os especuladores atualizam as informações melhorando sua visão sobre os fundamentais da economia e, deste modo, eleva o custo de defesa da paridade, obrigando o governo a comparar os custos de abandono e de defesa da paridade. O sinal que a alta taxa de juro envia só é credível para os especuladores quando o choque exógeno sobre as reservas for temporário, caso contrário, a paridade não sobreviverá. O sinal positivo da taxa de juro ocorre apenas no curto prazo, pois a medida que o tempo passa o sinal torna-se negativo devido aos efeitos na economia. Assim, quando o governo tem reduzidas reservas, o sinal do aumento da taxa torna-se confuso.

O autor conclui que a sinalização pela taxa de juro apenas ilustra que o governo tem problemas com os fundamentais e que tornará custoso a defesa da paridade quando as reservas são relativamente baixas.

2.3 – Metodologia

Tanner (1999) fez a adaptação do modelo monetário da pressão do mercado cambial desenvolvido por Girton and Roper (1977) para explicar a crise cambial ocorrida na América Latina (México, Chile e Brasil) e na Ásia (Indonésia, Coreia do Sul e Tailândia), nos anos de 1990. Para Tanner, a pressão do mercado cambial é a diferença entre as taxas de crescimento da oferta e da procura da moeda, com resultados nos movimentos da taxa de câmbio e das reservas internacionais. A utilização da metodologia VAR através da função impulso resposta e do teste de causalidade a Granger é o arcabouço empírico fundamental para justificar a relação entre a política monetária (crescimento do crédito doméstico e o diferencial da taxa de juro) e a pressão do mercado cambial. No conjunto dos países, os resultados encontrados ilustram que a defesa da taxa de câmbio entendida como a estabilidade da pressão do mercado cambial é alcançada pelo aumento da taxa de juro e pela diminuição do crédito doméstico. No

entanto, o autor salienta que esta estabilidade é alcançada com maior eficácia pela diminuição do crédito doméstico comparativamente ao aumento da taxa de juro, suportando assim a teoria tradicional. Por outro lado, o aumento da pressão do mercado cambial obriga a autoridade monetária a aumentar o crédito doméstico (ao invés da sua diminuição) através da esterilização dos fluxos de reservas sugerindo ao mercado que a estabilidade cambial não é o principal objetivo de política, daí o surgimento da crise cambial. O autor conclui dizendo que os instrumentos de política monetária podem ajudar na defesa da taxa de câmbio se forem compensados pelo ajustamento da política fiscal.

Capítulo III. Metodologia e Dados

Neste capítulo vai se fazer uma abordagem do modelo monetário da pressão no mercado cambial através dos trabalhos elaborados por Tanner (1999) e Kamaly and Erbil (2000). A escolha destes trabalhos reside no facto de utilizarem a metodologia VAR para identificar os efeitos da política monetária em contexto de crise cambial nos países emergentes.

3.1 – O modelo da PMC – Pressão no Mercado Cambial

A pressão no mercado cambial que adiante passaremos a designar de PMC tem o acrónimo na língua inglesa de EMP – *exchange market pressure* - originalmente definida por Girton and Roper (1977: 541) no seu artigo seminal, consiste na soma da variação percentual da taxa de câmbio e da variação percentual das reservas internacionais líquidas divididas pela base monetária. A literatura económica classificou esta iniciativa de Girton and Roper como o modelo monetário da pressão no mercado cambial. Os autores criaram esta variável para explicar o grau de independência das autoridades monetárias na absorção dos choques no mercado cambial. Girton and Roper (1977: 538) define o grau de independência monetária como conjunto de alterações efetuadas pelas autoridades às fontes domésticas da base monetária capazes de influenciar a procura da moeda na economia. Mais adiante, os autores mencionam que se estas políticas fracassarem, então compensa-se através da intervenção oficial no mercado cambial com a venda e compra de reservas para alcançar o objetivo da taxa de câmbio fixa. Muitos outros autores têm efetuado algumas alterações ao modelo para justificar o papel da autoridade monetária no contexto de crise cambial. Dentre estes autores destacamos os artigos de Tanner (1999) e kamaly and Erbil (2000) que estabelecem a relação entre a PMC (pressão no mercado cambial) e a política monetária. kamaly and Erbil (2000: 5), apresenta o modelo monetário de PMC (pressão no mercado cambial) através da seguinte expressão⁵:

$$e - r = d - m + \pi - \pi^* + z \quad (1)$$

⁵ A demonstração do modelo monetário da pressão no mercado cambial seguida por Kamaly and Erbil(2000) bem como algumas referências do artigo de Tanner(1999) consta do anexo B.

Onde (e) é a variação percentual da taxa de câmbio nominal. A taxa de câmbio nominal é a quantidade de kwanzas por uma unidade de dólar americano. É a taxa de câmbio ao incerto; (r) é a variação das reservas internacionais líquidas em moeda doméstica dividida pela base monetária; (d) é a variação do crédito doméstico dividida pela base monetária; (m) é a variação percentual da procura nominal da moeda; (π) é a variação percentual do nível geral de preços da economia doméstica, (π^*) é a variação percentual do nível geral de preços da economia internacional (americana), e (z) é a variação percentual do desvio da paridade do poder de compra. A variação percentual do desvio da paridade do poder de compra ($z = e - \pi + \pi^*$) é a soma entre variação percentual da taxa de câmbio nominal e o diferencial das variações percentuais dos índices de preços no consumidor das economias angolana e americana.

A função da procura nominal da moeda resulta da soma entre o produto nominal⁶ e a taxa de juro ($m = \pi + \beta y - \alpha i$). Esta última expressão resulta da logaritmização da função de procura da moeda ($m = PY^\beta e^{-\alpha i}$).

Designa-se por pressão no mercado cambial $PMC = (e - r)$ como a diferença entre a variação percentual da taxa de câmbio nominal e a variação das reservas internacionais líquidas em moeda doméstica dividida pela base monetária. Se o resultado da diferença for negativo representa redução da PMC, isto entende-se como uma apreciação da moeda ou aumento do nível das reservas ou ambos movimentos. O sinal positivo significa aumento da PMC, entendida como depreciação da moeda ou redução das reservas ou ambos os movimentos.

No entanto, a equação (1) ilustra que a pressão no mercado cambial aumenta com a oferta da moeda, designadamente pelo aumento do crédito doméstico (d), e diminui pelo aumento demanda nominal da moeda precisamente, através do aumento do produto e diminuição da taxa de juro, isto é (m). Ademais, a pressão no mercado cambial torna-se constante se um aumento no crédito doméstico (d) elemento que compõe a base monetária é acompanhado pelo aumento da demanda da moeda (m), ou dito de outro modo, um aumento nas reservas internacionais (r) é acompanhada da depreciação da taxa de câmbio (e) num regime de taxa de câmbio intermédia, kemme and Lyakir (2009:

⁶ Tanner (1999: 9) argumenta que ausência do valor do PIB (produto interno bruto) na equação do modelo não afecta substancialmente os resultados. Deste modo, para o caso de Angola, não foi utilizado o valor do PIB e nem a sua proxy, o índice de produção industrial, porque não são computados dados numa frequência mensal.

8). Kamaly and Erbil (2000: 7) asseguram que no curto prazo o produto real não reage rapidamente aos estímulos de crescimento ou pelo menos torna-se muito oneroso. Assim, o crédito doméstico é a variável ao dispor dos decisores políticos que pode ser facilmente manipulada para conter a pressão no mercado cambial. Quando o crédito doméstico aumenta mantendo as outras variáveis constantes, a pressão do mercado cambial igualmente aumenta. Deste modo, a redução da pressão no mercado cambial através da diminuição do crédito doméstico ocorre quando a autoridade monetária aumenta o coeficiente das reservas mínimas de caixa (reservas obrigatórias), ou pelas operações de mercado aberto ou pela combinação de ambas.

Por outro lado, na equação (1) o aumento da taxa juro doméstica comparativamente a taxa de juro internacional mantendo-se constante outras variáveis, torna os ativos domésticos mais apetecíveis o que leva o aumento no fluxo de entrada de capitais ao país, o que por sua vez eleva o montante de reservas internacionais puxando para baixo a pressão do mercado cambial, Kamaly and Erbil (2000: 7). Mas este argumento é de certa medida questionado pelos revisionistas nomeadamente, por Furnam and Stiligtz and (1998: 83) em que o aumento da taxa de juro eleva a expectativa da depreciação futura da moeda, aumentando o custo do financiamento das empresas e do Estado, e assim aumenta o risco de incumprimentos das empresas ou a falência destas ou ainda o risco de expectativa de inflação futura. Esta expectativa de depreciação da moeda obriga os investidores estrangeiros a trocarem os ativos domésticos por moeda estrangeira. Esta ação pressiona o mercado cambial por via do aumento da taxa de câmbio (depreciação da moeda) ou da redução das reservas ou por ambos. Assim, em contexto de crise cambial, o sinal da taxa de juro na contenção da pressão do mercado cambial pode ser ambíguo, isto é, pode ser positivo suportando a teoria tradicional, ou negativo confirmando a teoria revisionista.

Outro fator crucial para caracterizar a taxa de juro é a sua composição em termos de elementos de mercado e de política. Os elementos de mercado que influenciam a taxa de juro podem surgir das expectativas dos investidores quando estes receiam que as empresas ou as autoridades governamentais não poderão remunerar as suas obrigações. O elemento de política reside fundamentalmente na capacidade da autoridade monetária definir a política da taxa de juro de modo a influenciar a atividade económica. Este comportamento da taxa de juro reduz o seu grau de exogeneidade em relação ao crédito doméstico no quadro da política monetária. Pois que, a taxa de juro ao ser influenciada

por fatores de mercado e de política, não estará na sua totalidade ao sabor das decisões das autoridades monetárias.

A equação (1) inclui variáveis que não estão sob domínio da autoridade monetária designadamente o desvio da paridade do poder de compra e a taxa de inflação americana. O desvio da paridade do poder de compra também é designado de taxa de câmbio real (Copeland, 2010: 66). O aumento do desvio da paridade do poder de compra significa menos competitividade da economia doméstica em relação ao exterior o que obriga os agentes a utilizar mais reservas nas suas relações com o exterior, isto é, mais compras de ativos no exterior aumentando deste modo a pressão no mercado cambial. O sinal negativo da taxa de inflação americana significa que quando ela aumenta, os bens e ativos na economia americana tornam-se mais caros comparativamente à economia doméstica, o que obriga os agentes domésticos a reduzirem a procura por moeda americana para investir no exterior e conseqüentemente puxa a pressão do mercado cambial para baixo.

3.2 – Metodologia VAR

Sims (1980) citado por Gujarati (2011: 778) diz que a metodologia VAR consiste em considerar todas as variáveis do modelo da mesma forma quando há problema de simultaneidade, assim não há variáveis endógenas nem variáveis exógenas no sistema. Para o trabalho adotou-se a metodologia VAR seguida por Tanner (1999: 9) por esta conseguir explicar a relação entre a política monetária e a pressão no mercado cambial nos dois sentidos, ou seja, a influência da política monetária na PMC e vice-versa, isto é, a influência da PMC na política monetária através da função impulso resposta e do teste de causalidade à Granger. Esta relação bidirecional não se consegue detetar com a metodologia OLS, pois que é comum a existência bidirecional nas relações entre variáveis económicas. Ademais, não se testou a relação de cointegração entre a política monetária e a pressão no mercado cambial porque a amostra é não é suficientemente grande, isto é, são apenas de 10 (dez) anos.

O sistema VAR será composto por três variáveis endógenas. As variáveis endógenas são nomeadamente, a variação do crédito doméstico dividida pela base monetária, o diferencial da taxa de juro e a pressão no mercado cambial. A ordem das variáveis

endógenas no sistema VAR é feita pelo grau de exogeneidade assumido anteriormente (secção 3.1). O grau de exogeneidade refere-se à capacidade de as autoridades disporem de grande autonomia na definição e composição da variável. Assim, inserimos em primeiro lugar o crédito doméstico por ser a variável que a autoridade monetária dispõe na totalidade e em seguida o diferencial da taxa juro por último a pressão no mercado cambial.

Ademais, adotou-se também a utilização de duas variáveis exógenas que são nomeadamente, a taxa de inflação americana e o desvio da paridade do poder de compra. Este trabalho segue Kamaly and Erbil (2000: 8) ao assumir que as duas variáveis exógenas não são negligenciáveis. Estas variáveis, ao contrário das variáveis endógenas, não estão sob domínio da autoridade monetária doméstica porque estamos em presença de uma economia pequena que é tomadora de preços, ou seja, não tem capacidade de influenciar a oferta e a procura dos bens transacionáveis. Assim, o sistema VAR pode ser escrito da seguinte forma:

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{(t-1)} + A_2 Y_{(t-2)} + \dots + A_n Y_{(t-n)} + B_1 Z_t + C_1 \pi_t^* + \mu_t \quad (2)$$

Onde, Y_t representa a matriz (3 x 1) das variáveis endógenas (d , ϕ , PMC), nomeadamente, a variação do crédito doméstico dividida pela base monetária, d , o diferencial da taxa de juro entre os títulos do Tesouro angolano a 91 dias e os títulos do Tesouro americano a 3 meses, ϕ , e a pressão no mercado cambial que é a diferença entre a variação percentual da taxa de câmbio e a variação das reservas internacionais disponíveis no Banco Nacional de Angola dividida pela base monetária, **PMC**. A_0 é a matriz (3 x 1) dos interceptos, A_i e a matriz (3 x 3) dos coeficientes angulares das variáveis endógenas, B_1 é a matriz (3 x 1) representa os coeficientes do desvio da paridade do poder de compra Z_t , C_1 é a matriz (3 x 1) representa os coeficientes da inflação americana π_t^* e μ_t é a matriz (3 x 1) representa os termos do erro.

À semelhança dos estudos feitos pelos autores que abordam o modelo da PMC através da metodologia VAR, adotou-se o diferencial da taxa de juro por conseguir captar os efeitos da volatilidade da taxa de juro internacional na economia doméstica.

A função impulso resposta permite identificar o impacto que os choques do erro das variáveis exercem sobre o sistema de equação. Através desta função pode-se assumir o

grau de exogeneidade dos instrumentos de política monetária de acordo com decomposição cholesky que impõe restrições a matriz de variância e covariância dos termos do erro. A decomposição de Cholesky consiste em impor numa matriz de tipo $(n \times n)$ restrições numa quantidade de $(nxn - n)/2$, tornando numa matriz triangular com os elementos acima da diagonal principal iguais a zero (Enders, 2010: 307). O caso do modelo em concreto, a matriz dos termos do erro contém (3×3) e pode originar $(3*3 - 3)/2 = 3$ restrições. Estas restrições representam os coeficientes das covariâncias entre d e ϕ , entre d e PMC, e entre ϕ e PMC. Assim, a equação do crédito apenas é influenciada pelo próprio erro. A equação do diferencial da taxa de juro é influenciada pelo próprio erro e pelo erro do crédito doméstico. E finalmente, a equação da pressão do mercado cambial é influenciada pelo seu erro e pelos erros do crédito doméstico e do diferencial da taxa de juro. O objetivo de impor restrições permite a identificação da componente exógena de cada variável em relação as demais. O critério de impor restrições atende ao princípio económico. Para o nosso caso em concreto, no conjunto dos instrumentos de política monetária, decidiu-se definir o crédito doméstico como variável mais exógena porque contém apenas aspetos que dependem da vontade dos decisores políticos. O diferencial da taxa de juro considera-se menos exógena em relação ao crédito doméstico por conter elementos tanto de política como de mercado. E finalmente, considerou-se a PMC com reduzido nível de exogeneidade, por se tratar da variável que se espera ser influenciada pela política monetária (Kamaly and Erbil, 2000: 9).

Os elementos que compõem a pressão no mercado cambial apresentam o mesmo peso, isto é, metade para variação percentual da taxa de câmbio e metade para a variação das reservas internacionais dividida pela base monetária. Deste modo, para identificarmos qual das variáveis do PMC exerce o maior esforço para o ajustamento seguimos Kamaly and Erbil, (2000: 8), através do coeficiente de variação. O coeficiente de variação é uma medida de dispersão que resulta da razão entre o desvio padrão e a média da variável. Esta medida serve para comparar grandezas com características diferentes. Assim, a variável que apresentar o maior coeficiente de variação será a mais volátil, e aquela exercerá o maior esforço para o ajustamento. Se o coeficiente de variação da taxa de câmbio for maior do que o coeficiente de variação das reservas, o país apresenta uma maior autonomia na definição da política monetária. Isto significa que o ajustamento da pressão no mercado cambial não é feito somente à custa das reservas, mas também, pelos instrumentos de política monetária. O inverso, o coeficiente de variação da taxa de

câmbio menor do que o coeficiente de variação das reservas, o país não tem autonomia na política monetária, o ajustamento da pressão no mercado cambial é feito significativamente pela redução das reservas.

3.3 – Abordagem dos Dados

Os dados de base do trabalho foram todos extraídos do portal do Instituto de Estatísticas Financeiras do Fundo Monetário Internacional (IFS – FMI) e do Banco Nacional de Angola. Considerou-se o período de dezembro de 2006 até janeiro de 2017, 122 observações mensais. Para o crédito doméstico foi considerada o saldo constante no reporte do sector bancário consolidado (banco central e outras instituições financeiras bancárias), as reservas internacionais e a base monetária foram adotados os saldos do reporte do banco central. A taxa de câmbio (saldo do final do mês), o nível geral de preço de Angola, referem-se aos respetivos reporte da base de dados do IFS-FMI. As taxas de juro dos bilhetes do Tesouro angolano e do banco central a 91 dias foram retiradas do Departamento de Mercados e Ativos (DMA), e do Departamento de Estatística (DES) do BNA. Os dados referentes a economia americana, nomeadamente, a taxa de juro dos títulos do Tesouro americano a três meses e o nível geral de preços foram igualmente retirados dos reportes do IFS-FMI.

Considerou-se a taxa de juro dos títulos do tesouro a 91 dias por ser a referência no mercado financeiro, isto é, as aplicações dos bancos à economia real são influenciadas por esta taxa. Ademais, ela representa também a preferência dos investidores nacionais ao risco de investimentos não financeiros.

A variável designada de φ , é o diferencial entre a taxa de juro dos títulos do tesouro (BT) ou do banco central (TBC) angolano a 91 dias e os títulos do tesouro americano a 3 meses. No caso de Angola, o BT e TBC tinham a mesma taxa de juro. Ao longo do período em análise, o Tesouro angolano foi intermitente na emissão de títulos. O banco central angolano tinha o poder de emitir títulos para a execução da política monetária. Assim, assistiu-se desde 2002 até 2010, a emissão de BT (bilhetes do Tesouro) e TBC (Títulos do Banco Central) em simultâneo com as mesmas maturidades e taxas de juro, mas com objectivos diferentes. O Tesouro angolano utilizava esta emissão para cobrir o défice orçamental enquanto o banco central utilizava como instrumento de política

monetária. Como as taxas coincidem então consideramos perfeitamente substituíveis e passíveis de serem adotadas na série do diferencial da taxa de juro.

Assim, estes dados servirão para efetuar a análise ao modelo pela metodologia VAR. No capítulo a seguir, estimaremos a equação e efetuaremos a análise da função impulso resposta e dos testes de causalidade a granger para responder as questões iniciais.

Capítulo IV. Apresentação e Discussão dos Resultados

A discussão dos resultados passará pela estacionariedade das variáveis (tabelas C1 e C2, página 57), identificação do número de defasamentos ótimo do modelo, a estimativas dos parâmetros e seus indicadores (tabelas C3 e C4, páginas 59 e 60) passando pela função impulso resposta (figuras D1 a D6, páginas 61 a 63; tabelas D1 a D3, página 64) e o teste de causalidade à Granger (tabela C5, página 60), e o coeficiente de variação (tabela C6, página 60). Todos os resultados ilustrados nestas tabelas e gráficos estão contidos nos anexos. Neste modelo utilizamos duas variáveis dummies para mitigar o efeito *outliers* dos dados. Assim, para a *dummy01* e *dummy02* escolhemos os meses de abril de 2009 e janeiro de 2010 respectivamente.

4.1 - Teste de Estacionariedade

As variáveis foram submetidas aos testes de estacionariedades com base no *Augmented Dickey-Fuller*(ADF) e no de *Phillip-Perron* (PP) tabelas C1 e C2 respectivamente (página 57). Assim como está ilustrado nestas tabelas (C1 e C2), a variação do crédito doméstico (*d*) e a pressão no mercado cambial(PMC) atingem a estacionariedade em níveis, bem como as variáveis exógenas nomeadamente, o desvio da paridade do poder de compra (*dppc*) e a taxa de inflação americana (*ipceua*) com um nível de significância de 1%. No entanto, a taxa de juro ($\Delta\phi$) não é estacionária em níveis. Esta variável só alcança a estacionariedade em primeiras diferenças com um nível de significância de 1%. A interpretação do teste de estacionariedade deve ser feita da seguinte forma; se o valor da estatística de *Augmented Dickey-Fuller*(ADF) ou de *Phillip-Perron* (PP) for maior do que os valores críticos da distribuição tau (τ) a 5% e a 1%, ou igualmente, se o valor da probabilidade (*p-value*) da correspondente estatística for menor do que 0,05, então pode-se afirmar que as variáveis são estacionárias. Nesta tabela podemos verificar que todas as variáveis apresentam o valor da estatística ADF e PP muito maior do que os valores críticos definidos a 5% e a 1%.

A estatística de Darbin-Watson (DW) nas variáveis crédito doméstico, variação em 1ª ordem do diferencial da taxa de juro, e a pressão no mercado cambial situa-se no intervalo de 1,80 a 2,08; valor ideal para assumirmos que as variáveis não apresentam a

correlação serial (tabelas C1 e C2, página 57). Ausência de correlação serial é um indicador importante para considerarmos que o modelo em causa pode explicar a relação entre as variáveis.

Ao observarmos as figuras C1 e C2 (página 56), verificamos que a pressão no mercado cambial segue fortemente o padrão do comportamento da variação do crédito doméstico do que da variação em 1ª ordem do diferencial da taxa de juro. A partir desta perspetiva, podemos aferir que a pressão é influenciada significativamente pelo crédito doméstico.

4.2 – Número de Desfasamento no Modelo

Para identificar o número de desfasamentos (*lags*) ótimo no modelo utilizou-se os critérios de informação nomeadamente, o AIC (*Akaike information criterion*), SIC (*Schwarz information criterion*), HQ (*Hanna-quiny information criterion*), PFE (*Final prediction error*). Estes não apresentam unanimidade na identificação do desfasamento ótimo (ver figura C3, página 58)⁷. Assim, recorreu-se o sentido de parcimónia, isto é, estimar o modelo adicionando desfasamentos para escolher aquele que minimiza o valor do critério de informação AIC. Este procedimento permitiu identificar três desfasamentos como o número ótimo.

4.3 – Equações do Modelo

Os resultados da estimação encontram-se na tabela C3 na página 59. De seguida, vamos fazer análise individual das equações que compõem o modelo, identificando os indicadores como o R-quadrado, R-quadrado ajustado e a estatística F, passando pela análise dos resíduos e a interpretação dos parâmetros. As variáveis dummies são significativas somente na equação do crédito doméstico com a estatística t de 3,26 e 4,34 respetivamente (tabela C3, página 59).

⁷ O trabalho inclui a tabela dos critérios de informação (figura C3, página 58) para identificar o número de desfasamento ótimos incluindo as variáveis endógenas e exógenas. Foi testado o modelo apenas com as variáveis endógenas (mas não apresentado no trabalho) e os resultados foram os mesmos, isto é, três desfasamentos.

4.3.1 – Equação do Crédito Doméstico

A equação da variação do crédito doméstico dividida pela base monetária apresenta o R-quadrado, R-quadrado ajustado (0,35; 0,27) tabela C4 (página 60), respetivamente, ilustrando o problema de omissão de variáveis. No entanto, a estatística F tem o valor 4,26 com a probabilidade de 0,00 menor do que um nível de significância de 0,05, a equação está bem ajustada, isto significa que o conjunto das variáveis que compõem a equação conseguem explicar o crescimento do crédito doméstico. Os resíduos da equação do crédito doméstico não são correlacionados e são homocedásticos (figuras E1 e E2, páginas 65 e 66). Assim, comecemos por analisar os parâmetros das variáveis (três parâmetros por cada variável). Os dois primeiros parâmetros do diferencial da taxa de juro são significativos, sendo o primeiro negativo e o segundo positivo e com a estatística t de 2,03 e 2,35 respetivamente (tabela C3, página 59). Esta variável dá-nos um sinal contraditório, o que permite a seguinte interpretação. Inicialmente (o sinal negativo) está de acordo com a teoria tradicional, quando a autoridade monetária aumenta o diferencial da taxa de juro diminui o crédito doméstico. Assim, o aumento do diferencial da taxa de juro apresenta dois efeitos; a) - torna os ativos domésticos mais baratos e com uma taxa de rendibilidade mais elevada, b) – eleva o preço da moeda doméstica no mercado de crédito. O primeiro efeito, tem como consequência a entrada de capitais ou pelo menos atrair os capitais especulativos nos países que apresentam problemas nos fundamentais. O segundo efeito, o encarecimento do crédito reduz o refinanciamento das empresas e o produto interno. Estes efeitos ajudam a reduzir o crédito doméstico. Mais a medida que o tempo passa, a autoridade percebe que o efeito desejado não é alcançado, porque o mecanismo de transmissão da taxa de juro não é eficiente, ou seja, o aumento da taxa de juro produz não inibe o crescimento do crédito doméstico. Dos três, apenas um parâmetro da pressão no mercado cambial é significativo e tem sinal negativo, com a estatística t de 2,01 (tabela C3, página 59). Assim, o parâmetro negativo ilustra que o aumento da pressão do mercado cambial reduz o montante do crédito doméstico. A autoridade monetária ao verificar que o mercado cambial está sob pressão, reduz o crédito doméstico através das operações de mercado aberto mantendo o compromisso com a estabilidade taxa de câmbio. Esta situação está de acordo com a teoria tradicional. Os parâmetros do desvio da paridade do poder de compra e da taxa de inflação americana apresentam a estatística t de 1,07 e 2,60 respetivamente (tabela C4, página 60). O parâmetro desvio da paridade do poder de

compra não é significativo, por isso não é feita a sua análise. O sinal negativo do parâmetro significativo da taxa de inflação americana sugere que quando este aumenta o crédito doméstico diminui porque os preços dos bens transacionáveis americanos tornam-se mais caros o que obriga os importadores angolanos a utilizar mais reservas internacionais para adquiri-los. As reservas disponibilizadas pela autoridade monetária vão reduzir o valor do crédito doméstico.

4.3.2 – Equação do Diferencial da Taxa de Juro

A equação da variação percentual do diferencial da taxa de juro apresenta o R-quadrado, R-quadrado ajustado e a estatística F maiores (0,23; 0,14 e 2,41), tabela C4, página 60. Esta equação também tem um R-quadrado menor o que ilustra o problema de omissão de variáveis, ainda assim, a equação está bem ajustada porque a probabilidade de rejeitar o valor da estatística F é de 0,007 menor do que o nível de significância de 0,05 ou 5%. Os resíduos da equação do diferencial da taxa de juro não são correlacionados, e também são homocedásticos (figuras E3 e E4, páginas 67 e 68). Apenas um dos três parâmetros do crédito doméstico é significativo, positivo e com o valor da estatística t de 2,84 (tabela C3, página 59). Esta significância ilustra que o aumento do crédito doméstico induz a autoridade monetária a aumentar o diferencial da taxa de juro. Esta relação mostra que a autoridade monetária está comprometida com o controlo a taxa de inflação. Estamos em presença de uma política monetária contracionista. Todos os parâmetros da pressão no mercado cambial não são significativos com o valor da estatística t inferior a 2 (tabela C3, página 59). Isto significa que a pressão não influencia o diferencial da taxa de juro. Os parâmetros do desvio da paridade do poder de compra (a taxa de câmbio real) e da taxa de inflação americana não são significativos com a estatística t de 1,58 e 1,80 respetivamente (tabela C4, página 60).

4.3.3 – Equação da Pressão no Mercado Cambial

A equação da pressão no mercado cambial apresenta o R-quadrado, R-quadrado ajustado e a estatística F menores (0,36; 0,28 e 4,41), tabela C4, página 60. Assim, também esta equação à semelhança das duas equações anteriores, crédito doméstico e

diferencial da taxa de juro, continua a apresentar o problema de omissão de variáveis, mas está bem ajustada porque a probabilidade de rejeitar o valor da estatística F é de 0,000 menor do que o nível de significância de 0,05 ou 5%. Os resíduos da equação da pressão no mercado cambial não são correlacionados e são homocedásticos (figuras E5 e E6, páginas 69 e 70). Um dos três parâmetros do crédito doméstico é significativo, e positivo (tabela C3, página 59). Quando o crédito doméstico aumenta instiga nos investidores o sentimento de que as autoridades não vão segurar a taxa de câmbio o que leva ao aumento da pressão no mercado cambial. Esta pressão se resume na depreciação da taxa de câmbio ou na redução das reservas internacionais ou em ambas variáveis. Isto sustenta a teoria tradicional. Os parâmetros do diferencial da taxa de juro não são significativos com a estatística t menor do que 2 (tabela C3, página 59). Aqui, também a interpretação que se impõe é que o diferencial da taxa juro não influencia a pressão do mercado cambial. O parâmetro do desvio da paridade do poder de compra não é significativo com a estatística t de 0,61 (tabela C4, página 60). O parâmetro da taxa de inflação americana é negativo e significativo com a estatística t de 2,49 (tabela C4, página 60). A taxa de inflação americana ao aumentar torna os bens americanos mais caros o que reduz a pressão no mercado cambial. A explicação para este facto reside na necessidade dos agentes económicos paulatinamente substituírem os bens importados da economia americana por produtos similares encontrados na economia local.

Agora vamos explicar a relação entre a política monetária e a pressão no mercado cambial através da função impulso resposta e do teste de causalidade à Granger.

4.4 – Abordagem da Função Impulso Resposta e o Teste de Causalidade à Granger

A função impulso resposta representa a resposta ao impacto dos choques exógenos dos termos do erro que têm sobre as variáveis do sistema de equações durante um determinado de tempo. Cavalcanti (2010: 254) citando (Granger 1969) diz *que uma variável X causa a 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*. Assim, vamos verificar se as variáveis do modelo ajudam a prever os seus comportamentos num horizonte de 12 meses.

4.4.1 – Reação do Diferencial da Taxa de Juro a um Choque do Crédito Doméstico

A reação a um choque do crédito doméstico no diferencial da taxa de juro é contemporâneo. Esta reação torna-se positiva e significativa no terceiro mês com um valor da estatística t de 2,66 (figura D1 e tabela D1, nas páginas 61 e 64 respetivamente). Assim, um choque exógeno (aumento) do crédito doméstico despoleta na autoridade monetária o sentimento de compromisso com a taxa de inflação obrigando-a a aumentar o diferencial da taxa de juro. No entanto, os efeitos dos períodos desfasados do crédito doméstico causam à granger, ou seja, ajudam a explicar a previsão do comportamento do diferencial da taxa de juro tendo apresentado o valor da estatística F de 3,43 que tem uma probabilidade de 1,96% menor do que o nível de significância de 5% (tabela C5, página 60). Assim, o choque do crédito doméstico ao diferencial da taxa de juro está de acordo com a teoria tradicional em que o aumento do crédito doméstico impulsiona a autoridade monetária a elevar o diferencial da taxa de juro para conter as expectativas de inflação futura.

4.4.2 – Reação da Pressão no Mercado Cambial a um Choque do Crédito Doméstico

A reação a um choque do crédito doméstico na pressão do mercado cambial é contemporâneo, positivo e significativo no primeiro, quarto e sétimo mês com as seguintes estatísticas t : 5,42; 4,17 e 2,01 (figura D2 e tabela D1, nas páginas 61 e 64 respetivamente), ocorrendo nos sete primeiros meses. No entanto, os efeitos dos períodos desfasados do crédito doméstico causam à granger, ou seja, ajudam a explicar a previsão do comportamento da pressão do mercado cambial tendo apresentado o valor da estatística F de 2,76 que tem uma probabilidade de 4,55% menor do que o nível de significância de 5% (tabela C5, páginas 60). Assim, se pode justificar que o aumento do crédito doméstico eleva a pressão no mercado cambial via depreciação da taxa de câmbio ou redução das reservas internacionais ou em ambas as variáveis suportando a teoria tradicional.

4.4.3 – Reação do Crédito Doméstico a um Choque do Diferencial da Taxa de Juro

A reação a um choque do diferencial da taxa de juro ao crédito doméstico é negativo e não contemporâneo. Apresenta desfasamento de um período, sendo significativo no segundo mês com um valor da estatística t de 2,02 (figura D3 e tabela D2, nas páginas 62 e 64 respetivamente). No entanto, os efeitos dos períodos desfasados do diferencial da taxa de juro ainda causam à granger, ou seja, ajudam a explicar a previsão do comportamento do crédito doméstico tendo apresentado o valor da estatística F de 2,66 que tem uma probabilidade de 5,12% ligeiramente maior do que o nível de significância de 5% (tabela C5, página 60). Mesmo assim, pode-se inferir que o aumento do diferencial da taxa de juro reduz o crédito doméstico suportando a teoria tradicional. Nesta situação, ao contrário do argumento utilizado por Tanner (1999: 31) estamos em presença do domínio do efeito de liquidez sobre o efeito Fisher. A literatura económica define o efeito de liquidez como a relação inversa entre a taxa de juro e o crédito doméstico. Por outro lado, o efeito Fisher verifica-se nas economias com elevados níveis de inflação. Este efeito consiste no princípio de que quando a taxa de juro real cai a taxa de inflação esperada aumenta fazendo com que o aumento da taxa de juro nominal não tenha efeito dissuasor significativo na procura da moeda. Assim, pode-se assistir na economia o aumento da taxa de juro e o conseqüente aumento do crédito doméstico.

4.4.4 – Reação da Pressão no Mercado Cambial a um Choque Diferencial da Taxa de Juro

A reação a um choque do diferencial da taxa de juro na pressão do mercado cambial é negativo, contemporâneo e significativo no quinto mês com um valor da estatística t de 2,18 (figura D4 e tabela D2, nas páginas 62 e 64 respetivamente). No entanto, os efeitos dos períodos desfasados do diferencial da taxa de juro não causam à granger, ou seja, não ajudam a explicar a previsão do comportamento da pressão no mercado cambial tendo apresentado um valor da estatística F de 0,30 que tem uma probabilidade de 82,2% maior do que o nível de significância de 5% (tabela C5, página 60). Mesmo assim, pode-se inferir que o aumento do diferencial da taxa de juro ajuda a reduzir a pressão no mercado cambial, suportando a teoria tradicional. De acordo com os

defensores da teoria tradicional argumentam que o aumento do diferencial da taxa de juro incentiva a entrada de capitais na economia doméstica porque torna os ativos domésticos mais lucrativos (baixo preço e alta taxa de rentabilidade) em relação ao resto do mundo.

4.4.5 – Reação do Crédito Doméstico a um Choque da Pressão no Mercado Cambial

A reação a um choque da pressão do mercado cambial ao crédito doméstico é negativo e não contemporâneo. Apresenta desfasamento de um período sendo significativo no terceiro mês com o valor da estatística t de 2,08 (figura D5 e tabela D2, nas páginas 63 e 64 respetivamente). No entanto, os efeitos dos períodos desfasados da pressão no mercado cambial não causam à granger, ou seja, não ajudam a explicar o comportamento do crédito doméstico tendo apresentado um valor da estatística F de 0,36 que tem uma probabilidade de 78,1% maior do que o nível de significância de 5% (tabela C5, página 60). Mesmo assim, pode-se inferir que o aumento da pressão do mercado cambial leva a autoridade monetária a diminuir o crédito doméstico. Esta situação está de acordo com a teoria tradicional. A diminuição do crédito doméstico tem como principal instrumento o aumento do coeficiente das reservas mínimas de caixa (reservas obrigatórias) junto do banco central. Durante os últimos dois anos o BNA aumentou o coeficiente das reservas mínimas de caixa (reservas obrigatórias) por três vezes, passando de 12,5% para 30%. Esta medida tem forte impacto na estratégia de política de crédito do sistema financeiro. Com poucos recursos, os bancos veem-se obrigados a racionalizar os fundos para concessão de créditos para respeitarem as exigências do banco central.

4.4.6 – Reação do Diferencial da Taxa de Juro a um Choque da Pressão no Mercado Cambial

A reação a um choque da pressão no mercado cambial no diferencial da taxa de juro é negativa e não contemporânea. No entanto, não apresenta nenhum período significativo com os valores da estatística t menores do que 2 (figura D6 e tabela D3, nas páginas 63

e 64 respetivamente). Por outro lado, os efeitos dos períodos desfasados da pressão do mercado cambial não causam à granger, ou seja, não ajudam a explicar a previsão do comportamento do diferencial da taxa de juro tendo apresentado um valor da estatística F de 0,51 que tem uma probabilidade de 67,7% maior do que o nível de significância de 5% (tabela C5, página 60). O que se pode inferir deste resultado é que o aumento da pressão no mercado cambial não pressiona a autoridade monetária a movimentar o diferencial da taxa de juro sinalizando pouca eficiência deste instrumento de política monetária na absorção dos choques da pressão no mercado cambial. Essa pouca eficiência está associada a imperfeita substituibilidade dos títulos angolanos pelos americanos devido ao elevado risco percebido pelos investidores em relação aos primeiros. Assim, esta situação está de acordo a ideia de Obstfeld and Rogoff (1995: 74) que diz que a taxa de câmbio não deve ser vista como centro da política monetária mais sim, como um instrumento indicativo.

Os resultados da tabela C6 (página 60) mostram que o coeficiente de variação da taxa de câmbio (3,42) é menor do que o coeficiente de variação das reservas (3,79). Isto significa que o Banco Nacional de Angola tem procurado sistematicamente colocar no mercado cambial reservas para ajustar a pressão demonstrando que os demais instrumentos de política monetária não são suficientes para conter a pressão. Por outro lado, esta relação mostra que autoridade monetária apesar de não definir um regime cambial, considera o controlo da taxa de câmbio como um objetivo para alcançar a estabilidade macroeconómica.

Conclusão

A pergunta inicial deste trabalho pretende saber o efeito das medidas de política monetária em contexto de crises cambiais, mais precisamente, como o banco central angolano utiliza as medidas de política monetária para reagir ao efeito da crise cambial. Para percebermos este fenómeno subdividimo-la em pequenas questões e procuramos responde-las de acordo com os aspetos teóricos e empíricos. Assim, a utilização do modelo da pressão do mercado cambial afigurou-nos o mais adequado para avaliar o efeito da política monetária no mercado cambial porque podemos verificar o impacto na taxa de câmbio e no nível das reservas internacionais. Os resultados empíricos deste modelo podem ser lidos em duas óticas: a) – pela leitura dos sinais dos parâmetros significativos das equações, e b) – pela função impulso resposta. Pela leitura dos sinais dos parâmetros das equações, podemos aferir que na equação da pressão do mercado cambial, o crédito doméstico apresenta sinal positivo como era esperado. Mas, os parâmetros do diferencial da taxa de juro não são significativos ilustrando uma fraca influência deste instrumento de política monetária no combate a pressão cambial, este resultado não suporta nem a teoria tradicional nem a revisionista. E pela função impulso resposta, o crédito doméstico e o diferencial da taxa de juro, os dois instrumentos de política monetária escolhidos impactam a pressão no mercado cambial de acordo com a teoria tradicional. O aumento do crédito doméstico aumenta a pressão no mercado cambial, e o aumento do diferencial da taxa de juro reduz a pressão no mercado cambial. Os resultados ilustram que estes dois instrumentos isoladamente têm impactos diferenciados na defesa da taxa de câmbio. Ora vejamos, o crédito doméstico tem maior impacto na pressão do mercado cambial comparativamente ao diferencial da taxa de juro porque o teste de causalidade à Granger é significativo para o primeiro elemento de política monetária do que para o segundo. Isto confirma o princípio de que o crédito doméstico é uma variável de domínio da autoridade monetária, enquanto o diferencial da taxa de juro é uma variável que combina elementos de política e de mercado. Ainda assim, para defender a taxa de câmbio, o Banco Nacional de Angola (BNA) tem aumentado nestes últimos dois anos com uma certa regularidade o coeficiente das reservas mínimas de caixa e a taxa de juro de modo a influenciar a massa monetária. No entanto, a pressão no mercado cambial apenas afeta um dos instrumentos de política monetária (o crédito doméstico). O sinal do parâmetro da pressão no mercado cambial na equação do crédito doméstico é negativo e significativo. O BNA ao verificar que o

mercado cambial está sob pressão, reduz o crédito doméstico através do racionamento de fundos ao sector bancário via operações de mercado aberto mantendo o compromisso com a estabilidade taxa de câmbio. Esta situação está de acordo com a teoria tradicional. E o sinal dos parâmetros da pressão no mercado cambial na equação do diferencial da taxa de juro não são significativos. Por isso, consideramos inconclusivo o impacto da pressão do mercado cambial no diferencial da taxa de juro. Esta conclusão pode ser validada através da função impulso resposta e pelo teste da causalidade à Granger, que ilustram não existir relação entre as duas variáveis.

Assim, verificada a significância dos parâmetros dos instrumentos da política na equação da pressão do mercado cambial, bem como as respetivas funções de impulso resposta conclui-se que a posição da política monetária seguida pelo BNA na defesa da taxa de câmbio ilustra um vínculo mais associado ao crédito doméstico do que ao diferencial da taxa de juro. Isto é justificado pela capacidade do primeiro instrumento de política monetária reagir ao impacto da pressão do mercado no sentido tradicional ao contrário do diferencial da taxa de juro.

Em Angola, o regime da taxa de câmbio pertence a classe dos *soft pegs* que têm permitido uma estabilidade no mercado cambial mais à custa das reservas internacionais do que pela desvalorização taxa de câmbio em si. Isto foi verificado pelo coeficiente de variação dos elementos que compõem a pressão no mercado cambial. Esta medida tem sido sustentada devido a entrada no país de receitas petrolíferas. Com a redução do preço do petróleo no mercado internacional nos últimos dois anos, temos assistido alguma depreciação controlada da taxa de câmbio, mas não o suficiente para tornar a política monetária mais autónoma. Apesar da política monetária seguida pelo BNA não ser uma política de regra, mas sim, uma política discricionária, ainda assim, ilustra pouca autonomia em contexto de crise cambial porque permite reduzir as reservas ao invés de liberalizar a taxa de câmbio. Esta dificuldade das autoridades angolana reside no facto da economia apresentar problemas nos seus fundamentais. A estabilidade macroeconómica é conseguida fundamentalmente através do controlo da taxa câmbio. Este controlo exige a introdução no mercado cambial de elevadas quantidades de moeda estrangeira.

A independência do banco central seria um fator mitigador de uma crise cambial. Ela dá autonomia a autoridade monetária para exigir do governo um comprometimento com a estabilidade do crédito doméstico como variável que impacta a pressão cambial.

Em suma, a política monetária em Angola influencia no sentido tradicional a pressão no mercado cambial, mas a pressão no mercado cambial é tratada diferenciadamente pela autoridade monetária.

Outro desafio para os pesquisadores seria a necessidade de modelar um índice mensal de restrições cambiais adaptável ao modelo monetário de pressão no mercado cambial para avaliar o seu impacto em países como Angola que apresentam elevadas medidas restritivas.

Referências bibliográficas

- Calvacanti, Marco A.F.H (2010), “Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência”, *Economia Aplicada*, XIV (2), pp. 251-260.
- Copeland, Laurence (2008), *Exchange Rates and International Finance*, fifth edition, Prentice Hall, Financial Times, London, United Kingdom.
- Drazen, Allan (2003), “Interest rate defense against speculative attack as a signal. A primer”, *Managing Currency Crises in Emerging Markets*, Chicago, National Bureau of Economic Research, pp. 37-59.
- Enders, Walter (2010), *Applied Econometric time series*, third edition, John Wiley & Sons, Inc, United States of America
- Flood, Robert P. and Peter M. Garber (1984), “Collapsing exchange rate regimes: some linear examples”, *Journal of International Economics*, XVII, pp. 1-13.
- Flood, Robert P. et al.(1996), “Collapsing exchange rate regimes: another linear example”, *Journal of International Economics*, XLI, pp. 223-234.
- Flood, Robert P. and Olivier Jeanne (2005), “An interest rate defense of a fixed exchange rate?”, *Journal of International Economics*, LXVI, pp. 471-484.
- FMI – Fundo Monetário Internacional, “Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions-2014”, 2014, International Monetary Fund, Washington D.C.
- Frankel, Jeffrey A. and Andrew K. Rose (1996), “Currency crashes in emerging markets: an empirical treatment”, *International Finance Discussion Papers*, (534), pp. 1-28.
- Franco, Francesco et al.(2015), “Exchange rate pressure in Angola”, *Novafrica*, Working Papers 1502, pp. 1-27
- Furman, Jason and Joseph E. Stiglitz (1998), “Economic crises: evidence and insights from East Asia”, *Brookings Papers on Economic Activity*, II, 1-114.
- Girton, Lance and Don Roper (1977), “A Monetary model of exchange pressure applied to the postwar canadian experience”, *The American Economic Review*, LXVII (4), pp. 537-548.
- Gujarat, Damodar N. and Dawun C. Porter (2011), *Econometria Básica*, 5ª edição, Editora: McGraw Hill na Bookman, traduzido por: AMGH Editora Ltda, Porto Alegre – Brasil.
- Kamaly, Ahmed and Nesse Erbil (2000), “A VAR analysis of exchange market pressure: a case study for the MENA region”, Working Papers 2025, pp. 1-25
- Kaminsky, Graciela et al. (1998), “Leading indicators of currency crises”, *IMF Working Papers*, CXIV(1), pp. 1-48.

- Kemme, David and Gennady Lyarkir (2009), “From peg to float: exchange market pressure as a guide for monetary policy in the Czech Republic”, Researchgate. Disponível em: [http:// https://www.researchgate.net/publication/228662434](http://https://www.researchgate.net/publication/228662434)
- Kraay, Aart (2001), “Do High Interest Rates Defend Currencies During Speculative Attacks?”, *The World Bank*, (online), 1-30. Disponível <http://siteresources.worldbank.org/DEC/Resources/InterestRateDefenseAcceptedFeb2002.pdf>
- Krugman, Paul (1979), “A model of balance-of-payments crises”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, XI (3), pp. 311-325.
- Lahiri, Amartya and Carlos A. Végh (2000), “Delaying the inevitable: optimal interest rate policy and BOP crises”, *National Bureau of Economic Research*, pp. 2-48. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w7734>.
- Leão, Emanuel et al. (2011), “*Política monetária e mercados financeiros*”, 2ª edição, Edições Sílabo, Lisboa, Portugal
- Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff (1995), “The mirage of fixed exchange rates”, *Journal of Economic Perspective*, IX (04), pp. 73-96.
- Reinhart, Carmen M. and Kenneth S. Rogoff (2004), “The modern history of exchange rate arrangements: a reinterpretation”, *Quarterly Journal of Economics*, CXIX (1), 1-48.
- Solé, Juan (2011), “Interest rate defenses of currency pegs”, *International Economic Journal*, XXV (03), pp. 431-464.
- Tanner, Evan (1999), “Exchange market pressure and monetary policy – Asia and Latin America in 1990s”, *IMF Working Papers*, CXIV, pp. 1-42.
- Tanner, Evan (2002), “Exchange market pressure, currency crises and monetary policy: additional evidence from emerging markets”, *IMF Working Papers*, XIV, pp.1-54

Anexos**Anexo A: Evolução dos instrumentos de política monetária**

Tabela A1 – taxa de redesconto e taxa do mercado monetário interbancário (MMI) do antigo quadro operacional

| Anos | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 |
|--------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|--------|--------|
| Taxa de redesconto | 19,80% | 19,80% | 30,00% | 25,00% | 20,00% | 20,00% | 10,30% | 9,80% | 15,00% | 20,00% |
| Taxa do MMI | 13,40% | 12,50% | 21,90% | 17,10% | 6,40% | 6,20% | 4,70% | 5,39% | 11,30% | 23,35% |

Fonte: BNA/FMI

Taxa do MMI – taxa do mercado interbancário *Overnight*.

Tabela A2 – Média da taxa de redesconto e da taxa do mercado monetário interbancário (MMI) do antigo quadro operacional

| Anos | Taxa de redesconto | Taxa do MMI |
|--------------|--------------------|---------------|
| 2007 | 19,80% | 13,40% |
| 2008 | 19,80% | 12,50% |
| 2009 | 30,00% | 21,90% |
| 2010 | 25,00% | 17,10% |
| MÉDIA | 23,65% | 16,23% |

Fonte: BNA/FMI

Taxa do MMI – taxa do mercado interbancário *Overnight*.

Tabela A3 - Médias das taxas de juro dos instrumentos de política monetária do novo quadro operacional

| Anos | Taxa de FAO | Taxa do BNA | Taxa de FCO | Taxa de Rlp | Taxa Luibor | Taxa de Redesconto |
|--------------|--------------|---------------|---------------|--------------|--------------|--------------------|
| 2011 | 2,00% | 10,50% | 12,50% | 5,22% | 6,39% | 20,00% |
| 2012 | 1,50% | 10,25% | 11,50% | 5,00% | 6,20% | 20,00% |
| 2013 | 0,75% | 9,75% | 10,25% | 3,00% | 4,71% | 10,30% |
| 2014 | 1,75% | 9,00% | 9,75% | 5,13% | 6,14% | 9,80% |
| 2015 | 0,00% | 11,00% | 13,00% | 7,50% | 11,31% | 12,50% |
| 2016 | 0,00% | 16,00% | 20,00% | 11,00% | 23,35% | 20,00% |
| MÉDIA | 1,00% | 11,08% | 12,83% | 6,14% | 9,68% | 15,43% |

Fonte: BNA/FMI

Taxa de FAO – taxa de Facilidade permanente de Absorção de liquidez *Overnight*; taxa de FCO - taxa de Facilidade permanente de Cedência de liquidez *Overnight*; taxa de Rlp – taxa de Refinanciamento de longo prazo; taxa Luibor – Luanda interbank offered rate (taxa do mercado interbancário *Overnight*).

Tabela A4 – Coeficientes das reservas mínimas de caixa (R.O - Reservas Obrigatórias)

Tabela A4.1 - Coeficientes das reservas mínimas de caixa (R.O - Reservas Obrigatórias) no período de 2007 até 2010.

| Anos | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | MÉDIA |
|----------------|--------|--------|--------|--------|---------------|
| Coef. R.O – MN | 15,00% | 15,00% | 30,00% | 25,00% | 21,25% |
| Coef. R.O – ME | 15,00% | 15,00% | 30,00% | 15,00% | 18,75% |
| MÉDIA | 15,00% | 15,00% | 30,00% | 20,00% | 20,00% |

Fonte: BNA

Coef. R.O – MN: coeficiente das reservas obrigatórias em moeda nacional (doméstica); Coef. R.O – ME – coeficiente das reservas obrigatórias em moeda estrangeira (usd)

Tabela A4.2 - Coeficientes das reservas mínimas de caixa (R.O - Reservas Obrigatórias) no período de 2011 em diante.

| Anos | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | MÉDIA |
|----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------------|
| Coef. R.O – MN | 20,0% | 20,0% | 15,0% | 15,0% | 25,0% | 30,0% | 20,8% |
| Coef. R.O – ME | 15,0% | 15,0% | 15,0% | 15,0% | 15,0% | 15,0% | 15,0% |
| MÉDIA | 17,5% | 17,5% | 15,0% | 15,0% | 20,0% | 22,5% | 17,9% |

Fonte: BNA

Coef. R.O – MN: coeficiente das reservas obrigatórias em moeda nacional (doméstica); Coef. R.O – ME – coeficiente das reservas obrigatórias em moeda estrangeira (usd)

Tabela A5 – variação anual da taxa de câmbio nominal anual e taxa de inflação anual

| Anos | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | MÉDIA |
|------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|-------|-------|--------|--------|---------------|
| Varição anual da taxa câmbio | -6,53% | 0,19% | 18,93% | 3,63% | 2,84% | 0,58% | 1,81% | 5,43% | 31,55% | 22,60% | 8,10% |
| Taxa inflação anual | 11,19% | 12,45% | 13,18% | 14,34% | 10,83% | 8,67% | 7,43% | 7,23% | 13,42% | 35,57% | 13,43% |

Fonte: BNA/FMI

Tabela A6 – quadro de indicadores que sinalizam a crise cambial

| Anos | taxa de câmbio nominal | taxa de câmbio real | saldo anual das RIL(usd) | Crédito doméstico/PIB | rácio M2/Base monetária | BROAD MONEY (USD)/ RIL | rácio médio anual das EXPORT/IMPORT |
|------|------------------------|---------------------|--------------------------|-----------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------------------|
| 2007 | 75,02 | 100,04 | 11 196,54 | 0,02 | 3,46 | 1,22 | 5,09 |
| 2008 | 75,17 | 88,64 | 17 869,15 | 0,09 | 3,54 | 1,56 | 5,39 |
| 2009 | 89,4 | 95 | 13 238,45 | 0,26 | 3,28 | 2,15 | 1,83 |
| 2010 | 92,64 | 86,65 | 19 339,35 | 0,19 | 3,23 | 1,49 | 2,88 |
| 2011 | 95,27 | 82,37 | 28 393,10 | 0,16 | 3,56 | 1,36 | 4,14 |
| 2012 | 95,83 | 77,32 | 33 034,81 | 0,15 | 3,79 | 1,22 | 3,02 |
| 2013 | 97,56 | 74,2 | 32 413,56 | 0,19 | 3,79 | 1,39 | 2,79 |
| 2014 | 102,86 | 73,34 | 27 794,64 | 0,23 | 4,12 | 1,79 | 2,14 |
| 2015 | 135,32 | 85,04 | 23 473,59 | 0,28 | 3,5 | 1,8 | 1,74 |
| 2016 | 165,90 | 74,98 | 23 282,06 | n.d | 4,39 | 1,69 | 1,93* |

* rácio referente ao mês de Abril de 2016. N.d - não disponível

Fonte: BNA/FMI

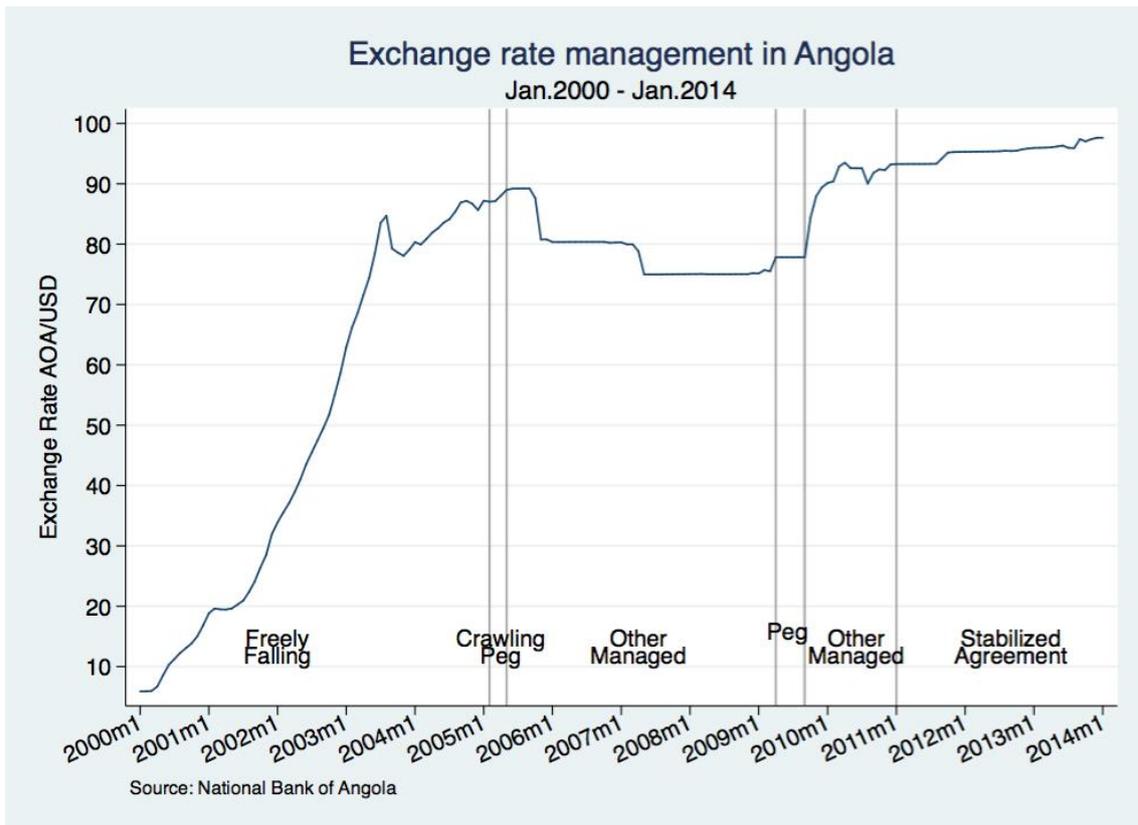
RIL – Reservas Internacionais Líquidas (em milhões de dólares americanos)

Tabela A7 – conta corrente, conta capital e conta financeira

| Dados em milhões de usd | | | |
|-------------------------|----------------|---------------|------------------|
| Anos | conta corrente | conta capital | conta financeira |
| 2008 | 7 194,25 | 6,51 | - 1 218,66 |
| 2009 | - 7 571,65 | 4,14 | - 2 152,84 |
| 2010 | 7 505,95 | 0,93 | 1 661,35 |
| 2011 | 13 084,64 | 2,29 | 4 292,64 |
| 2012 | 13 853,27 | 0,20 | 9 016,33 |
| 2013 | 8 348,37 | - | 7 948,11 |
| 2014 | - 3 747,52 | 1,64 | - 12,74 |
| 2015 | - 10 272,84 | 6,28 | - 7 259,76 |

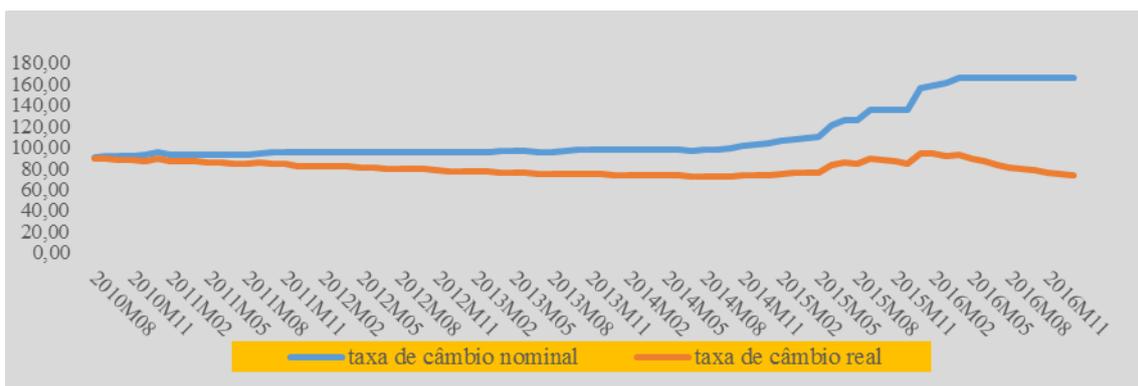
Fonte: BNA/FMI

Figura A1: Identificação dos arranjos cambiais de acordo com a evolução da taxa de câmbio



Fonte: Francesco et al.(2015)

Figura A2: Evolução mensal da taxa de câmbio nominal e da taxa de câmbio real desde agosto de 2010



Fonte: Elaboração própria

Anexo B: o modelo monetário da pressão no mercado cambial

Seguindo kamaly and Erbil (2000: 5), a demonstração teórica do modelo monetário de PMC (pressão no mercado cambial) consiste no equilíbrio do mercado monetário. Este equilíbrio deve ser mantido em todo tempo e as variáveis devem estar continuamente ajustadas para corrigir as distorções do mercado. Frenkel (1976) e Mussa (1976) citados por Kamaly (2000: 5) introduziram o modelo de equilíbrio do mercado monetário em que a oferta monetária constituída pela soma das reservas e do crédito doméstico, é igual a demanda da moeda constituída pelo produto e pela taxa de juro.

$$H = F + D = PY^{\beta}e^{-\alpha i} \quad \text{B.1}$$

Continuando a citar Kamaly and Erbil (2000: 5), H é a base monetária, F são as reservas internacionais parte da base monetária, D é o crédito doméstico, P é o nível de preços doméstico, Y é o produto real e i é a taxa de juro nominal. Os parâmetros $\alpha > 0$ e $\beta > 0$ representam a elasticidade da taxa de juro e do produto real respectivamente. O lado direito representa a oferta da moeda e o esquerdo uma função exponencial demanda da moeda.

Assim, tomando em logaritmos a equação (B.1), temos:

$$\log H = \log (F + D) = \log P + \beta * \log Y - \alpha i$$

Diferenciando a última equação obtemos:

$$\Delta H/H = \Delta(F + D)/(F + D) = \Delta P/P + \beta * \Delta(Y/Y) - \alpha i \quad \text{B.2}$$

Onde Δ representam a derivação das variáveis com relação ao tempo.

Também se define F como o produto da taxa de câmbio nominal e os activos em moeda estrangeira representando as reservas internacionais:

$$F = E * R \quad \text{B.3}$$

Onde E representa a taxa de câmbio nominal. A taxa de câmbio E representa unidades de moeda doméstica (kwanzas) por uma unidade de dólar americano (USD).

Usando a equação (B.3) na equação (B.2) e o facto de que $H = F + D$, temos:

$$\Delta H/H = \Delta(F * R) / H + \Delta D / H = \Delta P/P + \beta * (\Delta Y/Y) - \alpha i \quad \text{B.4}$$

Deixando $\Delta H/H = h$, $\Delta(F * R) / H = r$, $\Delta D / H = d$ e $\Delta P/P + \beta * (\Delta Y/Y) - \alpha i = m$

Então a equação (4) pode ser escrita como:

$h = m$, onde $h = r + d$. Assim, $r + d = m$

$$r = -d + m \quad \text{B.4.1}$$

No regime de taxa de câmbio fixa, o aumento das reservas internacionais depende da diminuição do crédito doméstico e do aumento da procura real da moeda. É o mesmo que se pode dizer que a perda das reservas internacionais depende do aumento do crédito doméstico e da diminuição da procura real da moeda.

Assim, a perda de reservas poder se escrita como:

$$-r = d - m \quad \text{B.4.2}$$

$r' = d - m$, onde $-r$ é igual r' .

Adicionando a depreciação da moeda doméstica, $e = \Delta S/S$, em ambos os lados temos:

$$r' + e = d - m + e$$

Sendo $e = \pi - \pi^* + z$

Da expressão acima pode-se obter a fórmula do desvio da paridade do poder de compra:

$$z = e - \pi + \pi^*$$

Como Tanner (1999: 7) diz, o nível de preço doméstico está ligado ao mercado internacional através da taxa de câmbio. De acordo com a teoria da paridade do poder de compra, a variação da taxa de câmbio resulta da diferença entre o nível de preços doméstico e estrangeiro. Dado que paridade do poder compra não se mantém nos regimes de câmbio fixo e flutuantes, admite-se que esta apresente um desvio designado por z (Copeland, 2010: 66). Assim, a variação da taxa de câmbio resulta da diferença nos níveis de preços doméstico e internacional adicionado um elemento que representa o desvio da paridade.

$$r' + e = d - m + \pi - \pi^* + z \quad \text{B.5}$$

Onde π é a inflação doméstica, π^* é a inflação internacional e z é o desvio da paridade do poder de compra.

Designar $r' + e = PMC$ ou $e - r = PMC$ (pressão no mercado cambial) e substituir o valor de m na equação (5) e considerando que $\Delta P/P = \pi$ então:

$$PMC = d - (\pi + \beta y - \alpha i) + \pi - \pi^* + z$$

$$PMC = d - \pi - \beta y + \alpha i + \pi - \pi^* + z$$

$$PMC = d - \beta y + \alpha i - \pi + \pi - \pi^* + z,$$

Eliminado a variável taxa de inflação doméstica por apresentar dois valores simétricos ($-\pi + \pi$), temos:

$$PMC = d - \pi^* + z - \beta y + \alpha i \quad \text{B.6}$$

Onde y denota-se por $\Delta Y/Y$

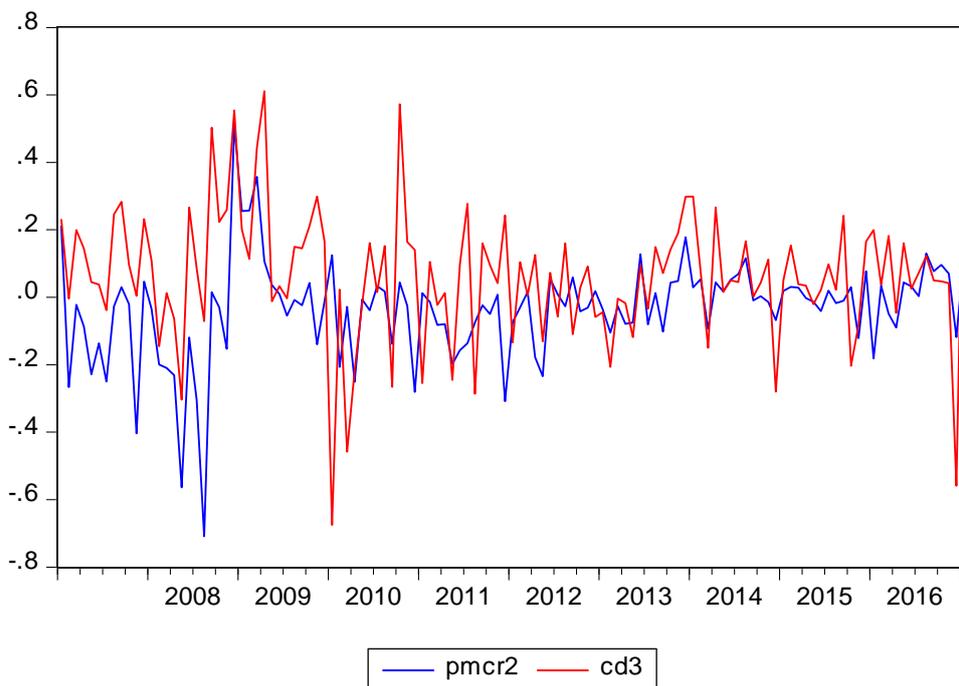
Devemos notar que a forma reduzida da equação (B.6) aplicada aos países que não coletam dados da produção industrial como proxy do PIB (y) quando estivermos a tratar de dados com alta frequência, nomeadamente, a frequência mensal, consiste na eliminação da variável βy ⁸. Assim, temos:

$$PMC = d + \alpha i + z - \pi^* \quad \text{B.6.1}$$

⁸ Tanner(1999) argumenta que ausência do valor do PIB (produto interno bruto) na equação do modelo não afecta substancialmente os resultados.

Anexo C: Estimativas dos parâmetros do modelo mercado

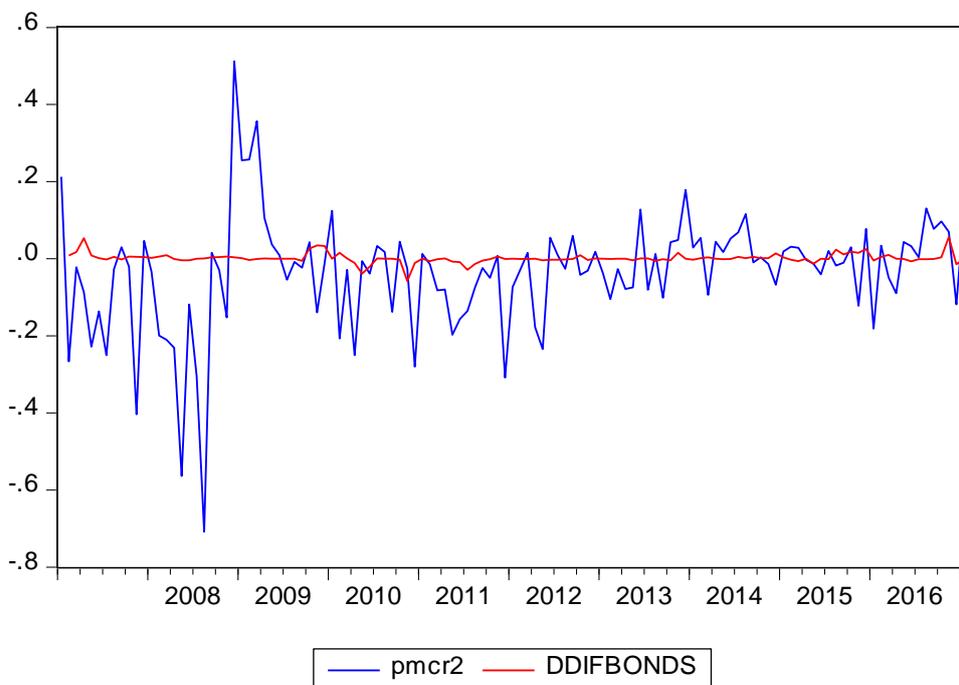
Figura C1: gráfico da pressão do mercado cambial e a variação do crédito doméstico



Fonte: Eviews 9.0

Pmcr2 = Pmc (pressão no mercado cambial); cd3 = d (variação do crédito doméstico dividida pela base monetária).

Figura C2: gráfico da pressão do mercado cambial e o diferencial da taxa de juro



Fonte: Eviews 9.0

Pmcr2 = Pmc (pressão no mercado cambial); ddifbonds = $\Delta\phi$ (diferencial da taxa de juro).

Tabela C1: teste de estacionariedade de Augmented Dickey-Fuller (ADF)

| Variáveis | Desfasamento | Constante | Tendência | ADF | DW | N | Valor Crítico | | Prob |
|--------------|--------------|-----------|-----------|-------|------|-----|---------------|-------|--------|
| | | | | | | | 5% | 1% | |
| pmc | 0 | Sim | Não | -3,94 | 2,04 | 121 | -2,88 | -3,46 | 0,0025 |
| d | 0 | Sim | Não | 10,65 | 1,94 | 121 | -2,88 | -3,46 | 0 |
| $\Delta\phi$ | 1 | Sim | Não | -7,66 | 2,04 | 121 | -2,88 | -3,46 | 0 |
| dppc | 0 | Sim | Não | -9,39 | 2,01 | 121 | -2,88 | -3,46 | 0 |
| ipceua | 0 | Sim | não | -6,11 | 2,05 | 121 | -2,88 | -3,46 | 0 |

Fonte: Eviews 9.0

Pmc – pressão no mercado cambial; d – variação do crédito doméstico dividida pela base monetária; $\Delta\phi$ – variação em 1ª ordem do diferencial da taxa de juro; dppc – desvio da paridade do poder de compra; ipceua – variação percentual do índice de preços ao consumidor nos Estados Unidos da América.

Tabela C2: teste de estacionariedade de Phillips-Perron (PP)

| Variáveis | Desfasamento | Constante | Tendência | PP | DW | N | Valor Crítico | | Prob |
|--------------|--------------|-----------|-----------|-------|------|-----|---------------|-------|--------|
| | | | | | | | 5% | 1% | |
| pmc | 0 | Sim | não | -8,95 | 2,02 | 121 | -2,88 | -3,46 | 0 |
| d | 0 | Sim | não | 10,84 | 1,94 | 121 | -2,88 | -3,46 | 0 |
| $\Delta\phi$ | 1 | Sim | não | -7,66 | 2,04 | 121 | -2,88 | -3,46 | 0 |
| dppc | 0 | Sim | não | -9,79 | 2,01 | 121 | -2,88 | -3,46 | 0 |
| Ipceua | 0 | Sim | não | -4,98 | 1,76 | 121 | -2,88 | -3,46 | 0,0001 |

Fonte: Eviews 9.0

Pmc – pressão no mercado cambial; d – variação do crédito doméstico dividida pela base monetária; $\Delta\phi$ – variação em 1ª ordem do diferencial da taxa de juro; dppc – desvio da paridade do poder de compra; ipceua – variação percentual do índice de preços ao consumidor nos Estados Unidos da América.

Figura C3: identificação do desfasamento ótimo através dos critérios de informação

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|----------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 0 | 404.9002 | NA | 1.31e-07 | -7.331486 | -7.107975* | -7.240860 |
| 1 | 421.6305 | 31.60160 | 1.14e-07 | -7.474639 | -7.027617 | -7.293387* |
| 2 | 431.9007 | 18.82866 | 1.11e-07 | -7.498160 | -6.827628 | -7.226284 |
| 3 | 447.7755 | 28.22198* | 9.82e-08* | -7.625473* | -6.731429 | -7.262970 |
| 4 | 454.7578 | 12.02510 | 1.02e-07 | -7.588108 | -6.470554 | -7.134980 |
| 5 | 457.3525 | 4.324472 | 1.16e-07 | -7.469491 | -6.128426 | -6.925738 |
| 6 | 461.7077 | 7.016646 | 1.27e-07 | -7.383476 | -5.818899 | -6.749097 |
| 7 | 467.6948 | 9.313328 | 1.35e-07 | -7.327682 | -5.539594 | -6.602677 |
| 8 | 475.5908 | 11.84398 | 1.39e-07 | -7.307237 | -5.295639 | -6.491607 |
| 9 | 481.3063 | 8.255778 | 1.50e-07 | -7.246414 | -5.011305 | -6.340158 |
| 10 | 489.4589 | 11.32301 | 1.54e-07 | -7.230721 | -4.772100 | -6.233839 |
| 11 | 492.9625 | 4.671501 | 1.74e-07 | -7.128936 | -4.446805 | -6.041429 |
| 12 | 502.8052 | 12.57676 | 1.75e-07 | -7.144541 | -4.238899 | -5.966409 |

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Fonte: Eviews 9.0

CD3 = d (variação do crédito doméstico dividida pela base monetária); DDIFONDS = $\Delta\phi$ (variação de 1ª ordem do diferencial da taxa de juro) e PMCR2 = pmc (pressão no mercado cambial); C – intercepto; DPPC = dppc (desvio da paridade do poder de compra); IPC_USA = ipceua (taxa de inflação americana).

Tabela C3: Parâmetros das equações do modelo

| | dt | $\Delta\phi t$ | empt |
|------------------|---|---|---|
| d(-1) | -0,057033 (0,09222) [-0,61847] | -0,006099 (0,00597) [-1,02111] | 0,056508 (0,06817) [0,82887] |
| d(-2) | 0,224609 (0,09389) [2,39224] | 0,017294 (0,00608) [2,84391] | -0,084883 (0,06941) [-1,22287] |
| d(-3) | 0,238443 (0,09686) [2,46175] | 0,008497 (0,00627) [1,35443] | 0,189598 (0,07161) [2,64774] |
| $\Delta\phi(-1)$ | -2,81187 (1,38541) [-2,02962] | 0,257176 (0,08973) [2,86604] | -1,711594 (1,02423) [-1,67110] |
| $\Delta\phi(-2)$ | 3,457760 (1,47138) [2,35000] | 0,095762 (0,09530) [1,00485] | 0,106757 (1,08779) [0,09814] |
| $\Delta\phi(-3)$ | -2,062347 (1,50882) [-1,36686] | -0,053637 (0,09773) [-0,54886] | -0,937261 (1,11547) [-0,84024] |
| pmc(-1) | -0,028657 (0,12781) [-0,22421] | 0,003271 (0,00828) [0,39515] | 0,157372 (0,09449) [1,66546] |
| pmc(-2) | -0,253446 (0,12633) [-2,00629] | -0,001827 (0,00818) [-0,22324] | 0,199937 (0,09339) [2,14084] |
| pmc(-3) | 0,052016 (0,12843) [0,40502] | -0,001267 (0,00832) [-0,15233] | 0,288599 (0,09494) [3,03964] |
| C | 0,046521 (0,02223) [2,09284] | 0,000127 (0,00144) [0,08828] | -0,010263 (0,01643) [-0,62450] |
| Dppc | 0,851021 (0,79168) [1,07495] | 0,080899 (0,05128) [1,57771] | -0,355338 (0,58529) [-0,60712] |
| Ipceua | -10,66794 (4,09848) [-2,60290] | -0,478156 (0,26545) [-1,80127] | -7,546404 (3,02998) [-2,49058] |
| dummy01 | 0,598018 (0,18311) [3,26588] | -0,00076 (0,01186) [-0,06411] | -0,090891 (0,13537) [-0,67141] |
| dummy02 | -0,807815 (0,18610) [-4,34076] | -0,015223 (0,01205) [-1,26298] | 0,232667 (0,13758) [1,69111] |

Fonte: Eviews 9.0

Pmc – pressão no mercado cambial; d – variação do crédito doméstico dividida pela base monetária; $\Delta\phi$ – variação em 1ª ordem do diferencial da taxa de juro; dppc – desvio da paridade do poder de compra; ipceua – variação percentual do índice de preços ao consumidor nos Estados Unidos da América; C – intercepto; dummy01 - outlier referente ao mês de Abril de 2009 e a dummy02 – outlier referente ao mês de Janeiro de 2010.

Os valores fora dos parênteses nas colunas representam os parâmetros das equações dt, $\Delta\phi t$ e pmct respectivamente. E os valores dentro dos parênteses (...) e [...] são os respectivos desvios-padrão e as estatísticas t.

Tabela C4: indicadores das variáveis do modelo

| Variável dependente | d_t | φ_t | pmc_t |
|--------------------------------------|-------------------|-------------|------------|
| R-quadrado | 0,349842 | 0,233328 | 0,357723 |
| R-quadrado ajustado | 0,267783 | 0,136563 | 0,276659 |
| Estatística F | 4,263314 | 2,411298 | 4,412851 |
| P-value da estatística F | (0,000011) | (0,007035) | (0,000007) |
| coeficiente do dppc | 0,851021 | 0,080899 | -0,355338 |
| estatística t do coeficiente do dppc | [1,07495] | [1,57771] | [-0,60712] |
| coeficiente do ipceua | -10,66794 | -0,478156 | -7,546404 |
| estatística t do ipceua | [-2,60290] | [-1,80127] | [-2,49058] |

Fonte: Eviews 9.0

Pmc – pressão no mercado cambial; d – variação do crédito doméstico dividida pela base monetária; $\Delta\varphi$ – variação em 1ª ordem do diferencial da taxa de juro; dppc – desvio da paridade do poder de compra; ipceua – variação percentual do índice de preços ao consumidor nos Estados Unidos da América; E os valores dentro dos parênteses (...) e [...] são os respectivos p-value e as estatísticas t.

Tabela C5: teste de causalidade à Granger

| Hipótese nula | Estatística F | Probabilidade |
|---|---------------|---------------|
| Desfasamentos de d_t não têm efeitos em $\Delta\varphi_t$ | 3,43105 | 0,0196 |
| Desfasamentos de d_t não têm efeitos em pmc_t | 2,76040 | 0,0455 |
| Desfasamentos de $\Delta\varphi_t$ não têm efeitos em d_t | 2,66813 | 0,0512 |
| Desfasamentos de $\Delta\varphi_t$ não têm efeitos em pmc_t | 0,30468 | 0,822 |
| Desfasamentos de pmc_t não têm efeitos em d_t | 0,36117 | 0,7812 |
| Desfasamentos de pmc_t não têm efeitos em $\Delta\varphi_t$ | 0,50950 | 0,6765 |

Fonte: Eviews 9.0

Pmc – pressão no mercado cambial; d – variação do crédito doméstico dividida pela base monetária; $\Delta\varphi$ – variação em 1ª ordem do diferencial da taxa de juro.

Tabela C6: coeficiente de variação

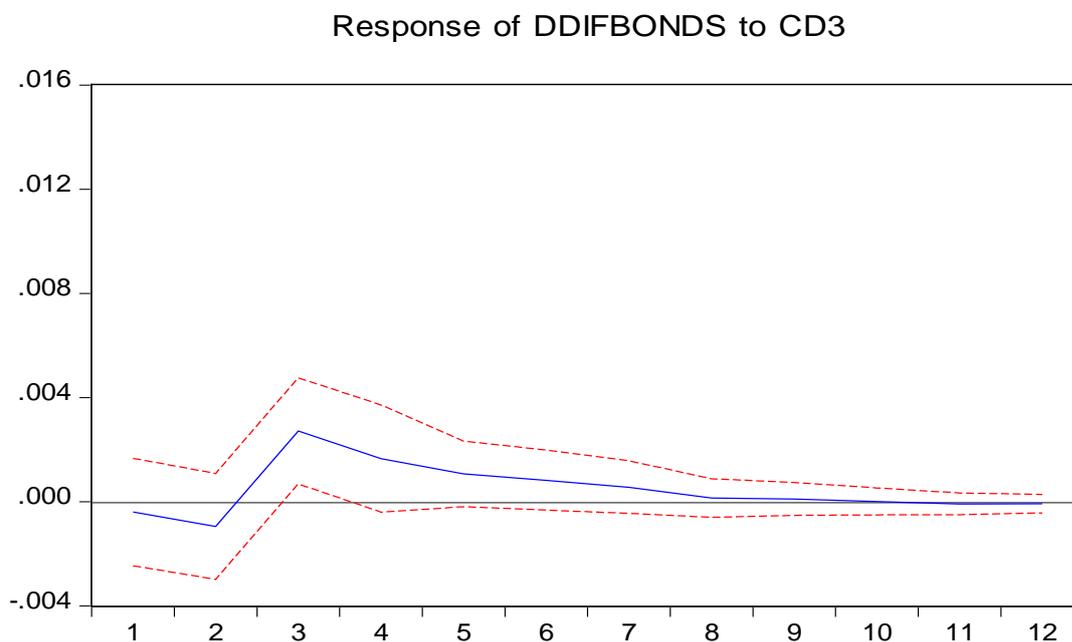
| Variáveis | Média | Desvio padrão | Coeficiente de variação = Desvio padrão/Média |
|-----------|-------------|---------------|--|
| Tx | 0,006233522 | 0,021309652 | 3,418557046 |
| Nfa | 0,042118759 | 0,159819937 | 3,794507275 |

Fonte: Elaboração própria

Tx – variação percentual da taxa de câmbio nominal; Nfa – variação das reservas internacionais líquidas divididas pela base monetária.

Anexo D: Função impulso resposta (gráficos e tabelas)

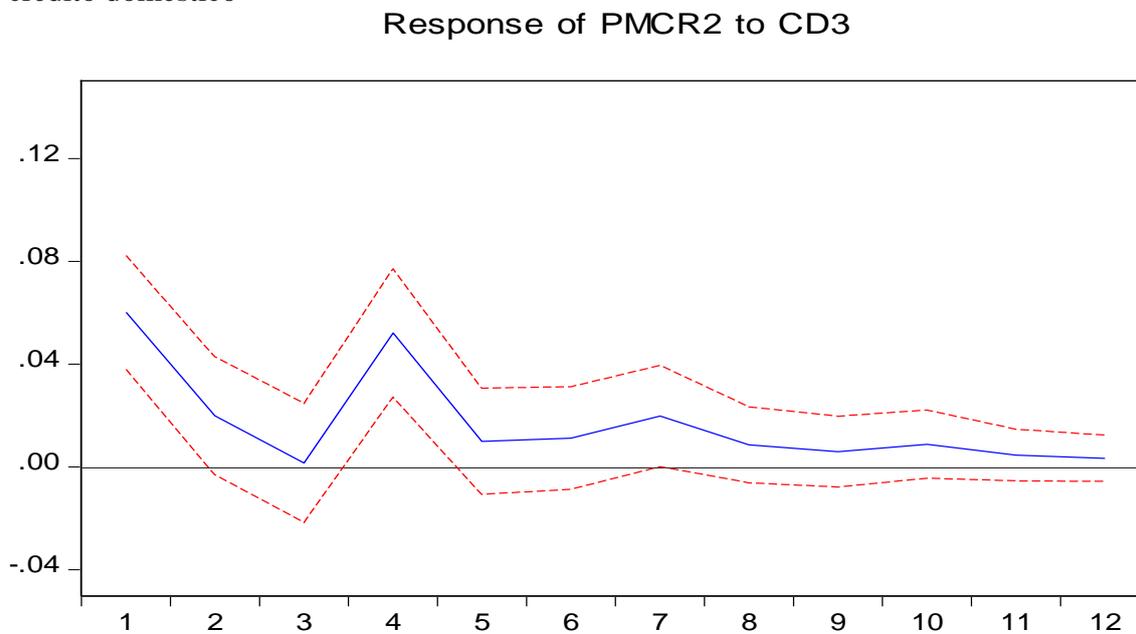
Figura D1: Função impulso resposta do diferencial da taxa de juro ao choque do crédito doméstico



Fonte: Eviews 9.0

DDIFONDS = $\Delta\phi$ (variação de 1ª ordem do diferencial da taxa de juro); CD3 = d (variação do crédito doméstico dividida pela base monetária).

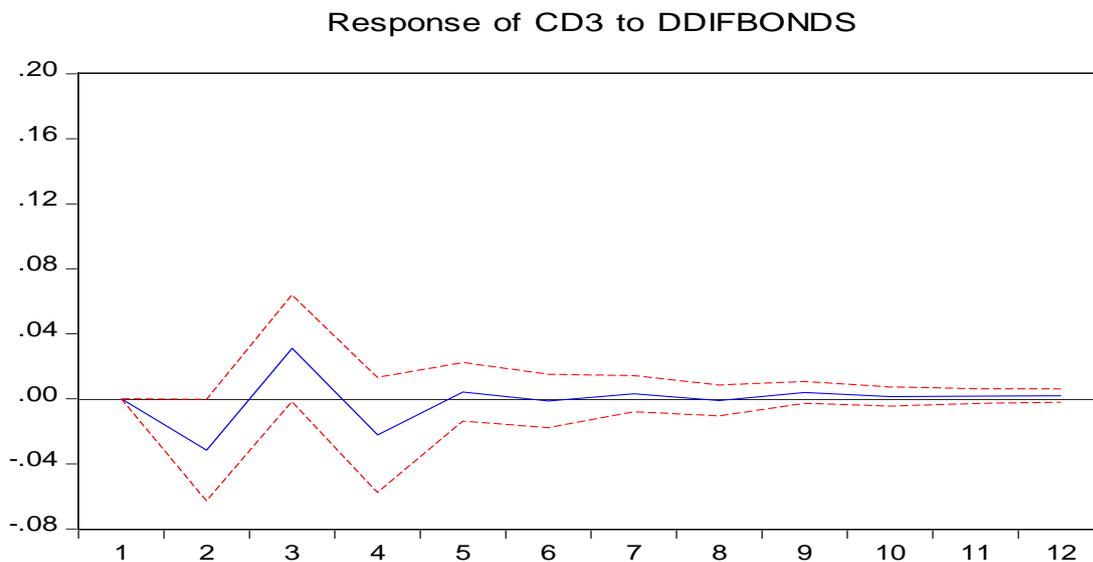
Figura D2: Função impulso resposta da pressão do mercado cambial ao choque do crédito doméstico



Fonte: Eviews 9.0

PMCR2 = pmc (pressão no mercado cambial); CD3 = d (variação do crédito doméstico dividida pela base monetária).

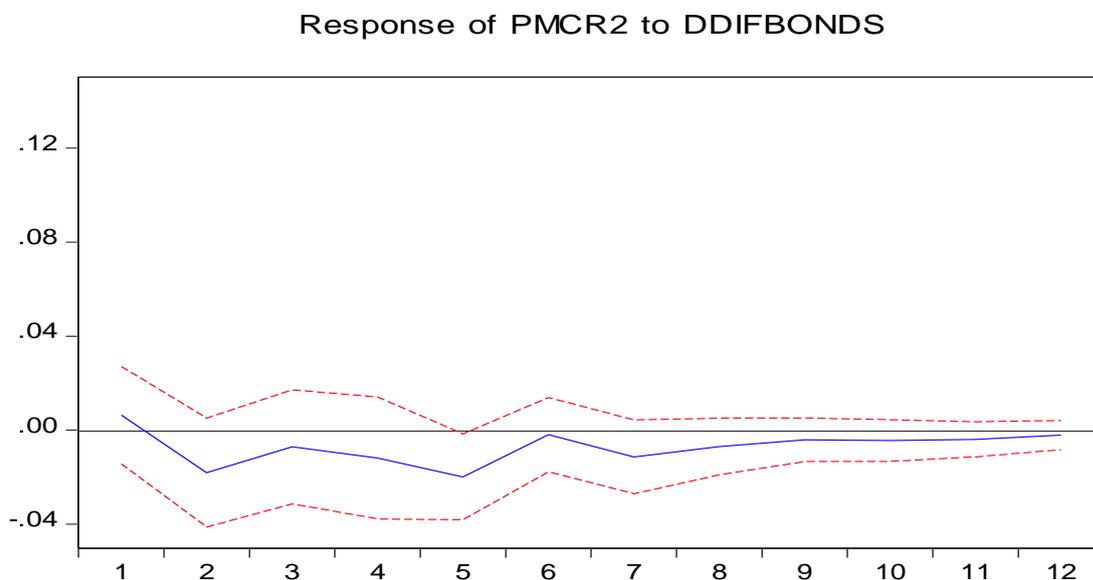
Figura D3: Função impulso resposta do crédito doméstico ao choque do diferencial da taxa de juro



Fonte: Eviews 9.0

CD3 = d (variação do crédito doméstico dividida pela base monetária); DDIFONDS = $\Delta\phi$ (variação de 1ª ordem do diferencial da taxa de juro).

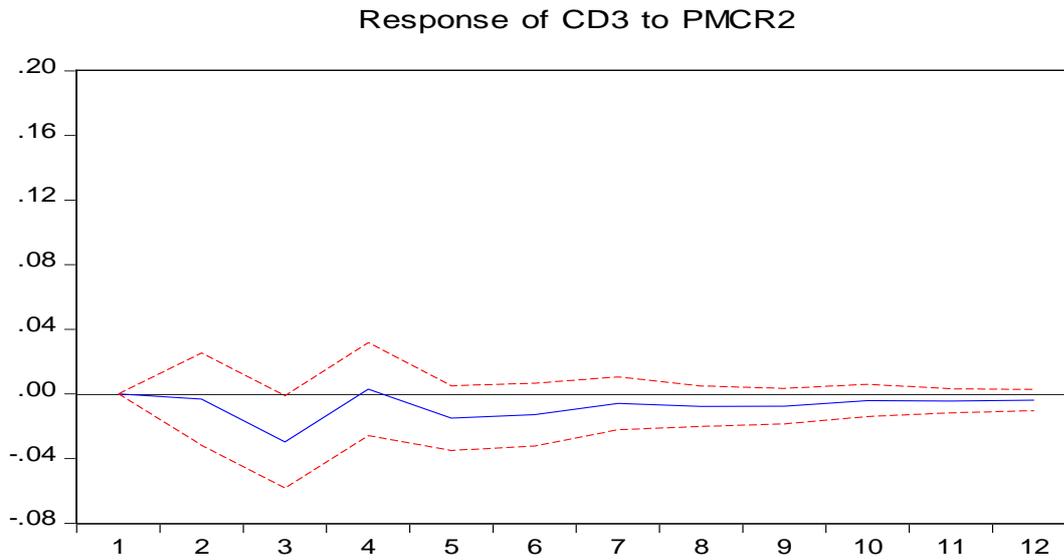
Figura D4: Função impulso resposta da pressão do mercado cambial ao choque do diferencial da taxa de juro



Fonte: Eviews 9.0

PMCR2 = pmc (pressão no mercado cambial); DDIFONDS = $\Delta\phi$ (variação de 1ª ordem do diferencial da taxa de juro).

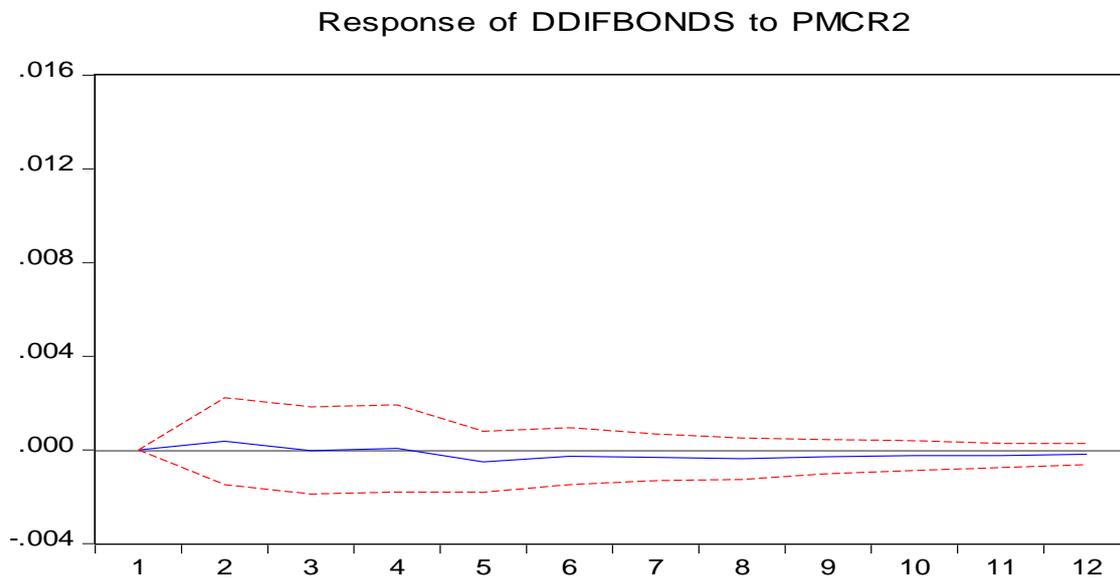
Figura D5: Função impulso resposta do crédito doméstico ao choque da pressão do mercado cambial



Fonte: Eviews 9.0

CD3 = d (variação do crédito doméstico dividida pela base monetária); PMCR2 = pmc (pressão no mercado cambial).

Figura D6: Função impulso resposta do diferencial da taxa de juro ao choque da pressão do mercado cambial



Fonte: Eviews 9.0

DDIFBONDS = $\Delta\phi$ (variação de 1ª ordem do diferencial da taxa de juro); PMCR2 = pmc (pressão no mercado cambial).

Tabela D1: função impulso resposta do diferencial da taxa de juro e da pressão no mercado cambial ao choque do crédito doméstico

| períodos | $\Delta\phi_t$ | Pmct |
|----------|---|---|
| 1 | -0,000401 (0,00103) [0,38835] | 0,060149 (0,01109) [5,42372] |
| 2 | -0,000956 (0,00102) [0,94118] | 0,019882 (0,01149) [1,73037] |
| 3 | 0,002712 (0,00102) [2,65882] | 0,001547 (0,01157) [0,13371] |
| 4 | 0,001652 (0,00103) [1,60388] | 0,052135 (0,01249) [4,17414] |
| 5 | 0,001064 (0,00063) [1,68889] | 0,009961 (0,01034) [0,96335] |
| 6 | 0,000823 (0,00058) [1,41897] | 0,011225 (0,00998) [1,12475] |
| 7 | 0,000553 (0,00051) [1,08431] | 0,019820 (0,00984) [2,01423] |
| 8 | 0,000135 (0,00037) [0,36486] | 0,008569 (0,00741) [1,15641] |
| 9 | 9,93E-05 (0,00032) [0,31031] | 0,005940 (0,00689) [0,86212] |
| 10 | 4,24E-06 (0,00026) [0,01631] | 0,008837 (0,00663) [1,33288] |
| 11 | -0,0000897 (0,00021) [0,42715] | 0,004573 (0,00502) [0,91096] |
| 12 | -0,0000812 (0,00018) [0,45111] | 0,003342 (0,00451) [0,74102] |

Tabela D2: função impulso resposta do crédito doméstico e da pressão no mercado cambial ao choque do diferencial da taxa de juro

| períodos | dt | pmct |
|----------|--|--|
| 1 | 0,000000 (0,00000) [0,000] | 0,006401 (0,01036) [0,61786] |
| 2 | -0,031519 (0,01558) [2,02311] | -0,018066 (0,01159) [1,55910] |
| 3 | 0,031108 (0,01642) [1,89452] | -0,007096 (0,01213) [0,58499] |
| 4 | -0,022169 (0,01768) [1,25396] | -0,01189 (0,01297) [0,91673] |
| 5 | 0,004227 (0,00901) [0,46915] | -0,019918 (0,00913) [2,18182] |
| 6 | -0,001311 (0,00820) [0,15976] | -0,001905 (0,00790) [0,24177] |
| 7 | 0,003109 (0,00556) [0,55917] | -0,011347 (0,00784) [1,44770] |
| 8 | -0,000992 (0,00475) [0,20842] | -0,007002 (0,00603) [1,16086] |
| 9 | 0,003917 (0,00336) [1,16577] | -0,004126 (0,00465) [0,88817] |
| 10 | 0,001388 (0,00292) [0,47534] | -0,004433 (0,00444) [0,99775] |
| 11 | 0,001637 (0,00228) [0,71798] | -0,003922 (0,00371) [1,05660] |
| 12 | 0,001943 (0,00204) [0,95245] | -0,002117 (0,00311) [0,68167] |

Tabela D3: função impulso resposta do crédito doméstico e do diferencial da taxa de juro ao choque da pressão no cambial

| períodos | dt | $\Delta\phi_t$ |
|----------|--|--------------------------------------|
| 1 | 0,000000 (0,00000) [0,000] | 0,000000 (0,00000) [0,0000] |
| 2 | -0,003209 (0,01432) [0,22409] | 0,000366 (0,00093) [0,39355] |
| 3 | -0,029736 (0,01431) [2,07799] | -0,0000331 (0,00093) [0,03559] |
| 4 | 0,002995 (0,01438) [0,20828] | 5,80E-05 (0,00093) [0,06237] |
| 5 | -0,015004 (0,01002) [1,49741] | -0,000509 (0,00065) [0,78308] |
| 6 | -0,012823 (0,00973) [1,31788] | -0,000276 (0,00061) [0,45246] |
| 7 | -0,005834 (0,00819) [0,71233] | -0,000321 (0,00050) [0,64200] |
| 8 | -0,007673 (0,00626) [1,22572] | -0,000381 (0,00044) [0,86591] |
| 9 | -0,007598 (0,00552) 1,37645] | -0,000294 (0,00036) [0,81667] |
| 10 | -0,00409 (0,00499) [0,81964] | -0,000248 (0,00032) [0,77500] |
| 11 | -0,004338 (0,00373) [1,16300] | -0,000241 (0,00026) [0,92692] |
| 12 | -0,003856 (0,00329) [1,17204] | -0,000186 (0,00022) [0,84545] |

Fonte: Eviews 9.0

d - variação do crédito doméstico dividida pela base monetária; $\Delta\phi$ - variação de 1ª ordem do diferencial da taxa de juro e pmc – pressão no mercado cambial.

Anexo E: Resultados do teste de correlação serial e do teste de homocedasticidade dos resíduos das equações do modelo

Figura E1: resultados do teste de correlação serial da equação do crédito doméstico

| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: | | | | |
|---|-------------|-----------------------|-------------|---------------|
| F-statistic | 1.957182 | Prob. F(3,100) | | 0.1253 |
| Obs*R-squared | 6.488722 | Prob. Chi-Square(3) | | 0.0901 |
| Test Equation: | | | | |
| Dependent Variable: RESID | | | | |
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 08/03/17 Time: 06:52 | | | | |
| Sample: 2007M05 2017M01 | | | | |
| Included observations: 117 | | | | |
| Presample missing value lagged residuals set to zero. | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C(1) | 0.159837 | 0.153705 | 1.039889 | 0.3009 |
| C(2) | 0.214555 | 0.149307 | 1.437009 | 0.1538 |
| C(3) | 0.040390 | 0.149074 | 0.270939 | 0.7870 |
| C(4) | -0.390116 | 1.406626 | -0.277342 | 0.7821 |
| C(5) | -0.234232 | 1.609656 | -0.145517 | 0.8846 |
| C(6) | 0.587756 | 1.597272 | 0.367975 | 0.7137 |
| C(7) | -0.018781 | 0.131345 | -0.142987 | 0.8866 |
| C(8) | 0.032151 | 0.130638 | 0.246104 | 0.8061 |
| C(9) | 0.013281 | 0.131020 | 0.101367 | 0.9195 |
| C(10) | -0.025497 | 0.024560 | -1.038177 | 0.3017 |
| C(11) | -0.063223 | 0.786425 | -0.080392 | 0.9361 |
| C(12) | -0.117848 | 4.130050 | -0.028534 | 0.9773 |
| C(13) | 0.041631 | 0.181875 | 0.228897 | 0.8194 |
| C(14) | 0.048343 | 0.186771 | 0.258835 | 0.7963 |
| RESID(-1) | -0.270556 | 0.182456 | -1.482858 | 0.1413 |
| RESID(-2) | -0.348688 | 0.189326 | -1.841733 | 0.0685 |
| RESID(-3) | -0.108761 | 0.183836 | -0.591622 | 0.5554 |
| R-squared | 0.055459 | Mean dependent var | | 2.66E-17 |
| Adjusted R-squared | -0.095667 | S.D. dependent var | | 0.162234 |
| S.E. of regression | 0.169817 | Akaike info criterion | | -0.574600 |
| Sum squared resid | 2.883769 | Schwarz criterion | | -0.173259 |
| Log likelihood | 50.61412 | Hannan-Quinn criter. | | -0.411661 |
| F-statistic | 0.366972 | Durbin-Watson stat | | 1.954904 |
| Prob(F-statistic) | 0.987007 | | | |

Fonte: Eviews 9.0

O teste de hipótese da correlação serial através da estatística *Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test* consiste na tentativa de rejeitar a hipótese nula contra a hipótese alternativa. A hipótese nula é definida como a ausência de correlação serial nos resíduos. Se a probabilidade da estatística for maior do que 5% aceita-se que não há correlação serial. Assim, a probabilidade do teste foi de 0,0901 maior do que o nível de significância de 0,05. Isto significa que a equação não apresenta correlação serial. É um bom sinal.

Figura E2: resultados do teste de homocedasticidade da equação do crédito doméstico

| Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey | | | | |
|--|-------------|-----------------------|-------------|---------------|
| F-statistic | 0.807549 | Prob. F(13,103) | | 0.6509 |
| Obs*R-squared | 10.82205 | Prob. Chi-Square(13) | | 0.6257 |
| Scaled explained SS | 9.878946 | Prob. Chi-Square(13) | | 0.7038 |
| Test Equation: | | | | |
| Dependent Variable: RESID^2 | | | | |
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 08/03/17 Time: 06:53 | | | | |
| Sample: 2007M05 2017M01 | | | | |
| Included observations: 117 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | 0.026030 | 0.005250 | 4.957854 | 0.0000 |
| CD3(-1) | -0.010915 | 0.021781 | -0.501140 | 0.6173 |
| CD3(-2) | 0.005464 | 0.022176 | 0.246382 | 0.8059 |
| CD3(-3) | -0.000360 | 0.022877 | -0.015719 | 0.9875 |
| DDIFBONDS(-1) | 0.546186 | 0.327224 | 1.669152 | 0.0981 |
| DDIFBONDS(-2) | 0.106680 | 0.347529 | 0.306966 | 0.7595 |
| DDIFBONDS(-3) | -0.195529 | 0.356372 | -0.548665 | 0.5844 |
| PMCR2(-1) | -0.054648 | 0.030188 | -1.810233 | 0.0732 |
| PMCR2(-2) | 0.009123 | 0.029837 | 0.305746 | 0.7604 |
| PMCR2(-3) | 0.038460 | 0.030333 | 1.267916 | 0.2077 |
| DPPC | 0.041694 | 0.186989 | 0.222975 | 0.8240 |
| IPC_USA | 0.154352 | 0.968029 | 0.159450 | 0.8736 |
| DUMMY05 | -0.014790 | 0.043249 | -0.341973 | 0.7331 |
| DUMMY07 | -0.044058 | 0.043955 | -1.002343 | 0.3185 |
| R-squared | 0.092496 | Mean dependent var | | 0.026095 |
| Adjusted R-squared | -0.022043 | S.D. dependent var | | 0.040224 |
| S.E. of regression | 0.040665 | Akaike info criterion | | -3.455046 |
| Sum squared resid | 0.170322 | Schwarz criterion | | -3.124529 |
| Log likelihood | 216.1202 | Hannan-Quinn criter. | | -3.320860 |
| F-statistic | 0.807549 | Durbin-Watson stat | | 1.638040 |
| Prob(F-statistic) | 0.650937 | | | |

Fonte: Eviews 9.0

O teste de hipótese de heterocedasticidade através da estatística *Breusch-Pagan-Godfrey* consiste na tentativa de rejeitar a hipótese nula contra a hipótese alternativa. A hipótese nula é definida como a ausência de heterocedasticidade nos resíduos, ou seja, a variância da série é constante (homocedasticidade). Se a probabilidade da estatística for maior do que 5% aceita-se a hipótese nula, que os resíduos são homocedásticos. Assim, a probabilidade do teste foi de 0,6247 maior do que o nível de significância de 0,05. Isto significa que a equação apresenta uma variância constante. É desejável.

Figura E3: resultados do teste de correlação serial da equação do diferencial da taxa de juro

| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: | | | | |
|---|-------------|-----------------------|-------------|---------------|
| F-statistic | 0.187679 | Prob. F(3,100) | | 0.9046 |
| Obs*R-squared | 0.655066 | Prob. Chi-Square(3) | | 0.8837 |
| Test Equation: | | | | |
| Dependent Variable: RESID | | | | |
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 08/03/17 Time: 06:55 | | | | |
| Sample: 2007M05 2017M01 | | | | |
| Included observations: 117 | | | | |
| Presample missing value lagged residuals set to zero. | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C(15) | 0.000109 | 0.006323 | 0.017278 | 0.9862 |
| C(16) | 0.001623 | 0.006610 | 0.245538 | 0.8065 |
| C(17) | -0.000581 | 0.007106 | -0.081797 | 0.9350 |
| C(18) | 0.062456 | 0.206503 | 0.302446 | 0.7629 |
| C(19) | -0.110489 | 0.205293 | -0.538205 | 0.5916 |
| C(20) | -0.009977 | 0.167063 | -0.059723 | 0.9525 |
| C(21) | 0.000953 | 0.008496 | 0.112193 | 0.9109 |
| C(22) | -0.000695 | 0.008541 | -0.081384 | 0.9353 |
| C(23) | 0.000111 | 0.008491 | 0.013059 | 0.9896 |
| C(24) | 1.42E-05 | 0.001467 | 0.009656 | 0.9923 |
| C(25) | 0.003649 | 0.052636 | 0.069318 | 0.9449 |
| C(26) | 0.020960 | 0.271338 | 0.077245 | 0.9386 |
| C(27) | 0.000609 | 0.012072 | 0.050482 | 0.9598 |
| C(28) | -0.001642 | 0.012521 | -0.131117 | 0.8959 |
| RESID(-1) | -0.071030 | 0.232043 | -0.306109 | 0.7602 |
| RESID(-2) | 0.128063 | 0.223761 | 0.572320 | 0.5684 |
| RESID(-3) | 0.069065 | 0.200425 | 0.344591 | 0.7311 |
| R-squared | 0.005599 | Mean dependent var | | 1.03E-18 |
| Adjusted R-squared | -0.153505 | S.D. dependent var | | 0.010508 |
| S.E. of regression | 0.011285 | Akaike info criterion | | -5.997014 |
| Sum squared resid | 0.012736 | Schwarz criterion | | -5.595673 |
| Log likelihood | 367.8253 | Hannan-Quinn criter. | | -5.834075 |
| F-statistic | 0.035190 | Durbin-Watson stat | | 1.996006 |
| Prob(F-statistic) | 1.000000 | | | |

Fonte: Eviews 9.0

O teste de hipótese da correlação serial através da estatística *Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test* consiste na tentativa de rejeitar a hipótese nula contra a hipótese alternativa. A hipótese nula é definida como a ausência de correlação serial nos resíduos. Se a probabilidade da estatística for maior do que 5% aceita-se que não há correlação serial. Assim, a probabilidade do teste foi de 0,8837 maior do que o nível de significância de 0,05. Isto significa que a equação não apresenta correlação serial. é um bom sinal.

Figura E4: resultados do teste de homocedasticidade da equação do diferencial da taxa de juro

| Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey | | | | |
|--|-------------|-----------------------|-------------|---------------|
| F-statistic | 0.958056 | Prob. F(13,103) | | 0.4974 |
| Obs*R-squared | 12.62143 | Prob. Chi-Square(13) | | 0.4775 |
| Scaled explained SS | 56.59082 | Prob. Chi-Square(13) | | 0.0000 |
| Test Equation: | | | | |
| Dependent Variable: RESID^2 | | | | |
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 08/03/17 Time: 06:56 | | | | |
| Sample: 2007M05 2017M01 | | | | |
| Included observations: 117 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | 0.000164 | 4.84E-05 | 3.383149 | 0.0010 |
| CD3(-1) | 0.000296 | 0.000201 | 1.475408 | 0.1432 |
| CD3(-2) | -0.000457 | 0.000204 | -2.236641 | 0.0275 |
| CD3(-3) | -8.17E-05 | 0.000211 | -0.387449 | 0.6992 |
| DDIFBONDS(-1) | 0.002566 | 0.003016 | 0.850762 | 0.3969 |
| DDIFBONDS(-2) | -0.000316 | 0.003204 | -0.098529 | 0.9217 |
| DDIFBONDS(-3) | -0.000269 | 0.003285 | -0.081750 | 0.9350 |
| PMCR2(-1) | 9.98E-05 | 0.000278 | 0.358611 | 0.7206 |
| PMCR2(-2) | 0.000188 | 0.000275 | 0.684142 | 0.4954 |
| PMCR2(-3) | 0.000353 | 0.000280 | 1.263946 | 0.2091 |
| DPPC | -0.001260 | 0.001724 | -0.731229 | 0.4663 |
| IPC_USA | -0.010744 | 0.008923 | -1.203975 | 0.2314 |
| DUMMY05 | -0.000345 | 0.000399 | -0.865234 | 0.3889 |
| DUMMY07 | -7.13E-05 | 0.000405 | -0.175869 | 0.8607 |
| R-squared | 0.107875 | Mean dependent var | | 0.000109 |
| Adjusted R-squared | -0.004723 | S.D. dependent var | | 0.000374 |
| S.E. of regression | 0.000375 | Akaike info criterion | | -12.82822 |
| Sum squared resid | 1.45E-05 | Schwarz criterion | | -12.49770 |
| Log likelihood | 764.4508 | Hannan-Quinn criter. | | -12.69403 |
| F-statistic | 0.958056 | Durbin-Watson stat | | 1.766017 |
| Prob(F-statistic) | 0.497400 | | | |

Fonte: Eviews 9.0

O teste de hipótese de heterocedasticidade através da estatística *Breusch-Pagan-Godfrey* consiste na tentativa de rejeitar a hipótese nula contra a hipótese alternativa. A hipótese nula é definida como a ausência de heterocedasticidade nos resíduos, ou seja, a variância da série é constante (homocedasticidade). Se a probabilidade da estatística for maior do que 5% aceita-se a hipótese nula, que os resíduos são homocedásticos. Assim, a probabilidade do teste foi de 0,4775 maior do que o nível de significância de 0,05. Isto significa que a equação apresenta uma variância constante. É desejável.

Figura E5: resultados do teste de correlação serial da equação da pressão no mercado cambial

| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: | | | | |
|---|-------------|-----------------------|-------------|---------------|
| F-statistic | 0.097567 | Prob. F(3,100) | | 0.9612 |
| Obs*R-squared | 0.341460 | Prob. Chi-Square(3) | | 0.9521 |
| Test Equation: | | | | |
| Dependent Variable: RESID | | | | |
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 08/03/17 Time: 06:58 | | | | |
| Sample: 2007M05 2017M01 | | | | |
| Included observations: 117 | | | | |
| Presample missing value lagged residuals set to zero. | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C(29) | 0.000676 | 0.070464 | 0.009587 | 0.9924 |
| C(30) | 0.003065 | 0.073266 | 0.041832 | 0.9667 |
| C(31) | -0.004447 | 0.074086 | -0.060031 | 0.9523 |
| C(32) | -0.034217 | 1.051079 | -0.032555 | 0.9741 |
| C(33) | 0.017890 | 1.117404 | 0.016011 | 0.9873 |
| C(34) | 0.034502 | 1.134169 | 0.030421 | 0.9758 |
| C(35) | 0.030417 | 0.211381 | 0.143894 | 0.8859 |
| C(36) | 0.062137 | 0.178562 | 0.347983 | 0.7286 |
| C(37) | -0.053700 | 0.187545 | -0.286332 | 0.7752 |
| C(38) | 0.001094 | 0.017004 | 0.064314 | 0.9488 |
| C(39) | -0.003620 | 0.603468 | -0.005999 | 0.9952 |
| C(40) | 0.140042 | 3.215489 | 0.043552 | 0.9653 |
| C(41) | -0.002825 | 0.146230 | -0.019320 | 0.9846 |
| C(42) | -0.002780 | 0.139572 | -0.019921 | 0.9841 |
| RESID(-1) | -0.042006 | 0.233386 | -0.179985 | 0.8575 |
| RESID(-2) | -0.093316 | 0.200601 | -0.465185 | 0.6428 |
| RESID(-3) | 0.042959 | 0.195820 | 0.219382 | 0.8268 |
| R-squared | 0.002918 | Mean dependent var | | 1.61E-17 |
| Adjusted R-squared | -0.156615 | S.D. dependent var | | 0.119938 |
| S.E. of regression | 0.128989 | Akaike info criterion | | -1.124585 |
| Sum squared resid | 1.663816 | Schwarz criterion | | -0.723243 |
| Log likelihood | 82.78820 | Hannan-Quinn criter. | | -0.961645 |
| F-statistic | 0.018294 | Durbin-Watson stat | | 2.004393 |
| Prob(F-statistic) | 1.000000 | | | |

Fonte: Eviews 9.0

O teste de hipótese da correlação serial através da estatística *Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test* consiste na tentativa de rejeitar a hipótese nula contra a hipótese alternativa. A hipótese nula é definida como a ausência de correlação serial nos resíduos. Se a probabilidade da estatística for maior do que 5% aceita-se que não há correlação serial. Assim, a probabilidade do teste foi de 0,9521 maior do que o nível de significância de 0,05. Isto significa que a equação não apresenta correlação serial. é um bom sinal.

Figura E6: resultados do teste de homocedasticidade da equação da pressão no mercado cambial

| Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey | | | | |
|--|-------------|-----------------------|-------------|---------------|
| F-statistic | 1.423512 | Prob. F(13,103) | | 0.1612 |
| Obs*R-squared | 17.81943 | Prob. Chi-Square(13) | | 0.1645 |
| Scaled explained SS | 27.39765 | Prob. Chi-Square(13) | | 0.0110 |
| Test Equation: | | | | |
| Dependent Variable: RESID^2 | | | | |
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 08/03/17 Time: 06:58 | | | | |
| Sample: 2007M05 2017M01 | | | | |
| Included observations: 117 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | 0.007173 | 0.003599 | 1.992970 | 0.0489 |
| CD3(-1) | 0.010596 | 0.014932 | 0.709604 | 0.4796 |
| CD3(-2) | 0.038171 | 0.015203 | 2.510737 | 0.0136 |
| CD3(-3) | 0.020269 | 0.015684 | 1.292344 | 0.1991 |
| DDIFBONDS(-1) | -0.155897 | 0.224329 | -0.694950 | 0.4887 |
| DDIFBONDS(-2) | 0.098361 | 0.238249 | 0.412849 | 0.6806 |
| DDIFBONDS(-3) | 0.053347 | 0.244312 | 0.218356 | 0.8276 |
| PMCR2(-1) | -0.032782 | 0.020696 | -1.584002 | 0.1163 |
| PMCR2(-2) | -0.005654 | 0.020455 | -0.276420 | 0.7828 |
| PMCR2(-3) | -0.040104 | 0.020795 | -1.928518 | 0.0565 |
| DPPC | -0.039407 | 0.128191 | -0.307409 | 0.7592 |
| IPC_USA | -0.237494 | 0.663634 | -0.357869 | 0.7212 |
| DUMMY05 | 0.004724 | 0.029650 | 0.159317 | 0.8737 |
| DUMMY07 | -0.022807 | 0.030134 | -0.756861 | 0.4509 |
| R-squared | 0.152303 | Mean dependent var | | 0.014262 |
| Adjusted R-squared | 0.045312 | S.D. dependent var | | 0.028532 |
| S.E. of regression | 0.027878 | Akaike info criterion | | -4.210108 |
| Sum squared resid | 0.080048 | Schwarz criterion | | -3.879592 |
| Log likelihood | 260.2913 | Hannan-Quinn criter. | | -4.075922 |
| F-statistic | 1.423512 | Durbin-Watson stat | | 2.211734 |
| Prob(F-statistic) | 0.161173 | | | |

Fonte: Eviews 9.0

O teste de hipótese de heterocedasticidade através da estatística *Breusch-Pagan-Godfrey* consiste na tentativa de rejeitar a hipótese nula contra a hipótese alternativa. A hipótese nula é definida como a ausência de heterocedasticidade nos resíduos, ou seja, a variância da série é constante (homocedasticidade). Se a probabilidade da estatística for maior do que 5% aceita-se a hipótese nula, que os resíduos são homocedásticos. Assim, a probabilidade do teste foi de 0,1645 maior do que o nível de significância de 0,05. Isto significa que a equação apresenta uma variância constante. É desejável.