

ALCÉNIO ELTH'S MANGI AUGUSTO

**O BANCO NACIONAL DE ANGOLA E A
EVOLUÇÃO DO MERCADO IMOBILIÁRIO EM
LUANDA NO PERÍODO 2011-2017**

Orientador: Eduardo Moraes Sarmiento, PhD

Coorientador: José Paulo Oliveira, MsC

Universidade Lusófona de Humanidades e Tecnologias

Escola de Ciências Económicas e das Organizações

Lisboa

2018

ALCÉNIO ELTH'S MANGI AUGUSTO

**O BANCO NACIONAL DE ANGOLA E A
EVOLUÇÃO DO MERCADO IMOBILIÁRIO EM
LUANDA NO PERÍODO 2011-2017**

Dissertação apresentada para a obtenção do grau de mestre, no curso de Mestrado em Economia, conferido pela Universidade Lusófona de Humanidades e Tecnologias no dia 17 de maio de 2018, perante o júri, nomeado pelo Despacho de Nomeação n.º: 183/2018, de 26 de abril de 2018, com a seguinte composição:
Presidente: Prof.ª Doutora Ana Cristina Freitas Brasão Amador.

Arguente: Prof. Doutor António Augusto Teixeira da Costa.

Orientador: Professor Doutor Eduardo Moraes Sarmiento.

Coorientador: Mestre em Ciências José Paulo Oliveira.

Universidade Lusófona de Humanidades e Tecnologias

Escola de Ciências Económicas e das Organizações

Lisboa

2018

DEDICATÓRIA

Ao meu pai Eduardo Domba Augusto(memórias). À minha querida mãe, Verónica Cuaiela Augusto, minha heroína sem coroa que desde cedo incutiu-me o gosto pela leitura e a necessidade de ser um homem formado e temente a Deus. Aos meus trigémeos:

Alcina, Alcénio e Alcieny.

“Jeová é meu baluarte nada me faltará”

Desde os tempos de Moisés, Jeová deu as batalhas mais difíceis aos seus melhores homens.

AGRADECIMENTOS

Começo por agradecer a Jeová pelo dom da vida e por ter permitido a realização deste trabalho que hoje termina com a prova pública.

O meu muito obrigado ao professor José Paulo Oliveira, meu coorientador que desde cedo acreditou em mim e prontificou-se primeiro a ser meu mentor e finalmente meu coorientador.

Ao professor Eduardo Moraes Sarmiento por ter aceitado orientar-me e pela ajuda e disponibilidade demonstrada ao longo deste processo.

Ao Professor Manuel Cabugueira por ter marcado positivamente a minha passagem nessa casa.

Não seria justo terminar os meus agradecimentos sem mencionar a Professora Cátia Duarte e a Professora Paula Moniz por tudo o que contribuíram durante os dois anos letivos que estivemos juntos.

RESUMO

Esta dissertação procurou identificar a correlação entre a taxa de juro BNA enquanto instrumento de política monetária do Banco Nacional de Angola e o nível de preços no mercado imobiliário de Luanda, bem como a relação existente no curto e no longo prazo entre as taxas Luibor e o índice de preços do mercado imobiliário de Luanda.

Para tal foram recolhidos dados diários de séries temporais (taxa Luibor, taxa BNA e Índice de preço habitação e IPC), no período entre o quarto trimestre de 2011 e o segundo trimestre de 2017, totalizando 67 observações. Para análise de dados utilizou-se o modelo de vetores autorregressivos (VAR).

Depois da análise dos dados verificou-se que as séries temporais da taxa Luibor, taxa BNA, Índice de preços habitação, e o IPC apresentaram 2 (dois) vetores co - integrante. As variáveis LUIBOR e Índice Habitação, não apresentaram relação de longo prazo, o β_2 é diferentemente significativo de zero com um teste T de 1,96. Isso indica que os desequilíbrios de curto prazo entre as duas séries dos preços LUIBOR e do Índice Habitação devem desaparecer no momento exato em que o equilíbrio de curto prazo ocorrer.

O índice de valor de mercado da habitação varia com a LUIBOR apenas no curto prazo. No entanto no longo prazo o índice de preços da habitação depende da taxa de referência (taxa BNA), uma variação de 1 ponto na taxa BNA, o índice de preços habitação varia 4 pontos. Os desequilíbrios de longo prazo entre as séries taxa BNA e índice de preço habitação devem desaparecer no momento exato em que o equilíbrio de longo prazo ocorrerem. O valor do coeficiente do termo de erro (-0,3486229) implica que o desvio em longo prazo é ajustado em parcelas de 0,3486229 a cada dia.

PALAVRAS-CHAVE: Política Monetária, Banco Nacional de Angola; Taxas de Juro; Mercado Imobiliário, Vetores Autorregressivos.

ABSTRACT

This dissertation sought to identify the correlation between the BNA interest rate as monetary policy instrument of the National Bank of Angola and the level of prices in the real estate market of Luanda, as well as the relationship existing in the short and long term between the Luibor and the price index of the real estate market of Luanda.

For this purpose, daily time series data (Luibor rate, BNA rate and Housing Price Index and IPC) were collected between the fourth quarter of 2011 and the second quarter of 2017, totaling 67 observations. For data analysis, the autoregressive vector (VAR) model was used.

After analyzing the data, it was verified that the time series of the Luibor rate, BNA rate, Housing Price Index, and the IPC showed 2 (two) cointegrations vectors. The variables LUIBOR and Housing Index, did not present a long-term relationship, β_2 is significantly different from zero with a T test of 1.96. This indicates that the short-term imbalances between the two LUIBOR and Housing Index series should disappear at the exact moment the short-run equilibrium occurs.

The market value of housing varies with LUIBOR in the short term only. However, in the long run the housing price index depends on the reference rate (BNA rate), a 1point variation in the BNA rate, the housing price index varies by 4 points. The long-term imbalances between the BNA rate series and the housing price index should disappear at the exact moment the long-run equilibrium occurs. The coefficient of the error term coefficient (-0.3486229) implies that the long-term deviation is adjusted in plots of 0.3448229 each day.

KEY WORDS: Monetary Policy, National Bank of Angola; Interest Rates; Real Estate Market, Autoregressive Vectors.

LISTA DE ABREVIATURAS

BCE- Banco Central Europeu

BDP- Banco de Portugal

BNA- Banco Nacional de Angola

CPM- Comité de política monetária

IPHC - Índice harmonizado de preços do consumidor

IRF- Função impulso resposta

LUIBOR-*Luanda Interbank Offered Rate*

MMI- Mercado monetário interbancário

OTMN-TXC- obrigações do tesouro em moeda nacional indexadas

PIB- Produto interno bruto

TQM- Teoria quantitativa da moeda

VAR- Vetor autorregressivo

VEC- Vetor de correção do erro

ÍNDICE GERAL

Introdução.....	1
Capítulo I - O Banco Nacional de Angola.....	11
1. Missão e Funções	11
1.1. Estrutura orgânica.....	12
1.2. Instrumentos de Política Monetária do BNA	12
1.3. Facilidades Permanentes de Liquidez.....	13
1.3.1 Operações de mercado aberto	13
1.3.2 Reservas mínimas obrigatórias	14
1.4. Mecanismos de transmissão da política monetária.....	14
1.5. Efeitos quantidade da política monetária.....	15
1.6. Efeitos preços da política monetária.....	15
1.7. Canais de transmissão da política monetária.....	15
1.7.1. Canal de taxas de juros	15
1.7.2. Canal do crédito.....	16
1.8. Canais de transmissão de alteração da taxa de juro ao investimento	16
1.9. Relação entre a taxa de juro, o preço das casas e o consumo das famílias.....	17
2. Mercado imobiliário em Angola.....	18
Capítulo II - Revisão bibliográfica sobre a relação entre às taxas de Juro e os níveis de preço no mercado imobiliário.....	22
Capítulo III - Aplicação prática do modelo VAR nas variáveis a estudar	34
3. Metodologia e Dados.....	34
3.1. Descrição das variáveis a estudar	35
3.2. Análise de estacionariedade das séries	36
3.3. Teste às raízes unitárias	36
3.4. Modelo VAR	37
3.5. Número de Lags	39
Capítulo IV- Interpretação dos resultados	44
4. Função Impulso Resposta das variáveis	44
4.1. Discussão de resultados	45
Conclusão	47
Bibliografia	49
APÊNDICES	I

Apêndice A - Representação gráfica de cada uma variável.....	I
Apêndice B - Representação gráfica das variáveis IPC e IPHGC dessazonalizadas.....	IV
Apêndice C - Resultados do Testes de raízes unitárias de Augmented Dickey-Fuller (ADF).	V
Apêndice D - Resultados dos Testes de Raízes Unitárias de Phillips Perron (PP).....	X
Apêndice F - Resultados dos Teste de Raízes Unitárias de Kwiatkowski Philips Schmidt Shin (KPSS).....	XV
Apêndice G - Determinação do numero de lags	XX
Apêndice G2 - VAR	XXI
Apêndice H - Teste de auto correlação dos resíduos	XXIII
Apêndice I - Estimação dos novos modelos VAR.....	XXVI
Apêndice J - Teste de white aos resíduos	XXXIII
Apêndice K - Teste de cointegração de Johansen	XXXV
Apêndice L função impulso resposta.....	XXXVIII

ÍNDICE GERAL DE TABELAS

Tabela 1: Estrutura do PIB não petrolífero (2008-2016).....	19
Tabela 2: Resultado dos testes de raiz unitária.....	37
Tabela C1 - Teste ADF para taxa de Juro BNA.....	VI
Tabela C2 - Teste ADF para taxa Luibor a 12 meses.....	VII
Tabela C3 - Teste ADF para HAEGCOMB.....	VIII
Tabela C4 - Teste ADF para o IPC.....	IX
Tabela D1 - Teste PP Taxa de Juro BNA.....	XI
Tabela D2 - Teste PP LUIBOR 12 meses.....	XII
Tabela D3 - Teste pp Índice preços Habitação.....	XIII
Tabela D4 - Teste PP IPC.....	XIV
Tabela F1 - Teste KPSS Taxa BNA.....	XVI
Tabela F2 - Teste KPSS LUIBOR 12 meses.....	XVII
Tabela F3 - Teste KPSS Índice de preço Habitação.....	XVIII
Tabela F4 - Teste KPSS IPC.....	XIX
Tabela 1 - Método lag criteria.....	XX
Tabela 1.2 - VAR (2).....	XXI
Tabela H1.1 - Teste LM.....	XXIII
Tabela H1.2 - Teste de heteroscedasticidade de white.....	XXIV
Tabela H1.3 - Teste de normalidade.....	XXV
Tabela I1 - VAR (4) Índice habitação e Luibor.....	XXVI
Tabela I 2 - VAR (4) Índice da Habitação e Taxa BNA.....	XXIX
Tabela I 3 - VAR (1).....	XXXI
Tabela 01 - Teste de white aos resíduos das variáveis Luibor e Índice de Preços Habitação	XXXIII
Tabela 02 - Teste de <i>white</i> aos resíduos das variáveis Taxa BNA e Índice de Preços Habitação	XXXIII
Tabela 03 - Teste de <i>white</i> aos resíduos das variáveis Taxa IPC e Índice de Preços Habitação	XXXIV
Tabela K1 - Teste de Johansen.....	XXXV

ÍNDICE GERAL DE GRÁFICOS

Gráfico1: PIB de Angola (2008-2016)	18
Gráfico 2: Crescimento do PIB da construção (2008-2018)	19
Gráfico A3.1 - Taxa BNA	I
Gráfico A3.2 - Luibor a 12 Meses	II
Gráfico A3.3 - Índice de preços da habitação, eletricidade e gás.....	II
Gráfico A3.4 - Índice de preços no consumidor.....	III
Gráfico B1 IPC dessazonalizado	IV
Gráfico B1.2 - HAEGCOMB dessazonalizado	IV
Gráfico L1 - Função IRF Índice habitação vs LUIBOR	XXXVIII
Gráfico L2 - Função IRF Índice habitação vs taxa BNA	XXXIX
Gráfico L3 - Função IRF Índice habitação vs IPC	XL

Introdução

O sistema financeiro desempenha um papel crescente nas nossas economias, condicionando os níveis de crescimento económico e de bem-estar entre outros fatores. Dentre as notícias que mais chamam a atenção no mundo em geral, e em Angola em particular, estão ligadas as relacionadas com o papel dos bancos centrais na condução da política monetária, a instrumentalização das taxas de juro no mercado interbancário e a sua influência na aquisição de bens duráveis. (Leão et. al, 2011 e Chavez, 2015).

A política monetária, através da taxa de juro enquanto instrumento de política monetária, afeta as decisões individuais: entre consumir e poupar, entre comprar uma casa, efetuar depósitos bancários ou comprar obrigações, a dimensão do «*deficit*» público bem como a dimensão de recursos de fluxos externos para economia.

A taxa de juro é o principal instrumento que os bancos centrais de países ou espaços económicos utilizam para manter a inflação dentro dos objetivos. Em Angola o banco central tem utilizado cada vez mais a taxa de juro como instrumento de política monetária para fazer face á crise estrutural e conjuntural que o país vive resultante da queda das receitas petrolíferas no segundo semestre de 2014.

Segundo os clássicos, a taxa de juro é o fator que leva ao equilíbrio entre a procura de investimentos e a disponibilidade para poupar. O investimento representa a procura de recursos para investir, a poupança representa a oferta, e a taxa de juro é o preço dos recursos a investir, que torna essas duas quantidades iguais (Keynes, 1936).

Este tema tem sido pouco estudado em Angola, daí o interesse em desenvolver a dissertação de mestrado nessa área, para engrandecer a literatura económica em Angola com maior realce a taxa de juro enquanto instrumento de transmissão de política monetária.

Estado da arte

Keynes (1936), inspirado pela crise de 1929, escreve a teoria geral do emprego do juro e da moeda¹, onde pela primeira vez introduz o termo procura agregada, $(Y=C+I+G-NX)$ ² Por exemplo na sua carta dirigida a Roosevelt, encorajou os seus adjuntos a tentarem maneiras diferentes de aliviar as misérias da depressão com um

¹ Título original: *the general theory of employment, interest and money*.

² Onde: Y procura agregada, C consumo das famílias, I investimento privado, G despesas públicas e NX Resultado das exportações líquidas.

programa a que ele deu nome de «*New Deal*», onde defendia que o estímulo à produção através do aumento do poder de compra agregado é a maneira certa de aumentar os preços e não o contrário.

Keynes punha a ênfase no aumento do poder de compra nacional que resulta da despesa do governo que é financiada por empréstimos e não taxando os rendimentos.

“Numa fase de expansão, a inflação pode ser causada por se permitir crédito ilimitado para permitir o entusiasmo excitado dos especuladores. Mas numa depressão, despesa governamental financiada por empréstimos é o único meio seguro para garantir rapidamente um aumento do produto a preços crescentes” (Nicholas 2012, p. 180).

Keynes defendia crédito barato e abundante e, em particular, a redução das taxas de juro de longo prazo. Na teoria geral Keynes introduz o multiplicador de k_{hm}^3 ($Y_d = C(Y_d) + I(Y, r) + G + NX$ ()) garantia que pedir empréstimos para pagar obras públicas devia ser considerado investimento, e não despesa, e que as obras públicas em breve se pagariam a si mesmas através do rendimento dos impostos pagos pelos que ficaram novamente empregados.

Keynes afirma que o auxílio para combater o desemprego financiado pelo governo era apropriado apenas na fase de baixo ciclo, ou durante uma recessão e que não era apropriado continuar a bombear dinheiro para o sistema quando a economia tivesse recuperada. Quando se tiver atingido um ponto no qual a totalidade do trabalho e do equipamento de capital da comunidade está a ser utilizada, aumentos da procura efetiva não terão efeitos nenhuns a não ser aumentar os preços sem limite (Keynes 1936, p.62).

Segundo a teoria keynesiana da preferência pela liquidez, existem três motivos para se procurar e deter moeda;

1. Motivo de transação - a moeda é utilizada nas trocas correntes de bens e serviços, permitindo até o desfasamento no tempo dessas mesmas trocas; a quantidade de moeda procurada por este motivo será tanto maior quanto maior o rendimento.

³ $Y = C(Y_d) + I(Y, r) + G + NX$ o multiplicador keynesiano permite demonstrar que um dólar gasto pelo governo no alívio do desemprego, era um dólar dado ao merceeiro, pelo merceeiro ao grossista e pelo grossista ao agricultor, em pagamento de fornecimentos. Com um dólar pago em auxílio aos desempregados ou em obras públicas, ou em qualquer outra coisa, criam-se quatro dólares de rendimento nacional.

2. Motivo precaução - para fazer face a despesas e situações imprevistas, uma vez que o funcionamento da economia se caracteriza pela incerteza e pelo risco, a quantidade de moeda procurada por este motivo depende também positivamente do rendimento.

3. Motivo especulação - a moeda pode também ser utilizada como reserva de valor, isto é, como um ativo financeiro alternativo a outros ativos como por exemplo, as obrigações. A quantidade de moeda procurada por este motivo é tanto mais elevada quanto menor a taxa de juro (Leão *et. al*,2011).

Keynes admite que os agentes procuram moeda em termos reais, podendo a função procura de moeda ser apresentada com dois termos:

1. L_1 que agrupa o motivo transação e precaução;
2. L_2 que representa o motivo especulação.

A procura de moeda seria assim representada:

$$M^d = L_1(Y) + L_2(i) \text{ (equação 1)}$$

Em termos reais a função procura de moeda M^d/P , será:

- ✓ Decrescente da taxa de juro (i)
- ✓ Crescente do rendimento (Y).

$$\text{Ou } \frac{M^d}{p} = f(i, y) \text{ (equação 2)}$$

- +

$$\frac{p}{M^d} = \frac{1}{f(i,y)} \text{ (equação 3)}$$

Multiplicando ambos os termos por Y , obtemos a expressão para a velocidade de circulação da moeda:

$$V = \frac{PY}{M} = \frac{Y}{f(i,Y)} \text{ (equação 4)}$$

Verifica-se assim que quando a taxa de juro (i) aumenta, a procura de moeda em termos reais $f(i, Y)$ diminui e, conseqüentemente, a velocidade de circulação, V , aumenta.

A teoria quantitativa da moeda versão transação de Irving Fisher (1911) é uma teoria explicativa da inflação como fenômeno exclusivamente monetário. Fisher procurou explicar a relação entre a quantidade de moeda (M) e a despesa total nominal em bens e serviços finais (PY). M é exógena está-se a admitir uma equação fechada.

$$MV = PT$$

A relação entre a despesa total e a massa monetária define a velocidade de circulação da moeda que, basicamente, se pode definir como a quantidade de vezes que uma unidade monetária, se utiliza nas trocas de bens e serviços finais, numa dada economia, num determinado período de tempo, ou seja:

$$V = \frac{P \times Y}{M} \quad (\text{equação 5})$$

Multiplicando ambos o lado desta expressão pela quantidade de moeda obtém-se a equação de trocas⁴. Versão de Cambridge

$$M \times V = P \times Y \quad (\text{equação 6})$$

A equação de trocas converte-se na teoria quantitativa da moeda a partir do momento em que Fisher considera que a velocidade de circulação da moeda é muito estável, de acordo com a teoria quantitativa, a velocidade de circulação da moeda depende essencialmente das instituições e das preferências dos indivíduos pelas diferentes formas de pagamento e, pelo, menos, no curto prazo, poderá ser considerada constante. Assim sendo o rendimento nominal dependerá de moeda existente.

Segundo Fisher (1911), os preços e salários são flexíveis e a economia funciona ao nível do pleno emprego, uma duplicação do rendimento nominal, corresponde a uma duplicação dos preços (pois o produto real é estável ao nível do pleno emprego).

⁴ Onde:

M= massa monetária

V= velocidade de circulação

P= nível geral de preços (preços absolutos)

Y= produto real

Assim sendo, uma variação da massa monetária, só se traduz numa alteração do nível geral de preços (mas não dos preços relativos) e não haverá qualquer alteração da procura ou da oferta de bens e serviços, podendo por isso afirmar-se que a moeda é neutra, ou seja, variações da massa monetária não têm qualquer influência sobre variáveis reais.

A equação de trocas converte-se, assim, numa equação de procura de moeda:

$$M_d = K \times PY \text{ (equação 7)}$$

Neste caso a taxa de juro não tem qualquer impacto sobre a procura de moeda. A procura por moeda só depende do PIB nominal (PY) e de K que é o inverso da velocidade de circulação da moeda, $K = 1/V$.

✓ Friedman e a nova teoria quantitativa (1956)⁵. Destacado economista Norte Americano, é considerado na história do pensamento econômico como sendo o fundador e principal expoente da Escola Monetarista. As raízes do monetarismo estão na Teoria Quantitativa da Moeda, que é o esqueleto teórico da Economia Monetária do século XVIII. O desenrolar deste corpo teórico acabou por propor regras de crescimento constante da oferta monetária em detrimento de medidas discricionárias de política monetária, como sendo a forma mais eficiente das autoridades monetárias promoverem a estabilidade do nível de preços e o crescimento sustentado do produto per capita.

Na visão de Friedman (1965), a Teoria Quantitativa da Moeda estabelece que: 1) é a quantidade real de moeda (M/P), mais do que a quantidade nominal de moeda, (M) que realmente importa para os agentes econômicos. 2). Em qualquer situação, os agentes querem reter uma bem definida quantidade real de moeda.

“As pessoas tendem a ser extraordinariamente obstinadas a respeito da quantidade real de dinheiro que desejam ter em seu poder e pouco dispostas a aceitar uma quantidade diferente, a menos que tenham reais incentivos para fazê-lo. Isso é verdade não só no tempo quanto no espaço.” (Kremer, 1975, p. 25)

⁵ O ponto de partida para se obter a Equação Quantitativa é observar a identidade existente entre o total de pagamentos em moeda e o total de bens e serviços transacionados. Então, temos que: $MV = PT$, onde: M = estoque monetário/ oferta monetária; V = velocidade de circulação da moeda; P = nível geral de preços; T = quantidade total de transações físicas de bens e serviços; PT = total das transferências de bens e serviços entre os agentes econômicos; MV = total das transferências de moeda entre os agentes para pagamento dos bens comprados.

A Teoria Quantitativa da Moeda foi reinterpretada por Friedman como uma teoria da procura por moeda, mais do que uma teoria da determinação do nível de preços e da renda nominal. Friedman, ao observar que no longo prazo a inflação era causada por um grande crescimento da oferta monetária em relação ao produto real agregado, estabeleceu que a inflação é sempre e em todo lugar um fenómeno monetário.

Tanto que, constantemente cita em seus *papers* os casos das hiperinflações europeias (Alemanha e Áustria nos pós – primeira guerra e Hungria e Grécia nos pós – segunda guerra), como exemplos de que foram os excessivos aumentos na oferta monetária que causaram os crónicos processos inflacionários nestes países. Os monetaristas fixam sua análise no longo prazo. Aceitam que uma expansão da oferta monetária pode, no curto prazo, ter algum efeito sobre o produto agregado real, mas enfatizam que no longo prazo tal política somente terá impacto sobre o nível geral de preços. Além disto, rejeitam as políticas económicas que no longo prazo visam aumentar os níveis de emprego, e, por conseguinte, de renda real agregada via expansão da oferta monetária.

Na ótica monetarista, este comportamento de curto prazo da política monetária pode ser conflituante com objetivos de longo prazo, como estabilização do nível geral de preços e a obtenção do máximo crescimento económico, objetivo este que está além do alcance da política monetária.

Assim sendo, a procura de moeda, tal como a procura de outros ativos, depende dos recursos que os agentes económicos dispõem e também das diferentes opções de investimento que se lhes colocam quando estes fazem as suas escolhas. Ao montante de recursos disponíveis, Friedman, chama de rendimentos permanente, que corresponde a riqueza individual, a que é vista como o valor atualizado de todos os rendimentos esperados no futuro (Friedman,1956).

Quanto aos ativos alternativos à moeda, Friedman considera três tipos diferentes: obrigações (que proporcionam juros), títulos de propriedade (tal como ações, que proporcionam dividendos), e ativos reais (tal como bens imóveis, cujo retorno pode ser entendido como o ganho de capital que ocorre quando o seu preço aumenta, e consequentemente pode ser associado à taxa de inflação esperada) (Friedman,1956).

O incentivo para deter riqueza sob estas formas alternativas será tanto maior quanto maior for o retorno esperado destes ativos relativamente ao retorno esperado de deter moeda. A procura de moeda será assim tanto maior, quanto menor for a diferença entre as remunerações esperadas dos outros ativos e a remuneração de moeda.

Tal como Keynes, Friedman considera que a procura de moeda deve ser expressa em termos reais.

Em síntese, pode admitir-se que a procura de moeda é uma função da riqueza dos indivíduos e do rendimento relativo esperado da moeda (em comparação com o que poderão receber das aplicações em outros ativos) através da função da procura real de moeda:

$$\frac{M^d}{P} = f(y_p, (r_b - r_m), (r_e - r_m), (\pi^e - r_m)) \quad (\text{equação 8})$$

(+) (-) (-) (-)

O boletim do Banco de Portugal (2013). Nesse estudo, o Banco de Portugal, apresenta de uma forma sucinta o estado de investigação atual da política monetária, explora os efeitos da política monetária, tanto no longo como no curto prazo. Os principais determinantes da inflação, descreve as características e as implicações da condução de política atualmente seguida pelos bancos centrais mais representativos, e aponta propostas que poderão melhorar os resultados da política monetária relativamente à situação atual.

No longo prazo, existe uma relação entre a taxa de crescimento da moeda e taxa de inflação. Um aumento da taxa de crescimento da moeda está associado no longo prazo a uma maior taxa de inflação. “*The absolute quantity of the precious metals is a matter of great indifference*” (BDP, 2013, p. 87).

O princípio em que se baseia este resultado é claro: no longo-prazo, a economia não é caracterizada por quaisquer fricções, ou rigidez, nominais. Assim variações da quantidade de moeda são completamente transmitidas a variações nos preços. No muito longo prazo variações da moeda podem ser interpretadas como alterações nas unidades de conta, ou do numerário, o que afeta unicamente a unidade de medida dos bens em termos de moeda, ou seja, os preços. A política monetária é por isso neutral no longo prazo, i.e., não tem qualquer efeito na atividade económica ou no emprego no longo prazo. Nas últimas décadas, os bancos centrais mais representativos seguiram políticas monetárias cujo instrumento explícito primordial é o nível de uma taxa de juro de muito curto prazo. Aplicaram neste caso a teoria quantitativa ou a equação de Fisher⁶, a qual equaliza a taxa de juro nominal à soma da taxa de juro real esperada e da taxa de inflação esperada.

⁶ A taxa de juro real de Fisher consiste na taxa de juro nominal ajustada da expectativa da taxa de inflação.

$$ir = i - \pi^e \text{ (equação 9).}$$

$$1 + r = \frac{1 + i}{1 + \pi^e}$$

$$r = i - \pi^e - r\pi^e$$

Em que:

ir = Taxa de juro real

i = Taxa de juro nominal

π^e = Expectativa da taxa de inflação

No longo prazo, a taxa de juro real depende unicamente da taxa de desconto implícita nas preferências das famílias e da taxa de crescimento da economia. Supondo que no longo prazo estes elementos são constantes, um aumento da taxa de juro nominal estará necessariamente associado a uma inflação (esperada) e realizada superior (Franke & Bernanke, 2003)

No curto e médio prazo, existe a convicção, que provém predominantemente da visão que os bancos centrais têm, sobre a forma como afetam a economia, podem ser resumidos da seguinte forma: “*monetary policy actions cannot affect current inflation and output, nor inflation and output in the near future.*” (BDP, 2013, p. 89). Isso porque as decisões de política monetária têm uma atitude *forward looking* e levam em média ano e meio a oito anos para que completem os seus efeitos. Os efeitos descritos sobre a inflação e o produto, assim como o efeito liquidez, representam a visão convencional dos efeitos da política monetária no curto para o médio prazo.

Os bancos centrais das maiores economias industrializadas partilham uma visão comum sobre a forma de condução da política monetária num ambiente incerto o instrumento é uma taxa de juro; o nível do instrumento depende das previsões de inflação futura e não existe uma regra que relacione o instrumento com a previsão de inflação. Por outras palavras a política monetária utiliza a taxa de juro como instrumento e é discricionária.

Ao nível nacional destacam-se os estudos do Centro de Estudos de Investigação da Igreja Católica (CEIC), que não têm por objetivo único estudar a política

monetária do banco nacional de Angola e a evolução do setor imobiliário face a política monetária do Banco Central, mas sim, anualmente produzem relatórios sobre a vida económica do país, analisam vários setores da atividade económica incluindo a evolução do mercado imobiliário, face os indicadores macroeconómicos e a política monetária do Banco Nacional de Angola, o mais recente é o relatório económico de 2015, que servirá de base para o nosso estudo.

Delloite (2010) é uma consultora que opera no mercado Angolano e tem produzido relatórios sobre o mercado imobiliário, desde: a evolução do setor, as dificuldades e constrangimentos para investir no mercado Angolano neste setor, bem como no lado da procura (a densidade demográfica, acesso ao crédito habitacional, rendimento das famílias, etc.).

Chaves (2015) o investimento imobiliário em Angola – aspetos da procura de habitação em Luanda: tese de mestrado produzida na universidade de Évora, o trabalho consistiu em analisar o investimento imobiliário em Angola, nomeadamente a facilidade ou dificuldade em adquirir casa própria pelos cidadãos e as disparidades encontradas no preço dos imóveis. Para a sua realização foi adotada uma metodologia de investigação de tipo qualitativo, com recurso a pesquisa documental e à entrevista como técnica de recolha de dados primários. A análise da informação foi realizada em função do objetivo de estudo por meio de análise dos conteúdos. Os resultados demonstram a existência de uma disparidade entre o rendimento imobiliário e seus respetivos preços.

Neste contexto, esta dissertação procurará responder às seguintes perguntas de partida:

- ✓ Existe correlação entre a taxa de juro do BNA enquanto instrumento de política monetária e o nível de preços do mercado imobiliário em Luanda?
- ✓ Que relação existe no curto e no longo prazo entre as taxas LUIBOR e o índice de preços do mercado imobiliário de Luanda?

Para responder a estas perguntas, a dissertação encontra-se dividida em 4 partes principais: a caracterização da política monetária do Banco Nacional de Angola (Capítulo I), a revisão da literatura sobre a relação entre taxas de juro e nível de preços no mercado imobiliário (Capítulo II), aplicação prática do modelo VAR (Capítulo III) e discussão dos resultados (Capítulo IV). Finalmente apresentam-se as conclusões retiradas do trabalho.

A revisão da literatura terá uma primeira fase baseada na política monetária, destacando-se o papel da taxa de juro enquanto instrumento de política monetária e a sua

influência no mercado imobiliário em Luanda. Ainda, nesta secção, alude-se aos resultados já avaliados por outros autores, que estudaram o impacto da política monetária dos bancos centrais no mercado imobiliário.

Numa segunda parte falar-se-á dos métodos que irão ser utilizados, bem como as variáveis que irão ser estudadas. A metodologia utilizada consiste em determinar através do «*Eviews*», se as taxas de juro explicam os preços no mercado imobiliário e se existe correlação entre estas duas variáveis, através da aplicação do modelo VAR. Como auxílio, irá utilizar-se o *software* «*Eviews*» onde se fará a aplicação de diferentes métodos com vista a tratar as variáveis, para poder aplicar o método supramencionado corretamente.

Pretende-se assim, verificar se há ou não correlação da variável taxa de juro e a evolução de preços no mercado imobiliário em Luanda. Neste sentido, isto será abordado posteriormente na secção da discussão de resultados, onde se recorre ainda, a uma comparação dos estudos elaborados por outros autores sobre este tema para poder, desta forma, dar respostas às perguntas de partida.

Capítulo I - O Banco Nacional de Angola

1. Missão e Funções⁷

O Banco Nacional de Angola, é uma pessoa coletiva de direito público, dotada de autonomia administrativa, financeira e patrimonial. Tem a sua sede em Luanda, podendo ter delegações em outras localidades do País, bem como quaisquer formas de representação no estrangeiro.

O Banco Nacional de Angola, como banco central e emissor, tem como principais funções assegurar a preservação do valor da moeda nacional e participar na definição das políticas monetárias financeira e cambial, acompanhamento e controlo das políticas monetárias, cambial e de crédito, a gestão do sistema de pagamentos e administração do meio circulante no âmbito da política económica do país (BNA, 2015 p.34). Esses dois objetivos são conflitantes⁸. Além de serem objetivos conflitantes, o BNA não é muito claro quanto aos níveis de inflação que pretende atingir. O BNA não só está preocupado com o desenvolvimento de expectativas inflacionistas como também está preocupado com as expectativas deflacionistas, que, além de se poder tornar tão prejudicial como uma inflação e não ser compatível com a estabilidade de preços, uma conjuntura deflacionista não permite que a política monetária tenha capacidade para estimular a procura agregada através das taxas de juro, mecanismo que ultimamente tem sido muito usado pelo BNA.

Uma vez que possui o monopólio da criação da base monetária, o BNA consegue alterar as taxas de juro e por conseguinte também influenciar as taxas de juro fixadas pelos bancos de segunda ordem, sobre empréstimos e depósitos a curto prazo, pois, é muito difícil conseguir-se um impacto direto para o longo prazo nas variáveis reais, que depende principalmente de fatores externos, como expectativas de mercado.

⁷ Lei do Banco Nacional de Angola Lei n.º 16/10, de 15 de julho que revoga a Lei n.º 6/97, de 11 de julho

⁸ Dois objetivos dizem-se conflitantes, quando, para aumentar o grau de realização de um objetivo, se diminui o grau de realização de outro.

1.1.Estrutura orgânica

O Banco Nacional de Angola tem como órgãos o Governador, o Conselho de Administração, o Conselho de Auditoria, Conselho Consultivo e Unidades de Estrutura (BNA, 2015).

Em termos estatutários a Política Monetária é decidida em comité, pelo comité de política monetária, (CPM) que acompanha formalmente a evolução dos principais agregados monetários e define a Taxa Básica de Juro – Taxa BNA, com vista a dar cumprimento ao objetivo da inflação que lhes foi atribuído pelo executivo.

1.2.Instrumentos de Política Monetária do BNA⁹

Por definição, a Política Monetária é a maneira como os bancos centrais utilizam os instrumentos de política monetária (normalmente taxa de juro), para atingirem os objetivos (crescimento, estabilidade de preços, pleno emprego, etc.). Uma vez que possui o monopólio da criação da base monetária, o BNA consegue alterar as taxas de juro e por conseguinte influenciar também as taxas de juro praticadas pelas instituições financeiras de segunda ordem, sobre empréstimos e depósitos a curto prazo, pois é muito difícil conseguir-se um impacto direto para o longo prazo nas variáveis reais, que depende principalmente de fatores externos, como expectativas de mercado.

Até 2011 o BNA utilizava como instrumento de política monetária a base monetária, que inclui as notas moedas físicas na posse do setor não monetário da economia (família, empresas não bancárias e organismos públicos) e as reservas que os bancos de segunda ordem constituíam junto do BNA.

$$BM=CM+RES^{10} \text{ (equação 10).}$$

Em meados de 2011 o BNA introduz no sistema financeiro Angolano o conceito de Taxa Básica de Juro de referência, denominada Taxa BNA, que sinaliza a orientação da política monetária.

⁹ BNA, (2017) -quadro operacional para política monetária. ABREU (2012) -economia monetária e financeira.

¹⁰ Onde: BM-base monetária, CM- circulação monetária e RES- reservas.

Uma subida da Taxa BNA indica um curso mais restritivo da política monetária, em que, por exemplo, o BNA prevê um cenário de aumento geral dos preços, no curto prazo, que pode pôr em causa o objetivo de inflação estabelecido pelo Executivo.

Por outro lado, uma redução da taxa BNA indica um curso expansionista da política monetária, por exemplo, num cenário em que o BNA prevê uma diminuição da inflação no curto prazo, Para além de sinalizadora da política monetária, a taxa BNA serve de referência para as taxas praticadas pelas instituições financeiras no mercado monetário interbancário, onde, entre si, trocam posições de liquidez e, deste modo, influencia a taxa de juro a utilizar para a generalidade das operações intermediadas pela banca nacional.

Para atingir o seu objetivo o Banco Central dispõe dos seguintes instrumentos de Política Monetária

- a) Facilidades Permanentes de Cedência e Absorção de Liquidez;
- b) Operações de Mercado Aberto;
- c) Reservas Obrigatórias;
- d) Intervenções no mercado cambial.

1.3.Facilidades Permanentes de Liquidez

As Facilidades Permanentes (*standing facilities*) de Liquidez que se propõem têm como objetivo sinalizar a orientação da Política Monetária, ceder e absorver liquidez “*overnight*” bem como controlar As taxas de juro do mercado interbancário. As Facilidades Permanentes de Liquidez compreendem:

- a) A Facilidade Permanente de Cedência de Liquidez (*overnight*)
- b) A Facilidade Permanente de Absorção de Liquidez (*overnight*)

1.3.1 Operações de mercado aberto

As operações de mercado aberto (*open market operations*) são atualmente as principais operações de política monetária, desempenhando um papel fundamental para efeitos de orientar as taxas de juro, de gerir a liquidez de curto prazo no mercado e de sinalizar a orientação da política monetária.

- a) As Operações de Refinanciamento¹¹ (cedência de Liquidez)
 - i) Operações de Refinanciamento de Curto Prazo
 - ii) Operações de Refinanciamento de Prazo Alargado
- b) Operações Ocasionais de Regularização¹²
 - i) Operações Ocasionais de Absorção de Liquidez
 - ii) Operações Reversíveis
 - iii) Constituição de Depósito a Prazo Fixo
 - iv) Operações Ocasionais de Cedência de Liquidez
 - v) *SWAPS* Cambiais
- c) Emissão de Títulos do Banco Central¹³ (absorção de Liquidez)
- d) Operações Estruturais

1.3.2 Reservas mínimas obrigatórias

O regime de reservas mínimas obrigatórias visa principalmente os objetivos de estabilização das taxas de juro do mercado monetário e de criação (ou alargamento) de uma escassez estrutural de liquidez, desempenham também funções de proteção dos depositantes.

1.4. Mecanismos de transmissão da política monetária

A política monetária afeta a atividade económica de múltiplas formas, o que pressupõe a existência de vários mecanismos. No entanto antes de abordar os canais pelos quais a política monetária se transmite convém perceber os efeitos da política monetária.

Geralmente os efeitos da política monetária agrupam-se em duas categorias: os efeitos quantidade e os efeitos preço.

¹¹ Operações de refinanciamento de prazo alargado (*longer-term refinancing operations*) são operações reversíveis de cedência de liquidez, com uma frequência mensal e normalmente por um prazo de três meses.

¹² Operações ocasionais de regularização (*fine-tuning operations*) são realizadas numa base *ad hoc* com objetivo e gerir a situação de liquidez no mercado e de controlar as taxas de juro, em especial em especial para neutralizar os efeitos produzidos sobre estas por flutuações inesperadas de liquidez no mercado.

¹³ Emissão de Títulos do Banco Central de frequência não normalizada são executadas através de leilões, podendo também ser utilizados procedimentos bilaterais.

1.5.Efeitos quantidade da política monetária

Estes efeitos subdividem-se em dois grupos:

✓ Efeito disponibilidade do crédito, consequência direta da política de racionamento da oferta de crédito e da intervenção do banco central no mercado monetário com o objetivo de influenciar a quantidade de moeda em circulação.

✓ Efeitos de encaixes reais, que supõe que os agentes económicos tencionam sempre deter uma porção das suas riquezas sob a forma de moeda (Abreu *et al*,2012).

1.6.Efeitos preços da política monetária

Estes efeitos exprimem a influência das variações da taxa de juro, proporcionadas diretamente pelo banco central, sobre a evolução de certos agregados da procura final. Trata-se principalmente:

✓ Do efeito custo do capital, que considera como sendo o fator determinante da decisão de investir. Nessa lógica de ideia, o aumento da taxa de juro, provocando um aumento de encargos financeiros suportados pelos agentes económicos, pode limitar, atrasar ou desencorajar alguns projetos.

✓ Do efeito riqueza, também apelidada do efeito títulos que se baseia na relação inversa inexistente entre o valor, num momento dado. De um ativo e a sua taxa de rentabilidade. Assim sendo uma redução das taxas de juro, pode provocar a valorização do património financeiro dos detentores de títulos financeiros. O que pode, por conseguinte, estimular o consumo e aliviar os esforços de poupança dos agentes económicos (Abreu *et al*, 2012).

1.7.Canais de transmissão da política monetária

Tradicionalmente, os dois canais de transmissão da política monetária sobre atividade económica são o canal de taxas de juro e o canal de crédito.

1.7.1. Canal de taxas de juros

Através deste canal, a política monetária influencia a economia por via de três efeitos que lhe proporciona, efeito rendimento, efeito substituição e efeito riqueza.

Uma redução das taxas de juro tem impacto sobre o rendimento dos agentes económicos, visto que reduz os encargos financeiros dos devedores e os rendimentos financeiros dos credores. É o chamado efeito de rendimento.

Os agentes cujas situações são positivas, podem ver os seus patrimónios crescerem e assim podem aumentar as suas riquezas. Nesse caso trata-se do efeito riqueza.

E o efeito substituição explica-se pelo efeito de como uma redução das taxas de juro pode estimular as despesas imediatas (consumo, investimento) dos agentes económicos em detrimento da poupança, assim sendo as despesas imediatas substituem a poupança. (Abreu *et. al*, 2012).

1.7.2. Canal do crédito

A política monetária influencia a procura agregada não só, pelos seus efeitos diretos das taxas de juro, mas também pelas alterações que é capaz de introduzir sobre as condições de concessão de créditos.

Um canal de crédito baseia-se na ideia de que os bancos desempenham um papel importante no sistema financeiro, sendo os únicos capazes de diminuir a assimetria de informação no mercado de crédito. Deste modo certos agentes económicos não terão acesso ao mercado de capitais sem a intermediação bancária.

Uma política monetária expansionista pode contribuir no aumento de reservas e depósitos bancários, provocando o aumento da liquidez bancária.

Tendo em conta o papel dos bancos na economia, este aumento de liquidez bancária, pode traduzir-se num aumento de empréstimos concedidos à economia. E o aumento de crédito à economia conduz a um aumento das despesas (investimento e consumo). Todavia, por via do canal de crédito, a política monetária terá maior impacto sobre as despesas das pequenas e médias empresas do que as grandes empresas. (Leão *et al*, 2015).

1.8. Canais de transmissão de alteração da taxa de juro ao investimento

Uma descida da taxa de juro transmite-se ao investimento através de três canais distintos (Leão *et. al*, 2015):

Em primeiro lugar, a descida da taxa de juro do crédito diminui o custo de financiamento dos projetos de investimento que as empresas têm em carteira e, portanto, aumenta o número desses projetos que à partida se afiguram lucrativos. Por esta razão uma descida da taxa de juro faz aumentar o número de projetos de investimento que as empresas decidem concretizar e na medida em que consigam obter financiamento para eles, aumenta também o nível de investimento na economia.

O segundo canal através do qual uma alteração da taxa de juro se transmite ao investimento tem a ver com o seu efeito sobre os e o nível de utilização da capacidade produtiva das empresas, uma descida da taxa de juro aumenta os lucros das empresas e consequentemente os fundos que elas têm disponíveis para investimento. Por outro lado, o aumento dos lucros aumenta a capacidade de a empresa obter capitais alheios.

O terceiro canal através do qual uma alteração da taxa de juro se transmite ao investimento tem a ver com o seu efeito sobre os preços das ações das empresas. Uma descida da taxa de juro tende a provocar um aumento da procura e dos preços das ações.

Por sua vez o aumento dos preços das ações conduz a um aumento do investimento por duas razões. Primeiro o aumento dos preços das ações torna as novas emissões de ações mais rentáveis. Por outro lado, as empresas passam a dispor de mais colateral, (ações com maior valor para oferecer aos bancos e, portanto, aumenta a sua capacidade de obtenção de crédito para financiamento do investimento.

1.9. Relação entre a taxa de juro, o preço das casas e o consumo das famílias

Os preços das casas são em grande medida determinados pela taxa de juro, isto é, pela capacidade de pagamento das famílias. Assim sendo, uma descida da taxa de juro do crédito à habitação, ao aumentar a capacidade de pagamento das famílias faz naturalmente subir os preços das casas. (Um exemplo disto foi o enorme aumento dos preços das casas em Portugal na segunda metade da década de 1990 na sequência da descida que se verificou nas taxas de juro por ocasião do processo de integração de Portugal na moeda única).

Olhemos agora para relação entre os preços das casas e o consumo das famílias. Um aumento dos preços das casas permite às famílias expandir o crédito hipotecário, que tem uma taxa de juro muito baixa, para financiar o consumo (Leão *et. al*, 2015).

Com o desenvolvimento do sector financeiro, impulsionado pelo aparecimento de novos mercados de capitais (bolsas de valores) e crescente globalização financeira da economia mundial alternativos ao mercado de crédito, a política monetária passou a ter novos mecanismos pelos quais tem a possibilidade de transmitir os seus choques à economia, à taxa de câmbio e aos preços dos ativos financeiros.

2. Mercado imobiliário em Angola¹⁴

Depois do fim do conflito armado, como mostra o gráfico abaixo nº 1 (unidade: em mil milhões de Kwanzas), à economia angolana teve um crescimento significativo. Em 2008 a média anual do PIB atingiu uma fasquia de 10,2%. O setor não petrolífero teve a segunda maior contribuição (12,8%) no PIB no período acima referido. No entanto, de 2008 a 2012 a produção acumulada de petróleo em Angola diminuiu 11,7%. A taxa média de crescimento da economia neste período foi de 5,5%. O setor da construção em termos de importância aparece em segundo lugar depois do petróleo com uma influencia na taxa de crescimento do PIB de 0,88%, no mesmo período.

Em termos de contribuição percentual no PIB, a partir de 2008, a construção passou a assumir uma importância crescente para a formação do produto interno bruto do país, sendo neste momento, o terceiro maior setor na composição do PIB, com uma participação média de 8,4% 2008/2016 (ver gráfico nº 2).

Gráfico1: PIB de Angola (2008-2016)



Fonte: Trading Economics (2016)

¹⁴ Devido à dificuldade de dados não foi possível mensurar a contribuição do imobiliário no setor da construção.

Gráfico 2: Crescimento do PIB da construção (2008-2018)



Fonte: Trading Economics (2016)

O gráfico 2 mostra a evolução do setor da construção em mil milhões de kwanzas no período de 2008-2016. Em média o PIB do setor cresceu (8,3) ao longo desse período. A maior taxa de crescimento verifica-se em 2012 (23,9). Em 2015 verifica-se a menor taxa de crescimento (-2,2).

Tabela 1: Estrutura do PIB não petrolífero (2008-2016)

	ESTRUTURA DO PIB NÃO PETROLÍFERO (%)								
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Agricult.Pecuá.Florestas	7	7	8	8	7	7	7	8	8
Pescas	3	3	2	2	2	2	2	2	3
Diamantes e outros	2	1	2	2	1	2	1	4	3
Indústria transformadora	7	6	7	7	7	7	7	9	8
Electricidade	1	2	1	1	2	1	1	0	2
Construção	13	13	15	15	17	17	17	12	11
Comércio	17	16	15	13	9	9	9	10	10
Transportes/armazena	5	3	4	3	4	3	3	5	5
Correios/telecomunica	3	5	4	5	6	6	8	6	8
Bancos e Seguros	3	4	3	3	2	2	2	3	5
Estado e serviços n merc	19	21	18	22	22	29	29	26	26
Serviços imobiliários	7	8	7	6	8	8	9	8	8
Outros serviços	13	12	13	12	13	8	6	7	10
TOTAL	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: Ceic (2015)

A tabela número 1 mostra a evolução percentual do PIB não petrolífero de 2008-2016, de uma maneira geral a tabela mostra uma evolução crescente ao longo do período. Depois da contribuição do Estado nesse setor, o destaque vai para o setor da construção que contribui com 14% para o PIB não petrolífero.

O mercado imobiliário caracteriza-se por envolver distintos sectores da economia, desde o bancário que financia os empreendimentos das construtoras, o comercial que abastece o mercado com matéria-prima, as imobiliárias que administram, fazem marketing e, arrendam e comercializam os imobilizados, voltados para a produção do espaço urbano. As áreas urbanas recentemente desenvolvidas são geralmente propriedade do Estado, podendo ser constituídos direitos de superfície ou sob o regime de concessão, a pessoas singulares ou entidades privadas, nacionais ou estrangeiras (Carvalho, 2011). Segundo este autor, os principais direitos sobre bens imóveis são o Direito de Propriedade, a Propriedade Horizontal, o Usufruto e o Direito de superfície.

O facto de o crescimento económico estar principalmente concentrado em Luanda, que produz cerca de 75% do PIB e tem um terço da população, traduz-se em riscos e dificuldades de habitação e alojamento das populações, razão pela qual o Estado está a construir habitações sociais em Luanda ainda que em número insuficiente na medida em que se estima que aproximadamente 1 milhão de pessoas vivam na região (BAD et al, 2012). Também fora da capital, a resposta às necessidades dos grupos de baixo rendimento a nível de habitação social e infraestruturas está assim na responsabilidade dos Governos Provinciais.

De acordo com a análise produzida pela consultora Abacus Savills (2010), alguns dos entraves ao crescimento do mercado imobiliário prendem-se com a excessiva dependência governamental, com a falta de concorrência e com os elevados custos associados à transação de propriedade tal como, o capital inicial para a aquisição de ativos imobiliários. Adicionalmente, também a insegurança jurídica na transmissão da propriedade, especialmente terra, os custos elevados dos materiais de construção, a falta de terrenos no centro da cidade que tem potenciado o segmento da recuperação/reconstrução urbana (existem cada vez mais exemplos na cidade), a falta de ordenamento do território e de Plano Diretor para a Cidade, a necessidade de infraestruturas básicas, o elevado número de construções anárquicas (apesar de cada vez mais reduzidas), ajudam a explicar a falta de desenvolvimento deste mercado.

O sector imobiliário é altamente dependente da disponibilidade de crédito no mercado e a política de crédito afeta significativamente a disponibilidade de recursos para o financiamento imobiliário, influenciando também o fornecimento e a procura por propriedades (Jornal Expansão, 2011). O risco de crédito em Angola é muito elevado. Ao nível dos processos de crédito que são concedidos na banca, há muitas dificuldades, por exemplo, na documentação, nos comprovativos de morada, na questão dos direitos de propriedade, nos registos quando existe crédito. Até agora não existe capacidade de saber as responsabilidades que os clientes têm na banca o que se traduz num risco altíssimo.

O crédito no mercado imobiliário é muito especulativo. Além disso há uma margem folgada entre a percentagem de financiamento de 70 a 80 por cento e a desvalorização do imóvel ao longo do tempo. Quando os valores dos imóveis começarem a descer, os clientes já pagaram a maior parte do valor do respetivo imóvel (Jornal Expansão, 2011). Dadas às taxas de juros elevadas, se houver a possibilidade de controlar as percentagens de financiamento sobre os imóveis a valores não superiores a 80%, pode obter-se um produto com uma garantia real com rentabilidades elevadas num prazo baixo (Ceic, 2015).

Capítulo II - Revisão bibliográfica sobre a relação entre às taxas de Juro e os níveis de preço no mercado imobiliário

Neste capítulo procuraremos fazer uma breve revisão da literatura relevante e mais recente sobre o estudo da política monetária essencialmente em países Europeus e também nos Estados Unidos da América bem como perceber a sua influência no mercado imobiliário.

Castro (2007) estudou o efeito riqueza sobre o consumo privado na economia portuguesa, no período entre 1980 a 2005, distinguindo duas componentes da riqueza: o stock de habitação e a riqueza financeira. Pretendeu também testar se existe evidência empírica de alterações nos efeitos riqueza e rendimento sobre o consumo privado, em particular em resultado da liberalização financeira que ocorreu em Portugal no início da década de 90. Por último, pretendeu quantificar o efeito do aumento da riqueza sobre o consumo privado ao longo dos anos 90, contribuindo para uma melhor compreensão dos fatores que estiveram na origem do forte crescimento do consumo e da queda da taxa de poupança ao longo deste período.

A autora fez um estudo empírico e utilizou como modelo o processo de otimização intertemporal de um consumidor representativo, com um comportamento «*forward-looking*», cujo rendimento futuro está sujeito a incerteza. Este tipo de modelos, onde se inclui a Teoria dos Rendimentos Permanente e a Hipótese do Ciclo de Vida, postulam um modelo simples constituído por uma função consumo com o rendimento do trabalho e a riqueza das famílias como determinantes. De acordo com estas teorias, o consumo é determinado em função do rendimento permanente, definido como o valor atualizado da riqueza, incluindo a riqueza humana (rendimento do trabalho) e a riqueza não humana (stock de ativos financeiros e habitação) que normalmente é designada por riqueza financeira. Desta forma, o consumo varia de acordo com flutuações não antecipadas no rendimento permanente, mas praticamente não sofre alterações com flutuações transitórias no rendimento corrente.

A metodologia tradicional de estimação do efeito riqueza sobre o consumo privado baseia-se na hipótese de existência de uma relação de cointegração entre o consumo agregado $c(t)$, a riqueza financeira $a(t)$ e o rendimento do trabalho agregado $y(t)$, utilizando uma relação do tipo:

$$C_t = \alpha + \beta a_t + \delta y_t + u_t \text{ (equação 11)}$$

A autora concluiu que na década de 90, o aumento verificado na riqueza líquida das famílias em Portugal foi acompanhado por um forte crescimento do consumo e uma quebra significativa da taxa de poupança. O estudo apresenta evidência empírica sobre a importância da variável riqueza na explicação do crescimento do consumo e da descida da taxa de poupança ao longo dos anos 90. Os resultados das estimações da relação de longo prazo para o período de 1981 a 2005 sugerem que a propensão marginal a consumir da riqueza em Portugal é de 0.03, (Castro, 2007, p.28) ou seja, cada euro adicional de riqueza líquida induz um aumento de 3 cêntimos na despesa de bens de consumo não duradouros e serviços. Embora a literatura económica saliente que o impacto sobre o consumo privado das várias componentes da riqueza possa ser diferente de acordo com o risco, o colateral e a liquidez de cada ativo, os resultados obtidos neste estudo para a estimação da propensão marginal a consumir da riqueza líquida em ativos financeiros e em habitação sugerem valores muito próximos.

O mesmo estudo mostra que houve um ligeiro aumento da elasticidade consumo-riqueza e para uma redução da elasticidade consumo-rendimento disponível ao longo dos anos 90, resultado que está em linha com a ideia de que a liberalização financeira permitiu reduzir as restrições no acesso ao crédito, possibilitando que consumidores que antes tinham restrições de liquidez pudessem alisar o consumo ao longo do seu ciclo de vida, recorrendo a empréstimos. De acordo com os resultados dos fatos estilizados obtidos, ao longo da série em análise a riqueza líquida das famílias cresceu em média a uma taxa superior à do rendimento disponível, o que pode ajudar a explicar o forte crescimento do consumo de bens não duradouros e serviços (cerca de 1 p.p. da taxa média de crescimento anual) e a descida da taxa de poupança. Analisando detalhadamente o contributo em cada ano das variáveis explicativas para o crescimento do consumo privado de bens não duradouros e serviços concluiu-se que a riqueza pode explicar uma parte do crescimento do consumo nos anos 90, sendo o contributo na segunda metade da década de 90 relativamente idêntico ao do rendimento disponível. Refira-se ainda o contributo virtualmente nulo do rendimento disponível para o crescimento do consumo no período após 2001 e o contributo negativo da riqueza líquida em 2003 e 2004 (Castro, 2007).

Nestes anos verificou-se uma redução da riqueza líquida das famílias, em termos reais, que se ficou a dever ao crescimento acentuado do endividamento dos particulares para compra de habitação que foi largamente superior ao crescimento do stock

de habitação. No entanto, o efeito negativo sobre o consumo terá sido atenuado pela manutenção de condições de financiamento muito favoráveis no mercado de crédito, ligado à oferta de novos produtos financeiros e modalidades contratuais que permitiram conter o serviço da dívida suportado pelas famílias.

De acordo com (Lourenço e Rodrigues, 2015) no seu trabalho «*House prices: bubbles, exuberance or something else? Evidence from euro Area countries*», neste trabalho os autores utilizaram diferentes metodologias com o objetivo de analisar se os preços dos imóveis nos países europeus desviaram-se dos seus valores fundamentais (assumindo que os agentes são homogêneos, racionais e o mercado tem informação eficiente). Em particular, procuraram entender se os preços de mercado dos imóveis, podem igualar os seus valores fundamentais.

O período de estudo foi de 1970Q1 – 2014Q4, e o estudo envolveu 11 países da área euro (Alemanha, França, Itália, Espanha, Holanda, Grécia, Irlanda, Portugal, Áustria, Bélgica e Finlândia), o Reino Unido e os Estados Unidos que serviu para comparação e aplicaram três metodologias, Em primeiro lugar, medidas convencionais para ter uma análise descritiva da dinâmica de várias variáveis tipicamente usadas na caracterização dos mercados habitacionais; Segundo, recorreram a uma abordagem de regressão quantitativa para detetar períodos em que os preços das casas não estavam alinhados com seus determinantes macroeconómicos, ou seja, uma análise robusta dos desvios dos fundamentos; e, por fim, uma análise empírica a conjectura de bolhas imobiliárias através de um procedimento econométrico desenvolvido por Philips.

Quanto à dinâmica dos preços, os autores sugerem que as bolhas surgem quando as expectativas dos preços dos ativos futuros têm uma influência anormalmente importante sobre a valorização dos ativos, potencialmente estimulando a procura e, assim, levando a desvios dos preços de seus fundamentais.

Na maioria dos países estudados os preços das casas estão em linha com suas médias de longo prazo. Esta conclusão não se aplicou à França, à Bélgica, ao Reino Unido e à Finlândia (neste último caso apenas pelo rácio preço / renda), em que os preços das casas estão claramente acima das suas médias de longo prazo (entre 20 e 50 por cento) e Portugal, onde os preços situaram-se abaixo da média de longo prazo. Observou-se que os preços de casas apresentam maior persistência do que o PIB, e que a volatilidade dos ciclos através do desvio padrão também é maior para o ciclo das casas do que o PIB, Portugal e o Reino Unido apresentaram maior correlação, a correlação mais baixa

observou-se para a Alemanha, por outro lado, a duração entre ciclos é maior na Alemanha, seguido por Portugal, Reino Unido, Estados Unidos, Espanha e França. (Lourenço *et al*, 2015 p.35)

A dinâmica cíclica entre os países foram relativamente mais heterogêneos em 1990 e 1995, por exemplo, os EUA, Espanha, Alemanha e Reino Unido, que entre 1990 e 1995 evoluíram de recessão para expansão (EUA), expansão para recessão (Espanha e Alemanha). Em 2013, identificaram dois grupos de países. Nos quadrantes de expansão / expansão: quatro países pertencentes a Europa Ocidental (Bélgica, Finlândia, Áustria e Alemanha); E nos países em declínio / recessão os restantes países: entre os quais, as economias endividadas do Sul da Europa (Grécia, Portugal, Espanha e Itália).

Feito o estudo os autores concluíram que nos anos anteriores a crise financeira, iniciada em 2007, os preços das casas aumentaram fortemente num grande número de países, incluindo a Irlanda, o Reino Unido e Espanha, após o colapso do mercado «subprime» dos EUA provocou uma correção descendente generalizada dos preços da habitação, dos testes feitos indicam que, em alguns períodos, especialmente antes da crise, os preços das casas estavam sobrevalorizados em relação ao rendimento das famílias depois de aplicarem uma regressão quantitativa aos preços das casas em cada país detetaram períodos em que os preços estavam desalinhados com seus determinantes macroeconómicos, tais como à taxa de juros real de curto prazo e a força de trabalho.

Os autores observaram que os preços da habitação se desviaram da sua relação de longo prazo em vários períodos e para vários países, os preços das casas não são explicados apenas pelos seus valores fundamentais, podem ser explicados por duas componentes, o preço de mercado e uma bolha e que este último tipicamente origina comportamento explosivo nos preços de imóveis que temporariamente dominam o comportamento da série temporal.

BCE (2009) no relatório «*Housing finance in the euro área*» analisa os principais desenvolvimentos de financiamentos na área do euro, cobrindo o período de 1999 a 2007. Estuda o endividamento hipotecário, várias características dos empréstimos para aquisição de habitação, os empréstimos e os *spreads* entre as taxas de juro dos empréstimos concedidos pelos bancos e o retorno que fizeram em investimentos alternativos, além disso, os autores fazem uma comparação de aspetos-chave do financiamento habitacional na área do euro com os do Reino Unido e Estados-Membros.

No final, discutem aspetos da transmissão da política monetária à economia. Depois de os autores analisarem os fundamentais macroeconómicos, e terem feito um

estudo microeconómico e demográfico das áreas em estudo, chegaram a conclusão, que as diferenças com Estados Unidos continuam a ser consideráveis, apesar do *boom* comum registado na atividade de concessão de empréstimos nos últimos anos, O sistema do Reino Unido permanece em uma posição um tanto intermediária, compartilhando características de ambos os sistemas.

O estudo também conclui que os agregados familiares na área do euro apresentam um nível médio mais baixo de endividamento. Crucialmente, o percentual de domicílios com dívida hipotecária nas camadas mais baixas da distribuição de renda é relativamente pequeno, fato que obviamente tem consequências favoráveis da perspectiva de resiliência aos choques negativos. Em segundo lugar, as instituições depositárias na área do euro continuam a desempenhar um papel dominante na oferta e na retenção de hipotecas. Isto contrasta fortemente com a evolução nos Estados Unidos e, embora em menor grau, no Reino Unido.

Em particular, o *boom* de empréstimos nos Estados Unidos foi impulsionado pela expansão de instituições de crédito não depositárias, responsáveis pela difusão de contratos de maior risco entre os mutuários de baixa renda. Apesar da heterogeneidade considerável entre os países da área do euro, a percentagem de hipotecas securitizadas é muito menor. Em terceiro lugar, o quadro de falência pessoal e a eficiência do processo de encerramento não judiciário nos Estados Unidos desempenharam um papel auxiliar, na precipitação da correção desencadeada pelo fim do *boom* dos preços da habitação.

Os autores sugerem que este mecanismo não está em jogo na área do euro e, de forma muito limitada, no Reino Unido, refletindo a responsabilidade pessoal pelos empréstimos e período de tempo mais longo necessário para o encerramento judicial.

Os autores provaram a correlação existente entre o financiamento imobiliário e as políticas dos bancos centrais, as taxas de juro oficiais mais elevadas juntamente com a virtual paralisação do mercado interbancário após o Verão de 2008 têm impulsionado a taxa variável. Entre os finais de 2005 e julho de 2008, os custos médios de crédito hipotecário aumentaram mais de 200 pontos base na Espanha, Finlândia, Itália e Portugal, onde as taxas variáveis são prevalência, enquanto o aumento foi inferior a 150 pontos base na Bélgica, na Alemanha e na França, após julho de 2008, as taxas de juro de política monetária começaram a diminuir.

Os autores não conseguiram tirar conclusões firmes sobre os efeitos de transmissão da política monetária através do canal de crédito via mercado imobiliário, ainda segundo os autores, novas fontes de financiamento para os bancos, maior liquidez

nos mercados e menor regulamentação contribuíram para menores custos de financiamento e maior diversificação, empréstimo. Parte dessa evolução pode ser explicada pela busca de renda dos investidores no contexto de baixas taxas de juros e expectativas excessivamente otimistas, mais ainda é muito cedo para ver o futuro de algumas fontes alternativas como por exemplo a securitização e que ausência de um equivalente à regulamentação / rede de segurança existente para os depositantes, sua oferta mais dependente das perceções de risco por parte dos investidores. Pelo menos no curto ou médio prazo, é provável que haja uma mudança na estrutura dos bancos para fontes de fundos mais tradicionais e menos voláteis.

O BCE em 2005 no estudo sobre o mercado imobiliário intitulado «*Recent house price developments: The role of fundamentals*», neste estudo os especialistas do banco central europeu estudaram o desenvolvimento recente dos preços do mercado imobiliário na OCDE, mediante os estudos empíricos e modelos econométricos para calcular o preço "fundamental", determinado pela procura (derivado de fatores como o rendimento disponível real, as taxas de juro reais e a evolução demográfica) e a oferta (derivados de fatores que influenciam o parque habitacional disponível). As medidas que foram usadas para avaliar as condições do mercado imobiliário foram a relação preço / renda, uma medida que procura entender se a moradia está ou não ao alcance do comprador médio.

Se esta razão aumentar acima da sua média de longo prazo, poderia ser uma indicação de que os preços estavam sobrevalorizados. Nesse caso, os potenciais compradores achariam a compra de uma casa difícil, o que, por sua vez, deve reduzir a procura e levar a uma pressão descendente sobre os preços das casas.

Outra medida usada para obter uma indicação de sobre ou subavaliação foi a relação preço-aluguer (o índice nominal de preços da habitação dividido pela componente de aluguer do índice de preços ao consumidor). Esta medida, que se assemelha a uma relação preço / no mercado de ações, poderia ser interpretado como o custo de possuir versus alugar uma casa. Quando os preços das casas são muito altos em relação às rendas, os potenciais compradores encontram vantagem comparativa para alugar, o que, por sua vez, deve exercer uma pressão descendente sobre os preços das casas.

Nesse estudo o BCE verificou que na grande maioria das economias da OCDE, os preços das casas em termos reais (a relação entre os preços reais das casas e o índice de preços ao consumidor) têm aumentado fortemente desde meados dos anos 90. Os testes sugerem que a sobrevalorização dependeu em grande parte, das taxas de juro de longo

prazo, que exercem uma influência dominante nas taxas de juro das hipotecas, permanecendo nos seus níveis baixos ou perto deles, e que, os preços das casas se ajustavam para baixo, possivelmente em resposta a um aumento nas taxas de juros ou por outras razões, o registro histórico sugere que as quedas (em termos reais) podem ser grandes e que o processo pode ser prolongado, dada a viscosidade observada dos preços nominais da habitação e a baixa taxa atual da inflação.

Isso teria implicações para a atividade e para a política monetária. Os vários critérios estatísticos usados pelos autores provaram que, durante a fase de expansão de cerca de seis anos, os preços reais das casas aumentaram, em cerca de 45%. Na fase de contração subsequente, que dura cerca de cinco anos, a queda média dos preços foi da ordem de 25%.

Por implicação, pelo menos desde 1970, os preços reais da habitação flutuaram em torno de uma tendência ascendente, que é geralmente atribuída ao aumento da procura de espaço habitacional ligado ao aumento da renda per capita, crescimento das populações, fatores de oferta como escassez de terra e restritividade das leis de zoneamento, melhoria da qualidade e crescimento comparativamente baixo da produtividade na construção.

Na OCDE de 1970 a 2000, o *boom* dos preços da habitação, teve maior desfasamento, surpreendentemente fora do passo com o ciclo económico, em particular, um número historicamente elevado de países registou aumentos bastante elevados nos preços da habitação desde meados dos anos 90. Uma combinação de taxas de juro baixas generalizadas entre as economias da OCDE, juntamente com o desenvolvimento de produtos financeiros novos e inovadores, que desempenhou um papel importante.

Das 37 grandes fases de crescimento entre 1970 e meados da década de 1990, 24 terminaram em recessões, em que de um terço a mais de 100% dos ganhos anteriores em termos reais foram aniquilados. Isso, por sua vez, teve implicações negativas para a atividade, particularmente o consumo. Os países com elevados ganhos de preços de imóveis reais (Reino Unido, Irlanda, Países Baixos e Espanha) e na Austrália (onde os preços reais são muito elevados, têm vindo a diminuir nos últimos anos do período amostral) e na Noruega, o preço real do aluguer em relação aos seus níveis fundamentais em 2004, sugerindo uma sobrevalorização. Na França, no Canadá, na Dinamarca e na Suécia, os rácios reais e fundamentais evoluíram em paralelo até 2003, mas tendem a se afastar ligeiramente desde então. A este respeito, a sobrevalorização não é muito significativa na Nova Zelândia.

Segundo os autores os preços das casas também podem ser afetados por outros recursos que são exclusivos do mercado. Como são as restrições sobre a disponibilidade de terrenos para o desenvolvimento de habitação residencial que pode restringir a capacidade de resposta da oferta, nestes incluem regras de zoneamento difíceis, regulamentos de construção pesados, procedimentos, o que restringiria a quantidade de terrenos desenvolvidos. No entanto, enquanto o preço da habitação pode ser afetado, medidas como a relação preço-aluguer não seriam os suficientemente explicativos, uma vez que esses fatores presumivelmente elevariam os preços do aluguer.

O BDP (2016) neste boletim na caixa 3.1, fez um estudo ao mercado imobiliário com vista a medir a evolução recente dos preços da habitação em Portugal à luz dos seus fundamentais macroeconómicos com base num modelo corretor do erro uniequacional.

Para tal, foram consideradas forças do lado da oferta e da procura para a determinação dos preços da habitação em equilíbrio e suas dinâmicas, seguindo uma metodologia recentemente utilizada para a área do euro, a fim de determinar uma relação de longo prazo entre o índice de preços da habitação real (hpi), e um conjunto de fundamentos macroeconómicos estimou-se uma regressão usando o método dos mínimos quadrados ordinários, incluindo o rendimento disponível real (Y), a taxa de desemprego (ur) e a formação bruta de capital fixo residencial ($rgfcf$), as duas primeiras variáveis refletem essencialmente elementos do lado da procura, o investimento em habitação reflete elementos do lado da oferta e visa captar o padrão cíclico em que esta variável responde à dinâmica dos preços da habitação, o modelo foi estimado compreendendo o período desde o primeiro trimestre de 1988 até ao segundo trimestre de 2016.

Da análise dos «*outputs*» gerados o estudo dos desvios do equilíbrio de longo prazo sugere que entre 2007 e o início de 2009 poderá ter havido uma subvalorização dos preços da habitação. Nos anos mais recentes, os preços da habitação têm estado razoavelmente alinhados com os fundamentos macroeconómicos subjacentes que conduzem o equilíbrio de longo prazo.

De maneira geral, a taxa de desemprego explica a maior fração da dinâmica dos preços reais da habitação ao longo do horizonte. O rendimento disponível real tem um contributo menos expressivo para a dinâmica dos preços da habitação. Relativamente à formação bruta de capital fixo residencial, esta tem contribuído negativamente para o crescimento dos preços durante o período em análise. Por fim, a variação dos preços da habitação que não é explicada pela equação é considerável em vários períodos, em

particular em 2007-10 e 2013-14. Centrando a análise nos últimos dois anos, o crescimento dos preços da habitação tem sido associado a uma queda forte do desemprego e ao crescimento do rendimento disponível real, ao passo que a evolução na formação bruta de capital fixo residencial tem contribuído para atenuar a dinâmica dos preços da habitação.

De acordo com Becke & Foias (2006), ao estudarem os equilíbrios estratégicos de Ramsey, primeiro, definiram as condições necessárias e suficientes para que exista um ponto de equilíbrio estacionário onde somente a família mais paciente possua capital. Desenvolveram a dinâmica das trajetórias estratégicas de equilíbrio de Ramsey, quando a propriedade do «*turnpike*» se mantém, e há um equilíbrio estacionário com apenas o capital da propriedade do familiar mais paciente. Tiveram como base o modelo de acumulação ótima de Ramsey, desenvolvido em 1928, onde pode ser visto como um modelo de acumulação competitiva de capital com um agente representativo. Examinou uma versão de agente heterogéneo onde os agentes privados viviam infinitamente e maximizavam o fluxo descontado de utilidades futuras a taxas constantes.

Estas famílias foram imaginadas para diferir em suas taxas de desconto. Ramsey conjecturou que no estado estacionário de longo prazo o capital da economia estaria concentrado no domicílio mais paciente.

O objetivo do trabalho de Becke e Foias (2006), foi de explorar as propriedades dinâmicas do modelo estratégico no caso em que apenas a família mais paciente detém capital no estado estacionário. Partindo de uma análise com características comuns do modelo estratégico, e o modelo de equilíbrio competitivo básico de Ramsey. Os autores concentraram-se em uma classe especial de soluções em que apenas a família mais paciente já detém capital. Os resultados são generalizados para uma economia de muitos agentes onde a tecnologia satisfaz uma condição suplementar que é satisfeita pela função de produção *Cobb-Douglas*. Onde: o tempo é discreto; os períodos são indexados por $t = 0, 1, 2, (\dots)$ os agregados familiares vivem até ao infinito.

Há uma única finalidade de consumo-bem de capital. A produção ocorre por meio de uma tecnologia de um setor. Os bens de capital depreciam-se completamente dentro de um período. Há domicílios H indexados por $h = 1, 2, \dots, H$ com $H \geq 2$. A utilidade vitalícia de cada agregado é dada como uma soma descontada de utilidades futuras (também conhecidas como retornos ou felicidades de um período). A função de retorno de um único período de uma família é denotada por u_h e o seu fator de desconto constante é δ_h . As duas hipóteses a ter em consideração, descrever as preferências de uma família,

o primeiro estado é as propriedades mantidas pela família funções de retorno de um único período, u_h . O segundo corrige o fator de desconto de cada agente e as ordens de famílias: de pacientes, mais pacientes, para os menos pacientes.

Seja $R_+ = [0, \infty)$ e $R_{++} = (0, \infty)$.

Hipótese 1. Para cada h , $u_h: R_+ \rightarrow R_+$ é duas vezes continuamente diferenciável em R_{++} com $u_h(0) = 0$, $u'_h > 0$, $u_h(0+) = \infty$, e $u''_h < 0$.

Hipótese 2. Para cada h , $0 < \delta_h < 1$ e $1 > \delta_1 > \delta_2 > \dots > \delta_h > 0$. As famílias enfrentam uma restrição orçamental e a expressão geral é dada por

$$\sup = \sum_{t=1}^{\infty} \delta_h^{t-1} u_h(y_t^h) \quad (\text{equação 12})$$

e

Por escolhas de sequências não negativas y_t^h ; x_t^h Satisfatórias:

$$y_{t+1}^h + x_{t+1}^h = w_{t+1} + (1 + r_{t+1})x_t^h, \quad t = 0, 1, 2, \dots, \quad (\text{equação 13})$$

A condição de equilíbrio de mercado do modelo de Ramsey é dada quando a oferta de capital é igual à procura de capital em cada momento.

Os autores assumindo um modelo Cobb-Douglas mostraram que as propriedades qualitativas da dinâmica de Ramsey são semelhantes as do modelo competitivo desde que a propriedade *turnpike* se aplique, não conseguiram provar o equilíbrio estratégico de Ramsey, também não conseguiram estudar a dinâmica no caso de duas ou mais famílias que tenham capital na fase estacionária.

Segundo Calza *et. al.*, (2006) que estudaram o papel das características institucionais dos mercados hipotecários em afetar a força e o momento dos efeitos dos choques da política monetária sobre os preços das casas e o consumo em uma amostra de países da OCDE. Responderam a três perguntas: (i) há divergência significativa na estrutura dos mercados hipotecários nos principais países industrializados; (ii) na frequência do ciclo de negócios, a correlação entre consumo e os preços da habitação aumentam com o grau de flexibilidade / desenvolvimento dos mercados hipotecários; (iii) a transmissão de choques de política monetária sobre o consumo e os preços das casas é mais forte nos países com mercados hipotecários mais flexíveis / desenvolvidos.

Construíram um modelo de equilíbrio geral dinâmico de dois segmentos com restrições de preço e restrições de colaterais, onde a capacidade de endividamento é endogenamente ligada ao valor nominal de um ativo durável (habitação).

Estudaram também as respostas do consumo aos choques políticos, que são afetados por valores alternativos de três parâmetros institucionais chave: (i) taxa de adiantamento; (ii) taxa de reembolso de hipoteca; (iii) estrutura hipotecária de taxa de juros (variável vs. taxa de juro fixa). A metodologia utilizada pelos autores para tratamento de dados foi o modelo dos vetor autorregressivos, e chegaram as seguintes conclusões: há divergência significativa na estrutura dos mercados hipotecários nos principais países industrializados; segundo, na frequência do ciclo de negócios, a correlação entre o consumo e os preços da habitação aumenta com o grau de flexibilidade / desenvolvimento dos mercados hipotecários; terceiro, a transmissão dos choques da política monetária sobre o consumo e os preços das casas é mais forte nos países com mais mercados hipotecários flexíveis / desenvolvidos.

Analisando os outputs do modelo de política monetária construído em consonância com os resultados dos dados empíricos, os autores verificaram que a sensibilidade do consumo aos choques da política monetária aumenta com valores mais baixos da taxa de taxa de reembolso hipotecária, e é maior sob uma estrutura de hipoteca de taxa variável. O modelo pode racionalizar as evidências de que o consumo privado responde mais a impulsos em economias com mercados hipotecários mais desenvolvidos / flexíveis.

De acordo com Kemme e Roy (2012) este artigo fornece uma estrutura empírica, para sua elaboração os autores utilizaram modelos de correção de erros vetoriais e «*probit*» de painel e modelos «*logit*» para mostrar que o rastreamento de uma única variável, os preços reais das casas, foi suficiente para prever a atual crise global. O estudo emprega modelos estatísticos padrão e examina uma proposição simples.

Seguindo um procedimento de duas etapas, respondendo a duas perguntas diferentes, mas relacionadas. Em primeiro lugar tem que ver com o drástico aumento nos preços reais das casas nos Estados Unidos desde 1998 era principalmente inexplicado pelas mudanças nos fundamentos económicos, como renda, população, custos de construção, e taxas de juros de longo prazo segundo, procuraram saber se a recente crise global - especificamente as crises bancárias sistémicas nos Estados Unidos, Grã-Bretanha, Irlanda e Espanha, que também tinham bolhas imobiliárias anteriores - pode ser predita a partir da amostra de 1998-2005.

Ao longo da investigação os autores conseguiram provar que era possível prever a crise financeira a partir de um único indicador- o preço das casas. Fundamentaram essa conclusão no conceito de correção do preço dos ativos, se as pessoas acreditavam no início dos anos 2000 que o preço das casas iria aumentar indefinidamente, mesmo que os fundamentos reais da economia não os apoiava, então o mercado imobiliário exibiria surtos dramáticos seguidos, depois de certo período, por declínios igualmente dramáticos - muito parecidos com outros ciclos de *boom-bubble-bust* observados no passado.

De acordo com (Mankiw e Weill 1989) neste artigo estudaram o impacto das principais mudanças demográficas no mercado imobiliário nos Estados Unidos. O aumento do número de nascimentos nos anos 50 e o subsequente declínio na década de 1970, no pico do «*Baby Boom*» em 1957, 4,30 milhões de bebês nasceram nos Estados Unidos. O ano antes do *boom*, em 1945, 2,86 milhões de bebês nasceram, e em 1973, o número era somente 3.14 milhão (Mankiw et. al, 1989: p.237).

Neste artigo, examinam como tais mudanças demográficas importantes afetam o mercado imobiliário, e que impacto teriam essas mudanças no mercado imobiliário para os próximos vinte anos? Os autores concluíram que as mudanças no número de nascimentos ao longo do tempo principalmente as que se verificaram a seguir a grande depressão levam a grandes e previsíveis mudanças na procura por habitação. Estas mudanças na procura de habitação parecem ter um impacto substancial sobre o preço da habitação. Também naquela altura conseguiram prever para os próximos vinte anos uma queda nos preços da habitação para níveis inferiores aos observados na história dos EUA.

Segundo o artigo de Gerdesmeier *et. al.* (2015), este artigo desenvolve um método baseado em modelos para detetar *booms* e «*busts*» no mercado imobiliário da área do euro. O modelo foi construído e testado, as variáveis explicativas nesse modelo foram a taxa de custo do usuário, demográfica, taxa de desemprego, rendimento disponível, rácio dívida / rendimento e parque habitacional são variáveis fundamentais que explicam de forma significativa os desenvolvimentos do preço da habitação.

Para análise dos dados os autores fizeram uma regressão linear e os resultados comparar ao método HP, VEC e outros métodos já conhecidos, da análise dos outputs os autores concluíram que para além da importância que desempenha a política monetária na determinação dos preços no mercado imobiliário, outras variáveis como demografia, preço atual do ativo em relação à sua média histórica, a identificação de tendências de crescimento ou declínio do mercado também ajudam a detetar *booms* e «*busts*» na zona Euro.

Capítulo III - Aplicação prática do modelo VAR nas variáveis a estudar

3. Metodologia e Dados

O propósito desta dissertação é de estudar a política monetária do Banco Nacional de Angola e quantificar o seu impacto no mercado imobiliário de Luanda, nomeadamente no que respeita às variáveis: 1) Taxa de Juro BNA, 2) Taxa LUIBOR a 12 meses, 3) índice de preços na habitação (IPHAEG)¹⁵ e o 4) índice de preços no consumidor (IPC)¹⁶.

A metodologia utilizada para medir o impacto da política monetária do BNA no mercado imobiliário é baseada em modelos de Vetores Autorregressivos (VAR), que se converterá num vetor de correção de erros (VEC) e para testar a cointegração das variáveis utilizar-se-á o método de JOHANSEN, considerou-se que seria a metodologia mais adequada, uma vez que é simples de implementar e não requer um vasto número de dados nem de variáveis. Além disso permite identificar os choques inesperados que podem acontecer sobre as variáveis

O objetivo desse estudo pretende-se com a identificação da correlação da taxa de juro BNA, enquanto instrumento de política monetária e o nível de preços no mercado imobiliário em Luanda, no curto e no longo prazo face a alteração das taxas de juro do mercado monetário interbancário no mercado imobiliário de Luanda, bem como alteração das taxas de juro de referência e analisar se estas se correlacionam segundo o método econométrico VAR. e introduziu-se igualmente algumas variáveis de controlo como o IPC e o índice de preço da habitação. Por um lado, perceber se a política monetária e o mercado imobiliário correlacionam-se positivamente e num elevado valor, significa que a alteração da taxa de juro no MMI não é significativa e afere-se que a política monetária do BNA será ótima.

Por outro, se as variáveis se correlacionarem negativamente e apresentarem um coeficiente reduzido significa que a alteração da taxa de juro é relevante, o que sugere que a política monetária estabelecida pelo BNA é prejudicial para o mercado imobiliário.

Para que o objetivo proposto fosse cumprido, selecionou-se como horizonte temporal de estudo, o período de 2011Q4 até 2017Q2. A escolha do horizonte temporal

¹⁵ Os dados sobre o índice de preços da habitação englobam outros sectores tais como Água, eletricidade e gás. (CEIC,2016).

¹⁶ O IHPC é utilizado para avaliar se a estabilidade de preços foi atingida. Assegura a transparência do compromisso do BNA quanto a uma proteção integral e eficaz contra perdas de poder de compra da moeda. (BNA,2015).

para o estudo deve-se ao facto de ser a partir desse período que o BNA introduziu no sistema financeiro nacional o conceito de taxa básica de juro de referência denominada taxa BNA que sinaliza a orientação da política monetária, para que o mesmo possa ocorrer de maneira eficiente, o quadro operacional do BNA, introduz também nesse período a LUIBOR¹⁷.

3.1. Descrição das variáveis a estudar

A taxa BNA encontra-se expressa em percentagem com periodicidade mensal, sinaliza a orientação da política monetária. Uma subida da taxa BNA indica um curso mais restritivo da política monetária, em que, por exemplo, o BNA prevê um cenário de aumento geral dos preços, no curto prazo, que pode pôr em causa o objetivo de inflação estabelecido pelo Executivo. Por outro lado, uma redução da taxa BNA indica um curso expansionista da política monetária, por exemplo, num cenário em que o BNA prevê uma diminuição da inflação no curto prazo, Para além de sinalizadora da política monetária, a taxa BNA serve de referência para as taxas praticadas pelas instituições financeiras no mercado monetário interbancário, onde, entre si, trocam posições de liquidez e, deste modo, influencie a taxa de juro a utilizar para a generalidade das operações intermediadas pela banca nacional. (BNA,2016)

A *LUIBOR a 12 meses* também se encontra expressa em percentagem e os dados apresentam igualmente periodicidade mensal é uma taxa média resultante das taxas de juro cobradas entre os bancos comerciais, no mercado monetário interbancário. Portanto, espera-se que a LUIBOR se situe entre a taxa de juro cobrada pelo Banco Nacional de Angola na sua facilidade permanente de cedência de liquidez e a oferecida pela facilidade permanente de depósito (BNA,2016)

O índice harmonizado de preços no consumidor é igualmente expresso em percentagem e em dados mensais. O IHPC é utilizado para avaliar se a estabilidade de preços foi atingida. (CEIC,2015). Assegura a transparência do compromisso do BNA quanto a uma proteção integral e eficaz contra perdas de poder de compra da moeda.

Os dados do índice de preços na Habitação são também dados mensais e de igual modo expressos em percentagem. É utilizado para avaliar o nível de preços no setor imobiliário (CEIC,2015).

¹⁷ Luanda *Interbank Offered Rate*, que é uma taxa média resultante das taxas de juro cobradas entre os bancos comerciais no mercado monetário interbancário (BNA,2015).

3.2. Análise de estacionariedade das séries

Antes da aplicação dos testes de raízes unitárias sobre cada uma das séries, preferimos fazer uma análise preliminar da representação gráfica de cada uma das variáveis que pode ser observada também no apêndice A.

Em função dos gráficos apresentados a vista desarmada é possível suspeitar, alias tal como é usual, que existe sazonalidade nas séries de índice de preços. Os dados recolhidos relativamente a série das taxas de juro normalmente não apresenta sazonalidade. Assim sendo efetuou-se a dessazonalização multiplicativa dos índices de preço com o auxílio do *Census X12* através do *EViews*, como se pode verificar nos gráficos apresentados no Anexo B.

3.3. Teste às raízes unitárias

Estas séries podem não ser estacionárias. Então irá efetuar-se os testes às raízes unitárias, para confirmar se as séries são estacionárias ou não estacionárias. Para verificar se uma determinada série é ou não estacionária utilizam-se testes de raízes unitárias, onde o objetivo é medir o grau de integração da série. Para efetuar a análise em causa existem vários testes possíveis:

- Teste Augmented Dickey-Fuller (ADF);
- Teste Phillips Perron (PP);
- Teste Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin (KPSS).

Após a aplicação dos métodos acima mencionados as variáveis em estudo, irá concluir-se se as mesmas, ao longo do tempo, apresentam ser:

- Estacionárias: I (0)
- Trend Stationary Process (TPS): I (0)
- Difference Stationary Process (DPS): I (1)

As conclusões a tirar com base nos resultados obtidos permitirão indicar qual a modelação econométrica mais correta, sabendo antecipadamente que a relação entre as variáveis pode ser espúria ou co integrada, quando ambas são I (1), podendo ainda ser VAR quando as séries são I (0). Seguidamente efetua-se a análise aos «*output's*» gerados pelo *software* «*EViews*» para as Variáveis taxa de Juro BNA, taxa LUIBOR a 12 meses, índice de preços no mercado imobiliário e Índice de preços no consumidor com o objetivo de verificar se as séries apresentam características de estacionariedade. (ver apêndices, C

e D, de acordo com a ordem apresentada dos testes). O *lag* associado ao teste ADF e o *bandwidth* associado aos testes PP e KPSS foram escolhidos automaticamente.

Depois da aplicação dos três testes, ADF, PP e KPSS (ver apêndice C, D e F), é possível demonstrar que as variáveis a estimar (taxa de juro BNA, Taxa Luibor a 12 meses Índice de Preços na Habitação e o IPC):

I- Não rejeitamos a hipótese nula para qualquer uma das variáveis, o T estimado foi superior ao T estatístico (ADF e PP)¹⁸ E o «*P. value*» foi superior ao nível de significância o que significa que a série tem uma raiz unitária, logo é não estacionária.

Tabela 2: Resultado dos testes de raiz unitária

Variáveis	ADF (p-value)	pp (pvalue)	KPSS (LM-stat)
Taxa de juro BNA	Com tendência	0.0000	0.0000	0.082036 (0.146000)*
Luibor a 12 meses	Sem tendência	0.8159	0.0000	0.759588 (0.463000)*
Índice de Preços Habitação	Com tendência	0.0002	0.0000	0.091457 (0.146000)*
IPC	Com tendência	0.7071	0.7255	0.119436 (0.146000)*

* Refere ao valor crítico de 5%.

Fonte: Elaboração própria

Nos apêndices B, C e D, além de uma descrição detalhada sobre cada um dos testes aplicados, pode-se também observar ao pormenor os valores encontrados para os testes *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) teste *Phillips Perron* (PP), Teste *Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin* (KPSS), respetivamente e aferir a conclusão a cima mencionada.

3.4. Modelo VAR

A partir do artigo clássico de Sims (1980), a aplicação de modelos vetores autorregressivos (VAR) foi rapidamente divulgado entre os economistas. Atualmente estes modelos estão entre os instrumentos mais utilizados nas investigações empíricas na área da macroeconomia. Os modelos VAR são sistemas de equações, nos quais cada variável é modelizada pelos seus valores desfasados e pelos valores desfasados das

¹⁸ Pelo método KPSS, também chegamos a mesma conclusão, com análise diferente do método ADF e PP.

restantes variáveis do sistema, permitindo assim descrever relações meramente estatísticas entre estas.

O objetivo subjacente à estimação deste tipo de modelos consiste na obtenção de resultados empíricos sobre a resposta de determinadas variáveis às alterações de política monetária, permitindo ainda, analisar as relações estatísticas entre estas.

As vantagens essenciais na aplicação dos modelos VAR estão relacionadas com a simplicidade de implementação e a exigência reduzida de dados e variáveis, em comparação com os grandes modelos econométricos (Sims 1980)

- ✓ Todas as variáveis são endógenas;
- ✓ Modelos mais flexíveis do que os modelos uni variados;
- ✓ Estimação OLS quando não há valores contemporâneos no lado direito das equações;
- ✓ Previsões de melhor qualidade do que nos modelos estruturais tradicionais;

Inconvenientes

- ✓ Modelos teóricos tal como os ARMA;
- ✓ Escolha do número adequado de defasamentos (critérios de informação AIC e SIC);
- ✓ Muitos parâmetros a estimar;
- ✓ Todas as componentes do modelo têm que ser estacionárias.

Por um lado, o reduzido número de regressores, apontado como uma vantagem, pode também revelar-se uma desvantagem, na medida em que poderá levar à não inclusão de variáveis relevantes. Por outro, apontam-se inconvenientes no que diz respeito à sua aplicação para o estudo do elemento sistemático da política monetária, ou no que respeita à falta de estrutura económica ou base teórica.

Neste ponto apresentar-se-ão os resultados sobre a estimação do modelo VAR em três partes distintas. Na primeira parte procura-se saber qual o «lag» ótimo, testando também a auto correlação dos resíduos das variáveis. Seguidamente cria-se o modelo VAR para as variáveis da economia angolana.

Na última parte e uma vez estimado o modelo, passa-se à sua utilização para conhecermos as relações entre as variáveis e a relação entre elas.

3.5. Número de Lags

O *output* obtido do *lag criteria* mostra-nos com unanimidade, (a exceção do método SC) que o número de *lags* a utilizar, serão 2. (Ver Tabela 1). Desta forma e visto que os dados utilizados para cada uma das séries são mensais ($2 \text{ lags} = 2 \text{ meses}$), estamos em condições de testar se a informação relativa à taxa de juro BNA, LUIBOR, Índice de Preços na Habitação e o IPC, mensalmente, são influenciadas pelos acontecimentos registados nos meses passados.

Depois de determinar o número de *lags* adequado (2), o VAR (2) obtido pode ser observado no apêndice G2 Tabela 1.2. Por forma a confirmar a análise recorreu-se ao *software E-Views* aplicando três testes aos resíduos. Testes: LM de auto correlação, o teste *WhiteHeteroskedasticity (with cross terms)* e o teste de normalidade.

Visando uma correta aplicação do modelo VAR procura-se que não exista auto correlação, nem heterocedasticidade e esteja presente normalidade entre os resíduos. Um dos testes mais utilizados para detetar a presença de auto correlação entre os resíduos é o teste de Breusch-Godfrey (*Serial Correlation LM Test*). Assim, tendo por base a fórmula:

$$y_t = a + b_1 x_{t1} + \dots + u_t, \text{ (equação 14), onde, o termo de erro é gerado}$$

pelo seguinte processo

$$\text{Autorregressivo: } u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_q u_{t-q} + \varepsilon_t \text{ (equação 15)}$$

Ao verificar-se a auto correlação dos resíduos testa-se as seguintes hipóteses:

$$H_0 \rho_1 = \rho_2 \dots \rho_q = 0 \text{ (não auto correlação)}$$

$$H_1 \rho_1 = \rho_2 \dots \rho_q \neq 0 \text{ (auto correlação)}$$

Assim se os resíduos fossem não auto correlacionados, aceitaríamos a hipótese H_0 . Logo se aceitarmos tal hipótese, quer dizer que o modelo não possui auto correlação.

O teste de *White* (1980) para sistemas de equações foi discutido por Kelejian (1982) e Doornik (1995). Este teste permite não-linearidades por utilizar quadrados e produtos cruzados de todos os x 's. Basta verificar o *p-value*, se este for maior que 0,05 não se rejeita a hipótese nula, que neste caso é equivalente a dizer que há homocedasticidade dos erros. Caso este, seja menor para o nível de significância (neste caso 5%), rejeita-se H_0 , ou seja, admite-se como válida a presença de erros heterocedásticos.

O teste à normalidade consiste em verificar se os valores dos erros apresentam (as) simetria e não são achatados¹⁹. Se a distribuição for normal $N(0, 1)$, a média terá de ser nula, o desvio padrão igual a 1, a skewness terá de ser nula e o excesso de kurtosis terá de ser igual a 3. O teste de Jarques-Bera tem como H_0 a distribuição Normal, ou seja, para análise em causa deve-se aceitar H_0 .

Em função dos resultados apurados a partir dos outputs do *eviews* (ver apêndice H Quadro H1.1, H1.2 e H1.3), observa-se que para o estudo em causa, 2 «lags» como o número de «lags» ótimo não será a melhor opção, pois rejeita-se H_0 , no teste LM há auto correlação dos resíduos, (p value <0,05) embora se aceite H_0 no teste «White Heteroskedasticity» (with cross terms) e exista normalidade (P-value <0.05).

Assim sendo e por forma a que o modelo capte melhor os dados e facilite a interpretação resolveu-se dividir as variáveis em grupos de duas, mantendo-se uma constante, o Índice de preços da habitação (Índice de habitação com a taxa *Luibor*, Índice de habitação com a taxa BNA e o Índice de habitação com o IPC). E voltar a estimar os modelos, (ver apêndice I Tabela I1, I2 e I3).

Número de lags dos novos VAR

Depois de analisar os dados optou-se por utilizar 4 «lags» (conforme conta nos anexos do paragrafo anterior) para todos os grupos a exceção do grupo Índice habitação e IPC (ver também anexo do paragrafo anterior), utilizou-se 1 «lag» aplicação do modelo VAR (1) no mercado imobiliário de Luanda.

Teste de white dos novos modelos

Para testar a heterocedasticidade aos novos modelos, utilizou-se O Método dos Mínimos Quadrados (MMQ), ou Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) ou OLS (do inglês «Ordinary Least Squares») é uma técnica de otimização matemática que procura encontrar o melhor ajuste para um conjunto de dados tentando minimizar a soma dos quadrados das diferenças entre o valor estimado e os dados observados (tais diferenças são chamadas resíduos).

Consiste num estimador que minimiza a soma dos quadrados dos resíduos da regressão, de forma a maximizar o grau de ajuste do modelo aos dados observados. Um requisito para o método dos mínimos quadrados é que o fator imprevisível (erro) seja distribuído aleatoriamente, essa distribuição seja normal e independente. O Teorema Gauss-Markov garante (embora indiretamente) que o estimador de mínimos quadrados é

¹⁹ Skewness e excesso de Kurtosis.

o estimador não-enviesado de mínima variância linear na variável resposta. Outro requisito é que o modelo é linear nos parâmetros, ou seja, as variáveis apresentam uma relação linear entre si.

Vale ressaltar que a ausência de homocedasticidade é chamada de heterocedasticidade. Com isso, testamos a seguinte hipótese:

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \dots = \sigma_k^2$$

$$H_1: \text{pelo menos um dos } \sigma_t^2, \text{ diferente, } i = 1 \dots k$$

Em função dos resultados apurados a partir dos outputs do «*views*» (ver anexo J equação I; II e III), observa-se que para o estudo em causa, 4 «lags» para os três grupos e 1 lag para o grupo IPC e índice de preços habitação como o número de «lags» ótimo será a melhor opção, pois não se rejeita H_0 , nos testes de «*white*» aplicados aos resíduos, (p value > 0,05), o que significa dizer que há homocedasticidade nos erros dos resíduos.

Teste de cointegração das variáveis

Para testar a cointegração das novas variáveis utilizou-se o método de Johansen, para utilizarmos a metodologia de Johansen é necessário modelar Z_t como um vetor autorregressivo (VAR) sem restrições envolvendo k defasagens de Z_t . O modelo VAR pode ser escrito da seguinte forma

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + \dots + A_k Z_{t-k} + \theta D_t + u_t \quad (\text{equação 16})$$

Onde $u_t \sim IN(0, \Sigma)$, Z_t é um vetor ($n * 1$) e cada elemento A_i é uma matriz de parâmetros de ordem ($n \times n$) e D_t representa termos determinísticos, tais como constante, tendência linear e sazonalidade.

No caso da metodologia de Johansen também se torna necessário determinar a ordem da defasagem de Z_t , pois este procedimento tem como base a hipótese de que ao se introduzir um certo número de defasagem, é possível obter os resíduos bem-comportados, isto é, estacionários. Desta forma, a equação acima pode ser modificada em termos de um modelo de correção de erros (VEC) da seguinte forma

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \Phi D_t + u_t \quad (\text{equação 17})$$

Onde,

$$\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i), (i = 1, 2 \dots K - 1) \text{ e } \Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k). \text{ (eq 18)}$$

A principal vantagem em escrever o sistema em termos do modelo de correção de erros é o fato de que, nesse formato, são incorporadas informações de longo e curto prazo.

A metodologia de Johansen apresenta três situações, baseadas no posto Π ,

II. Possui posto completo. Neste caso temos que há $p = r$ colunas linearmente independentes, então as variáveis em Z_t são $L(0)$, isto é, as séries em Z_t são estacionárias.

II. Possui posto igual a zero, então não existe cointegração nas séries temporais de Z_t

II. Possui posto reduzido. Este é o caso mais importante, quando há $r \leq (p - 1)$ séries co integradas em Z_t , podemos escrever $\Pi = \alpha\beta'$; sendo que α é uma matriz $(n \times p)$ que representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz no curto prazo e β é uma matriz $(n \times p)$ de coeficientes de cointegração de longo prazo. Podemos então, dizer que o termo $\beta'Z_{t-k}$ representa as $p - 1$ relações de cointegração no modelo multivariado, assegurando assim que Z_t converge para uma solução a longo prazo.

Para testar a presença de séries co integradas em Z_t existe duas estatísticas a serem consideradas,

$$J_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \text{ (equação 19)}$$

$$J_{mar} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \text{ (equação 20)}$$

A estatística J_{trace} testa as hipóteses,

$$H_0: \lambda_i = 0; i = r + 1 \dots n$$

$$H_1: \lambda_i \neq 0; i = 1, 2, \dots n$$

Ou seja, a hipótese nula é que somente os r primeiros auto valores são diferentes de zero, isto é, existe r séries temporais co integradas em Z_t .

Em função dos resultados apurados a partir dos outputs do «*eviews*» para o teste de trace (ver apêndice K, Tabela K1) de acordo com a hipótese nula, testada por meio da estatística do traço, $r = 0$, ou seja, não há relação de cointegração entre as quatro séries; segundo a hipótese alternativa, testada pela estatística de máximo, há pelo menos duas relações de cointegração entre as quatro séries estudadas. De fato, a estatística traço ($Qr = 13,5$), sendo menor que o seu valor crítico a 5% de probabilidade de erro ($QV_{crit.5\%} = 17,80$), sugere a aceitação da hipótese nula de que não há relação de cointegração entre as quatro séries. A hipótese alternativa de que existe pelo menos duas relações de cointegração entre as quatro séries não é rejeitada, pois a estatística de máximo ($Qm = 5,92$) é maior que seu valor crítico ($QV_{crit.5\%} = 11,22$) em um nível de significância de 5%. Como a hipótese alternativa foi aceita, ou seja, as quatro séries temporais são co integradas.

Capítulo IV- Interpretação dos resultados

Este capítulo tem como objetivo, identificar a correlação entre a taxa de juro BNA enquanto instrumento de política monetária do Banco Nacional de Angola e o nível de preços no mercado imobiliário de Luanda, bem como a relação existente no curto e no longo prazo entre as taxas Luibor e o índice de preços do mercado habitacional de Luanda. Aludir o seu significado económico, ou seja, aferir o efeito da alteração das taxas de juro LUIBOR e a taxa BNA a curto e a longo prazo no mercado imobiliário de Luanda.

Na seção anterior, verificou-se que as séries temporais da taxa LUIBOR, BNA e Índice de preço Habitação, bem como o IPC são co integradas, existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Naturalmente, pode haver desequilíbrio no curto prazo. Passaremos em seguida analisar os resultados dos modelos de correção vetorial do erro (VEC).

Na tabela 4 do modelo de correção vetorial do erro (ver apêndice I tabela I1), das variáveis LUIBOR e Índice Habitação, não há relação de longo prazo, o β_2 é diferentemente significativo de zero com um teste T de 1,96. Isso indica que os desequilíbrios de curto prazo entre as duas séries dos preços LUIBOR e do Índice Habitação devem desaparecer no momento exato em que o equilíbrio de curto prazo ocorrer.

O índice de valor de mercado da habitação varia com a LUIBOR apenas no curto prazo. No entanto no longo prazo o índice de preços da habitação depende da taxa de referência (taxa BNA), uma variação de 1 ponto na taxa BNA, o índice de preços habitação varia 4 pontos. (Ver apêndice I Tabela I 2), e também a taxa de referência tem efeitos no curto prazo, isso implica que os desequilíbrios de longo prazo entre as séries taxa BNA e Índice de preço habitação devem desaparecer no momento exato em que o equilíbrio de longo prazo ocorrerem. O valor do coeficiente do termo de erro (-0,3486229) implica que o desvio em longo prazo é ajustado em parcelas de 0,3486229 a cada dia. Por sua vez quando o índice de preços Habitação varia 1 ponto tem efeitos no longo prazo sobre o IPC, varia 0,22 pontos e produz também efeitos no curto prazo.

4. Função Impulso Resposta das variáveis

Neste ponto analisa-se a resposta ao índice de preço habitação face ao impulso das variáveis estudadas, comparando em qual das variáveis o impacto é maior, menor ou igual por forma a complementar as conclusões retidas.

Os gráficos L1, L2 e L3 (ver apêndice L) apresentam as funções de impulso-resposta das séries temporais para os períodos de rigidez e flexibilidade das taxas de juro. De maneira geral, confirmando os resultados apurados pela análise do vetor de correção de erro (VEC), os movimentos mais relevantes observados nas funções de resposta do índice de preço habitação aos impulsos da taxa de juro se resumem a: choques na taxa LUIBOR sobre o índice de preços habitação, nos períodos em que se verificam choques positivos na taxa LUIBOR, o índice habitação responde a esses choques de maneira positiva no curto prazo, até mais ou menos ao período cinco (5), a partir desse ponto um aumento da taxa LUIBOR, o índice responde com um crescimento menor que a taxa LUIBOR, até ao período nove (9) em que se verifica uma descida da LUIBOR, provocando um impulso positivo no índice habitação, sendo que para taxa BNA acontece o contrário, o índice cresce lentamente no curto prazo até ao período cinco (5) e responde com maior intensidade a partir desse ponto (5), confirmando assim o que já observou-se no modelo de correção do erro em que se verificou efeitos de longo prazo no índice habitação provocados por choques na taxa BNA..

4.1. Discussão de resultados

Este trabalho visou identificar a correlação entre a taxa de juro BNA enquanto instrumento de política monetária do Banco Nacional de Angola e o nível de preços no mercado imobiliário de Luanda, bem como a relação existente no curto e no longo prazo entre as taxas Luibor e o índice de preços do mercado habitacional de Luanda. Foi produtivo discutir, neste ponto, os resultados obtidos, acerca da influência da política monetária (taxa BNA e a Luibor) no mercado imobiliário de Luanda, comprova-se com os resultados observados, forte influencia da politica monetária do Banco Nacional de Angola no mercado imobiliário de Luanda ao longo da amostra temporal analisada (2011Q4 - 2017Q2). Fundamentando os resultados apurados com a literatura já estudada, pode-se aludir a estudos como os do BCE (2009 e 2005), Kemme e Roy (2012), Gardesmeier et, al (2015), onde procuraram estudar a evolução do preço das casas na zona Euro e países da OCDE e identificar o papel da transmissão da política monetária e a evolução demográfica no mercado habitacional. Os estudos também foram baseados em modelos VAR/VEC e provaram existir influencia da politica monetária do BCE na zona EURO. Procurou-se testar as conclusões desse estudo, replicando a metodologia na economia angolana, concretamente no mercado de Luanda, analisou-se o período entre

2011 e 2017, com objetivo de identificar a influência da política monetária no mercado imobiliário de Luanda, utilizando às seguintes variáveis: índice de preços habitação Luibor, taxa BNA e uma variável de controlo, IPC.

O BDP (2016) estudou o mercado imobiliário em Portugal para determinar os preços da habitação em equilíbrio e suas dinâmicas, e estudar a relação de longo prazo entre o índice de preços de habitação real e um conjunto de fundamentos macroeconómicos, fez-se uma regressão linear as séries no período amostral entre 2008 e 2009. Para analisar os dados utilizou-se o método dos mínimos quadrados ordinários, tal como fez-se nessa dissertação para testar a cointegração dos resíduos das series estudadas e concluiu-se que os resíduos das séries índice habitação, IPC, Luibor e taxa BNA estavam co integrados. O estudo do BDP entre outras conclusões sugere que os preços nos últimos anos têm estado alinhados aos seus fundamentais de longo prazo, como consequência da política monetária do BCE depois da crise

Grande parte da literatura consultada utiliza o modelo VAR. As análises e conclusões dessa dissertação foram baseadas no modelo de correção de erros e nas funções de impulso resposta. O modelo mostrou existir uma forte cointegração entre as variáveis estudadas (índice de preços habitação Luibor e a taxa BNA). Apresentam cointegração de ordem dois (2). Uma subida na taxa diretora, influencia positivamente o mercado imobiliário a longo prazo, tal como constatou o BCE na zona Euro, Kemme e Roy (2012), Gardesmeier et, al (2015), uma subida da taxa BNA tem influencia positiva a longo prazo no mercado imobiliário, alteração da taxa Luibor por sua vez tem influencia positiva no mercado imobiliário a curto prazo, ao contrário dos estudos feitos pelo BCE e o BDP que mostraram existir efeitos no mercado imobiliário quando se faz uma correção pra cima ou para baixo das taxas de juro. Porém o presente trabalho não observou efeitos no mercado imobiliário de Luanda quando se faz uma correção das taxas de juro para baixo, uma vez que a nossa série começa em 2011Q4, e até o final da série 2017Q2 só se verificam tendência de subida das taxas de juro.

Assim, comparando os resultados obtidos nos estudos do BCE (2005) e os Kemme e Roy (2012), Gardesmeier *et, al.* (2015) com os da atual dissertação, estes coincidem, no que respeita à reação positiva do índice de preços habitação a uma subida da taxa BNA e da Luibor.

Conclusão

O tema escolhido para o trabalho é um tema que já tem sido abordado por outros autores, principalmente ao nível da zona Euro e nos Estados Unidos da América.

Ao realizar este trabalho pretendeu-se adicionar um maior contributo ao estudo da política monetária estabelecida ao nível do Banco Nacional de Angola (BNA) e perceber a sua influencia no mercado imobiliário de Luanda. Analisou-se o horizonte temporal (desde o quarto trimestre de 2011 ao segundo trimestre de 2017), não existem referências deste tipo de estudo no mercado angolano, quer neste período de estudo mais atualizado como em outros períodos anteriores, pelo que o estudo se constitui bastante inovador para economia de Angola para poder perceber se a política monetária do BNA exerce influencia no mercado imobiliário de Luanda.

Este trabalho teve como principal objetivo estudar a correlação entre as taxas de juro do Banco Nacional de Angola enquanto instrumento de política monetária e o nível de preços do mercado imobiliário de Luanda, e a relação que existe no curto e no longo prazo entre as taxas Luibor e o índice de preços do mercado imobiliário de Luanda.

Numa primeira fase pretendeu-se avaliar se as variáveis em estudo eram estacionárias recorrendo-se a três testes de raízes unitárias. Seguidamente, aplica-se o modelo dos vetores autorregressivos, escolhendo o *lag* ótimo e efetuando os devidos testes aos resíduos que se extraem na aplicação do modelo VAR/VEC. Finalmente fez-se o estudo de cointegração as variáveis e analisou-se ainda a função impulso-resposta das mesmas, por forma a complementar as conclusões do trabalho.

Após aplicação dos testes as variáveis com ajuda do *software eviews*, o modelo dos vetores autorregressivos mostrou que as variáveis de longo prazo são todas significativas a 1% ou 5%. A constante e a linear com tendência, foram incluídas no modelo como variáveis exógenas. A linear com tendência é positiva e significativa a 1% tal como a luibor e a taxa BNA. O índice de preços no consumidor e o índice de preços da habitação são negativos e significativos a 1% e a 5%.

No modelo de correção do erro(VEC) um coeficiente β negativo estimado implica um choque positivo na relação da equação de longo prazo e vice-versa.

O coeficiente α que representa a velocidade de ajustamento, estimado para o IPC e para o índice de preços da habitação também são significativos a 1% e a 5%. Isso significa que o preço em logaritmos para o índice de preços no consumidor e para o índice de preços da habitação são endógenos e reagem aos erros de cointegração após choques

no sistema. Choques positivos na relação de preços de longo prazo aumentam os retornos do índice de preços da habitação, e IPC. A velocidade de ajustamento é de cerca de 8% parcelas ao dia para o índice de preços da habitação e de 0.8% ao dia para o IPC.

As variáveis apresentam cointegração de ordem dois (2); uma subida na taxa diretora, influencia positivamente o mercado imobiliário a longo prazo, tal como constatou o BCE na zona Euro, Kemme e Roy (2012), Gardesmeier et, al (2015), uma subida da taxa BNA tem influência positiva a longo prazo no mercado imobiliário, por sua vez alteração da taxa Luibor tem influência positiva no mercado imobiliário a curto prazo. Ao contrário dos estudos feitos pelo BCE (2005 e 2009), Kemme e Roy (2012), Gardesmeier et, al (2015), que mostraram existir efeitos no mercado imobiliário quando se faz uma correção para cima ou para baixo das taxas de juro. Porém o presente trabalho não observou efeitos no mercado imobiliário de Luanda quando se faz uma correção das taxas de juro para baixo, uma vez que a nossa série começa em 2011Q4, e até o final da série 2017Q2 só se verificam tendência de subida das taxas de juro.

Assim, comparando os resultados obtidos nos estudos do BCE (2005) e os Kemme e Roy (2012), Gardesmeier *et, al.* (2015) com os da atual dissertação, estes coincidem, no que respeita à reação positiva do índice de preços habitação a uma subida da taxa BNA e da Luibor.

A título dos aspetos positivos na elaboração deste estudo, é possível destacar o caráter inovador do mesmo para economia angolana e o facto de ter permitido alcançar os resultados esperados, que vão de encontro aos estudos elaborados por outros autores.

Linhas de investigação futura

Em termos de linhas de investigação futura, poderá se fazer o mesmo estudo, mas, para além da política monetária introduzir outras variáveis, como por exemplo, a densidade demográfica, o consumo das famílias, o acesso ao crédito e o comportamento do preço das casas ao longo da sua média histórica.

Não foi possível explorar essas variáveis no presente estudo devido à dificuldade de acesso aos dados por parte das instituições angolanas e também devido o tempo que se tornava cada vez mais escasso

Bibliografia

- Abacus Savills. (2010). Relatório Sobre o mercado Imobiliário de Angola. Luanda,
- Adair, A. Mcgreal, S. (1996). Valuation of residential property: analysis of participant behavior. *Journal of Property valuation and Investment*. 14. pp 20-35
- Araújo, E. Cristina, A. (2008). *A casa [própria] alugada: questões da política pública habitacional*. revista de pesquisa em arquitetura e urbanismo. Programa de pós-graduação do departamento de arquitetura e urbanismo. eesc-usp. Brasil.
- Arraes, A. Filho, S. (2008). Externalidades e formação de preços no mercado urbano brasileiro. *Economia Apicada*. 12: pp. 289-312.
- Banco Africano de Desenvolvimento (2012). Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económicos. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. Comissão Económica para África (2012). *Perspetivas económicas em áfrica 2012*. países africanos da CPLP. Disponível em: <http://www.gfn-acdd.com/Angola/docs-Angola/perspectivas-economicas-em-africa-pt> Acesso em 5 de janeiro de 2017.
- European Central Bank. (2005). *Recent house price developments. the role of fundamentals*. Germany: European Central Bank
- European Central Bank. (2009). *Housing finance in the euro area*. Germany: European Central Bank
- Banco de Portugal (2013, 2016). Boletim económico do Banco de Portugal. Lisboa: BdP.
- Banco Nacional de Angola (2013,2015). *Relatório de política monetária*. Luanda: BNA.
- Becke. R & Foias. C, (2006). *Strategic ramsey equilibrium dynamics*. Texas a&m university
- Calza, A. Monacelli, T. (2006). Mortgage markets, collateral constraints, and monetary policy: do Institutional factors matter? Germany:Editor's Announcement:European Central Bank.
- Carvalho, A (2011). Guia de investimento em Angola. Vitor Carvalho & associados. advogados. Angola.
- Castro, G. (2007). *O efeito riqueza sobre o consumo privado na economia portuguesa*. Lisboa: BdP.
- ChaveZ, Z. (2015). O investimento imobiliário em angola-aspetos da procura de habitação em Luanda. (tese de mestrado não publicada). Portugal: Universidade de Évora.

- Delloite (2010). *O mercado imobiliário em Angola*. Luanda: Deloitte.
- Doornik, A. (1995). *Econometric Computing*. (tese de doutoramento não publicada). United Kingdom: Oxford University.
- Fankiw, N. Weill, D. (1989). *The baby boom, the baby bust, and the housing market*. United Kingdom: Harvard University.
- Ferreira, M. Menezes, R. Catana, F. (2004). *Métodos quantitativos*. Lisboa.
- Fisher, I. (1930). The theory of interest as determined by impatience to spend income and opportunity to invest it. New York: The Mac Millan Company.
- Franke, R. Bernanke, A. (2003). *Princípios de Economia*. Portugal: Mac Graw Hill.
- Friedman, M. (1980). *Quantity Theory of Money*. Chicago: University of Chicago.
- Gameiro, F. & Pereira, A. (2000). *A problemática da habitação em Angola. Os musseques e a requalificação urbana*, Luanda.
- Gerdesmeier, D, Lenarčič, A. Roffia, B (2015). An alternative method for identifying booms and busts in the euro area housing market. Germany:European Central Bank.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of economic dynamics and control*. 12: pp. 231–254.
- Jornal Expansão (2011, junho 8).. Credores do sistema bancário. Angola.
- Kelejian, H. (1982). An extension of a standard test for heteroskedasticity to a systems framework, *Journal of econometrics*, 20: pp. 325–333.
- Kemme, D. Roy, S. (2012). Did the recent housing boom signal the global financial crisis? Bruxelas:Editor's announcement.
- Keynes, J. (1936). *The general theory of employment, Interest and Money*. Londres: Macmilan Publishers.
- Kramer, H. (1971). Short term fluctuations in U.S. *Voting Behavior. American Political Science Review*. 65: pp. 131-43.
- Leão, E. Leão, P. & Lagoa, S. (2015). *Política monetária e mercados financeiros*. Lisboa: Edições Silabo Lda.
- Lourenço, R. Rodrigues, P. (2015). *House prices: bubbles, exuberance or something else? Evidence from euro area countries*. Lisboa
- Mitra-Consultoria & Investimento (2009). Angola Investimentos Imobiliários.Angola.
- Oliveira, C. (2011). *Qualidade habitacional do novo milénio*. (tese de mestrado Integrado em Engenharia Civil não publicado). Portugal: Universidade do Porto.

- Pascoal, A. (2014). *Impacto da Cooperação Angola-China na Construção de Infraestruturas e no Desenvolvimento Social e Económico*. (Tese de mestrado não publicado). Portugal: Universidade de Évora.
- SIMS, C. (1980). Macroeconomics and reality, *Econometrica*. 48. pp. 1-48.
- Universidade Católica de Angola (2016). Centro de estudos e investigação científica. relatório económico de Angola 2015. Luanda
- White, H. (1980). A heteroskedastic-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity, *Econometrica*. 48(4). pp. 817-38.

APÊNDICES

Apêndice A - Representação gráfica de cada uma variável

Gráfico A3.1 - Taxa BNA

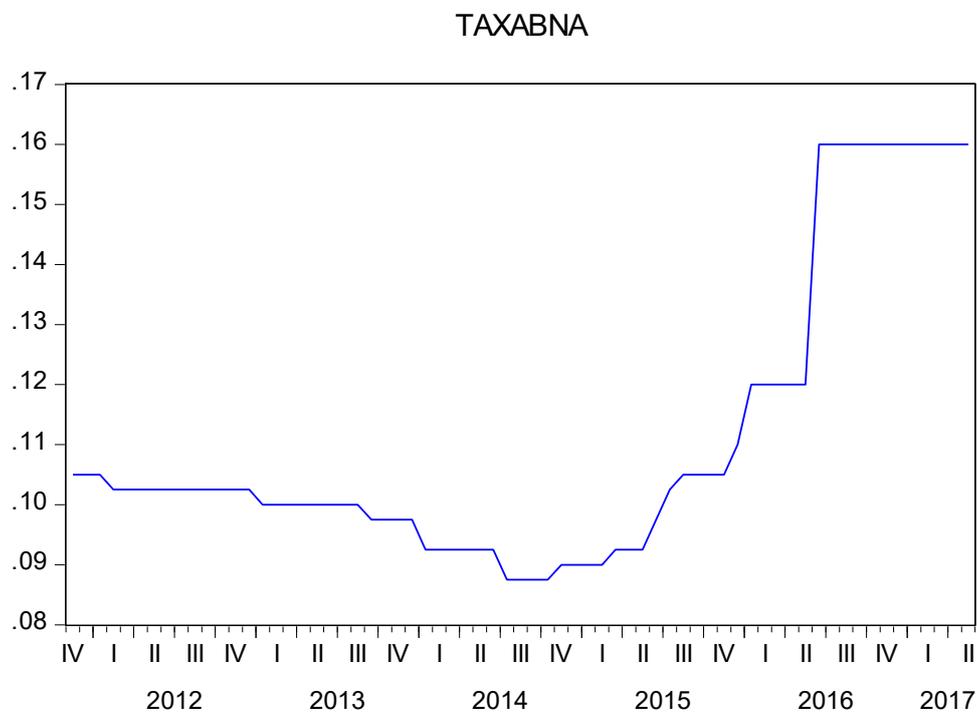


Gráfico A3.2 - Luibor a 12 Meses

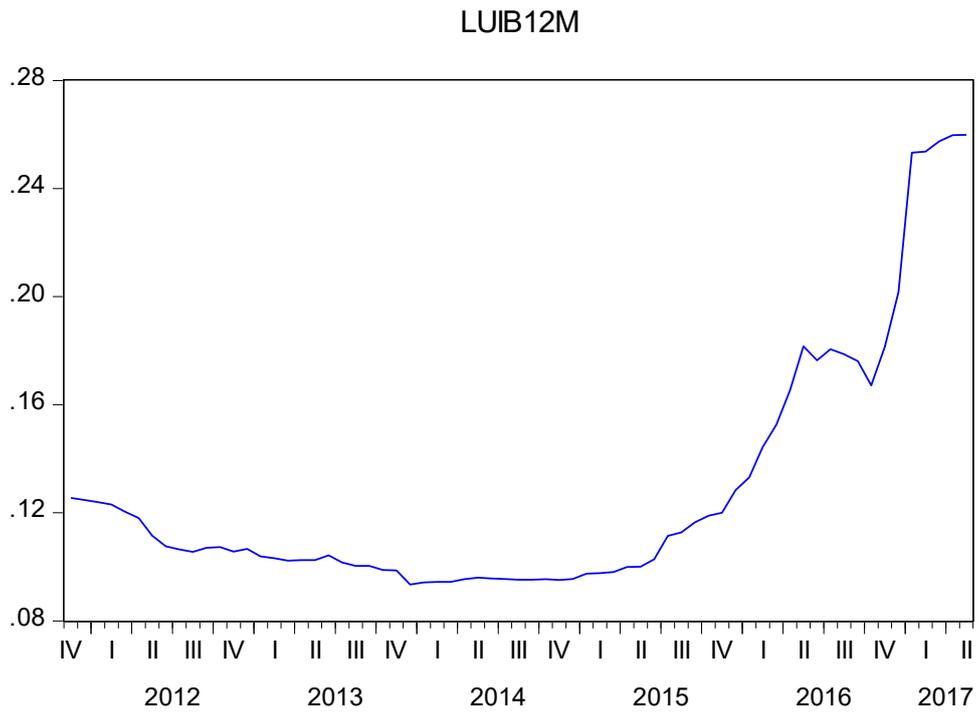


Gráfico A3.3 - Índice de preços da habitação, eletricidade e gás

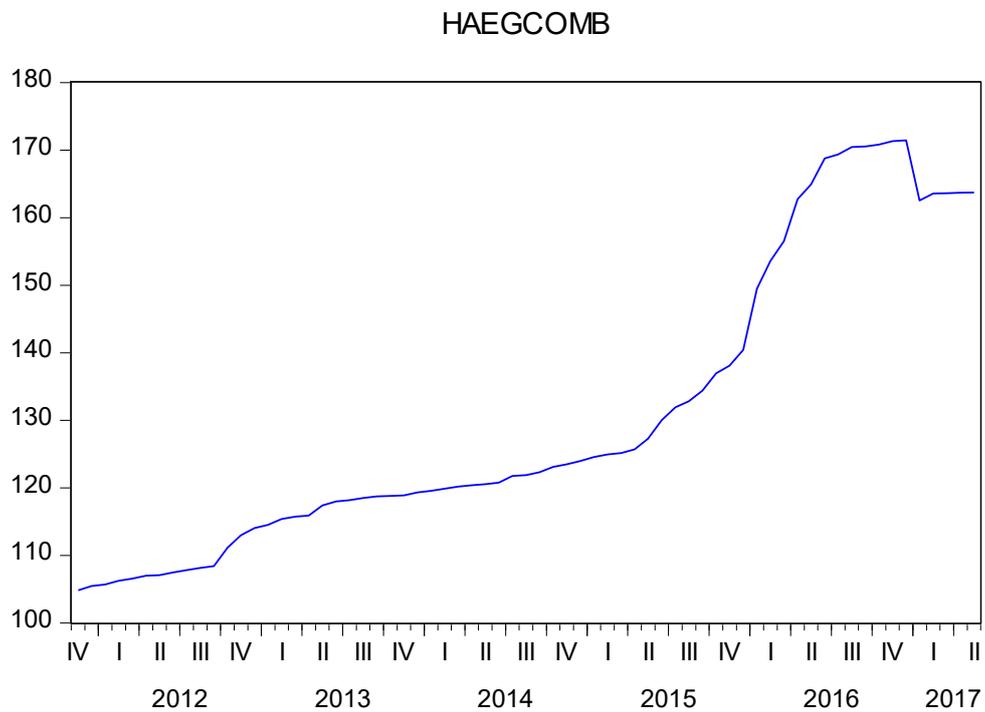
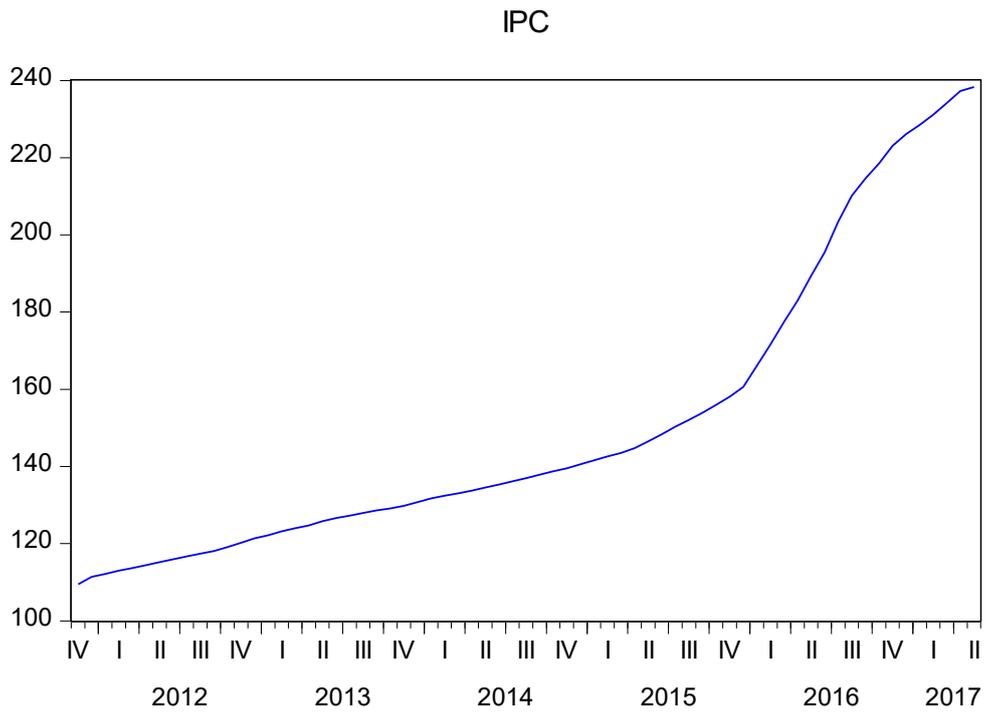


Gráfico A3.4 - Índice de preços no consumidor



Apêndice B - Representação gráfica das variáveis IPC e IPHGC dessazonalizadas

Gráfico B1 IPC dessazonalizado

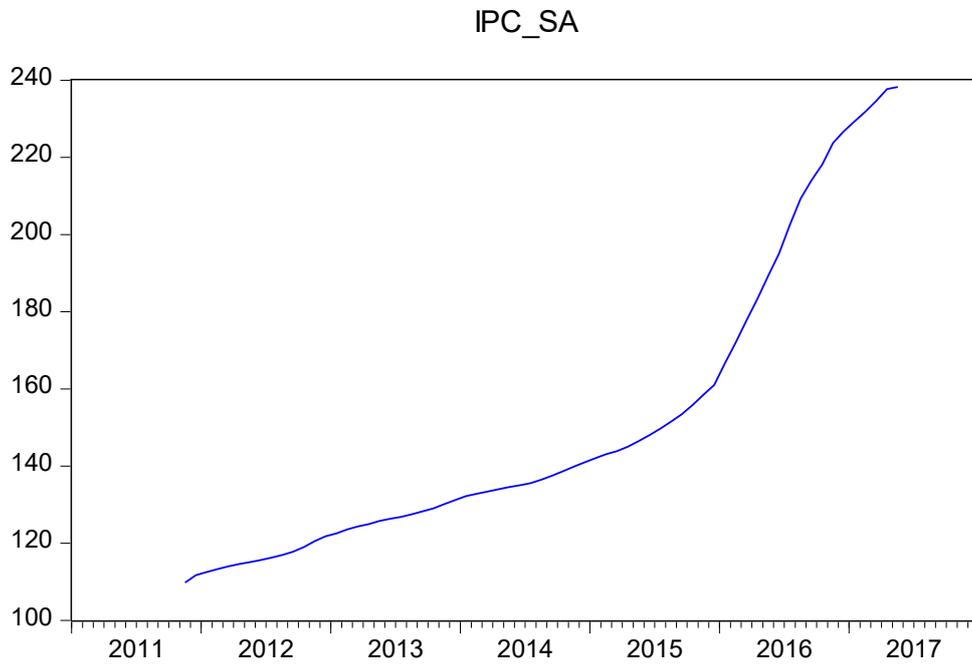
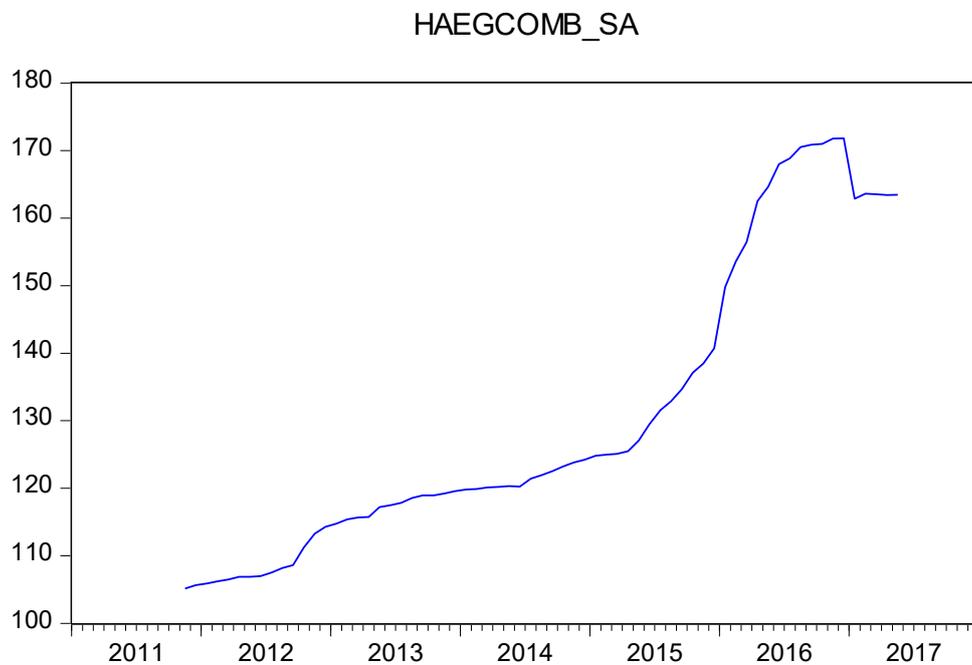


Gráfico B1.2 - HAEGCOMB dessazonalizado



Apêndice C - Resultados do Testes de raízes unitárias de Augmented Dickey-Fuller (ADF).

O teste ADF consiste em efetuar uma regressão com a variável em diferença e testar a proximidade do coeficiente de um termo em nível em relação a unidade.

Assim, esta parte de um modelo do tipo AR (1): $y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$, onde podemos perceber que se $\rho = 1$, a série é do tipo I (1), enquanto, do lado oposto, se $\rho < 1$ a série é I (0). Aplicando as primeiras diferenças à série em estudo, esta fica do tipo $\Delta y = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t$, em que $\alpha = (\rho - 1)$. Neste teste são ainda incorporados *lags* da variável dependente como variáveis explicativas, para eliminar a auto correlação. Como testes de hipótese consideramos as seguintes opções:

H0: equação I (1) (não estacionária)

H1: equação I (0) (estacionária)

Para compreender com um elevado grau de confiança, em qual das hipóteses escolher, verifica-se o *p-value* do *output* comparando este com os níveis de significância que se considerem adequados e relevantes para compreensão do modelo em causa. Quando o valor do *p-value* for superior ao nível de significância em análise, aceitamos a hipótese nula, tirando-se a conclusão oposta num cenário inverso. Importa ainda referir o facto de a distribuição deste teste não ser normal (sendo dada por T_{NC}) encontrando-se a Região Crítica do lado esquerdo, que no *output* significa que o valor estatístico que é dado terá de ser inferior aos valores críticos que delimitam a região nos vários níveis de significância e que são igualmente dados.

Tabela C1 - Teste ADF para taxa de Juro BNA

Null Hypothesis: D(TAXABNA) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.095601	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.105534	
5% level	-3.480463	
10% level	-3.168039	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TAXABNA,2)

Method: Least Squares

Date: 08/20/17 Time: 21:16

Sample (adjusted): 2012M01 2017M05

Included observations: 65 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TAXABNA(-1))	-1.029772	0.127201	-8.095601	0.0000
C	-0.001954	0.001688	-1.157706	0.2514
@TREND(2011M01)	6.42E-05	3.58E-05	1.791707	0.0781
R-squared	0.513891	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.498210	S.D. dependent var		0.007448
S.E. of regression	0.005276	Akaike info criterion		-7.606333
Sum squared resid	0.001726	Schwarz criterion		-7.505977
Log likelihood	250.2058	Hannan-Quinn criter.		-7.566736
F-statistic	32.77175	Durbin-Watson stat		2.000471
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabela C2 - Teste ADF para taxa Luibor a 12 meses

Null Hypothesis: D(LUIB12M) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 8 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.506469	0.8159
Test critical values:		
1% level	-4.127338	
5% level	-3.490662	
10% level	-3.173943	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LUIB12M,2)

Method: Least Squares

Date: 08/20/17 Time: 21:24

Sample (adjusted): 2012M09 2017M05

Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LUIB12M(-1))	-0.952482	0.632262	-1.506469	0.1388
D(LUIB12M(-1),2)	-0.085581	0.606454	-0.141117	0.8884
D(LUIB12M(-2),2)	-0.082816	0.554297	-0.149407	0.8819
D(LUIB12M(-3),2)	-0.391921	0.510067	-0.768372	0.4462
D(LUIB12M(-4),2)	-0.305621	0.469098	-0.651508	0.5180
D(LUIB12M(-5),2)	-0.539492	0.422662	-1.276413	0.2082
D(LUIB12M(-6),2)	-1.210895	0.398159	-3.041235	0.0039
D(LUIB12M(-7),2)	-1.878413	0.375223	-5.006124	0.0000
D(LUIB12M(-8),2)	-0.736863	0.309271	-2.382578	0.0214
C	-0.006453	0.004728	-1.364608	0.1790
@TREND(2011M01)	0.000201	0.000115	1.743292	0.0880

R-squared	0.729625	Mean dependent var	1.75E-05
Adjusted R-squared	0.670848	S.D. dependent var	0.009654
S.E. of regression	0.005538	Akaike info criterion	-7.382637
Sum squared resid	0.001411	Schwarz criterion	-6.988364
Log likelihood	221.4052	Hannan-Quinn criter.	-7.229409
F-statistic	12.41343	Durbin-Watson stat	1.908712
Prob(F-statistic)	0.000000		

Tabela C3 - Teste ADF para HAEGCOMB

Null Hypothesis: D(HAEGCOMB_SA) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.389304	0.0002
Test critical values:		
1% level	-4.105534	
5% level	-3.480463	
10% level	-3.168039	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(HAEGCOMB_SA,2)

Method: Least Squares

Date: 08/20/17 Time: 21:33

Sample (adjusted): 2012M01 2017M05

Included observations: 65 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(HAEGCOMB_SA(-1))	-0.641082	0.118954	-5.389304	0.0000
C	0.303029	0.582616	0.520118	0.6048
@TREND(2011M01)	0.006014	0.012231	0.491693	0.6247
R-squared	0.319166	Mean dependent var		-0.007337
Adjusted R-squared	0.297203	S.D. dependent var		2.191558
S.E. of regression	1.837249	Akaike info criterion		4.099470
Sum squared resid	209.2799	Schwarz criterion		4.199826
Log likelihood	-130.2328	Hannan-Quinn criter.		4.139067
F-statistic	14.53237	Durbin-Watson stat		2.158721
Prob(F-statistic)	0.000007			

Tabela C4 - Teste ADF para o IPC

Null Hypothesis: D(IPC_SA) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.771593	0.7071
Test critical values:		
1% level	-4.105534	
5% level	-3.480463	
10% level	-3.168039	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(IPC_SA,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/20/17 Time: 21:41
 Sample (adjusted): 2012M01 2017M05
 Included observations: 65 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IPC_SA(-1))	-0.125535	0.070860	-1.771593	0.0814
C	-0.066370	0.247541	-0.268116	0.7895
@TREND(2011M01)	0.006650	0.006954	0.956391	0.3426
R-squared	0.050723	Mean dependent var		-0.020873
Adjusted R-squared	0.020101	S.D. dependent var		0.751862
S.E. of regression	0.744267	Akaike info criterion		2.292220
Sum squared resid	34.34383	Schwarz criterion		2.392576
Log likelihood	-71.49715	Hannan-Quinn criter.		2.331817
F-statistic	1.656430	Durbin-Watson stat		1.866350
Prob(F-statistic)	0.199151			

Apêndice D - Resultados dos Testes de Raízes Unitárias de Phillips Perron (PP)

Este teste é uma alternativa ao ADF que, em vez de procurar corrigir a Auto correlação dos erros de uma forma paramétrica, fá-lo de uma forma não paramétrica, colmatando ainda uma lacuna do ADF, que passa pelo facto de este teste ter pouca potência para T pequenos.

Deste modo, temos por referência as hipóteses:

H0: I (1) Série não estacionária (DSP)

H1: I (0) Série estacionária.

Quanto às conclusões obtidas, estas são encontradas pela mesma forma do já especificado no método ADF, quer pelo *p-value*, quer pela análise do valor da estatística T pertencer à Região Crítica ou de Aceitação.

Tabela D1 - Teste PP Taxa de Juro BNA

Null Hypothesis: D(TAXABNA_TREND) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-8.136683	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.105534	
5% level	-3.480463	
10% level	-3.168039	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	2.65E-05
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	2.18E-05

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(TAXABNA_TREND,2)

Method: Least Squares

Date: 08/20/17 Time: 21:58

Sample (adjusted): 2012M01 2017M05

Included observations: 65 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TAXABNA_TREND(-1))	-1.029772	0.127201	-8.095601	0.0000
C	-0.001954	0.001688	-1.157706	0.2514
@TREND(2011M01)	6.42E-05	3.58E-05	1.791707	0.0781
R-squared	0.513891	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.498210	S.D. dependent var		0.007448
S.E. of regression	0.005276	Akaike info criterion		-7.606333
Sum squared resid	0.001726	Schwarz criterion		-7.505977
Log likelihood	250.2058	Hannan-Quinn criter.		-7.566736
F-statistic	32.77175	Durbin-Watson stat		2.000471
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabela D2 - Teste PP LUIBOR 12 meses

Null Hypothesis: D(LUIB12M_CT) has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.507494	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.534868	
5% level	-2.906923	
10% level	-2.591006	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	5.50E-05
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	5.82E-05

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LUIB12M_CT,2)

Method: Least Squares

Date: 08/20/17 Time: 22:01

Sample (adjusted): 2012M01 2017M05

Included observations: 65 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LUIB12M_CT(-1))	-0.639516	0.117446	-5.445202	0.0000
C	0.001335	0.000965	1.383607	0.1714

R-squared	0.320023	Mean dependent var	1.38E-05
Adjusted R-squared	0.309230	S.D. dependent var	0.009060
S.E. of regression	0.007530	Akaike info criterion	-6.909531
Sum squared resid	0.003572	Schwarz criterion	-6.842627
Log likelihood	226.5598	Hannan-Quinn criter.	-6.883133
F-statistic	29.65023	Durbin-Watson stat	2.094426
Prob(F-statistic)	0.000001		

Tabela D3 - Teste pp Índice preços Habitação

Null Hypothesis: D(HAEGCOMB_SATREND) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.783165	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.105534	
5% level	-3.480463	
10% level	-3.168039	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	3.219691
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	4.368079

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(HAEGCOMB_SATREND,2)

Method: Least Squares

Date: 08/20/17 Time: 22:06

Sample (adjusted): 2012M01 2017M05

Included observations: 65 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(HAEGCOMB_SATREND(-1))	-0.641082	0.118954	-5.389304	0.0000
C	0.303029	0.582616	0.520118	0.6048
@TREND(2011M01)	0.006014	0.012231	0.491693	0.6247
R-squared	0.319166	Mean dependent var		-0.007337
Adjusted R-squared	0.297203	S.D. dependent var		2.191558
S.E. of regression	1.837249	Akaike info criterion		4.099470
Sum squared resid	209.2799	Schwarz criterion		4.199826
Log likelihood	-130.2328	Hannan-Quinn criter.		4.139067
F-statistic	14.53237	Durbin-Watson stat		2.158721
Prob(F-statistic)	0.000007			

Tabela D4 - Teste PP IPC

Null Hypothesis: D(IPC_SATREND) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.732264	0.7255
Test critical values:		
1% level	-4.105534	
5% level	-3.480463	
10% level	-3.168039	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.528367
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.513273

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(IPC_SATREND,2)

Method: Least Squares

Date: 08/20/17 Time: 22:13

Sample (adjusted): 2012M01 2017M05

Included observations: 65 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IPC_SATREND(-1))	-0.125535	0.070860	-1.771593	0.0814
C	-0.066370	0.247541	-0.268116	0.7895
@TREND(2011M01)	0.006650	0.006954	0.956391	0.3426
R-squared	0.050723	Mean dependent var		-0.020873
Adjusted R-squared	0.020101	S.D. dependent var		0.751862
S.E. of regression	0.744267	Akaike info criterion		2.292220
Sum squared resid	34.34383	Schwarz criterion		2.392576
Log likelihood	-71.49715	Hannan-Quinn criter.		2.331817
F-statistic	1.656430	Durbin-Watson stat		1.866350
Prob(F-statistic)	0.199151			

Apêndice F - Resultados dos Teste de Raízes Unitárias de Kwiatkowski Philips Schmidt Shin (KPSS).

Por último vamos estudar a estacionariedade das séries com recurso ao teste KPSS, teste este que surge como alternativa aos testes já apresentados. Neste, os testes de hipótese são obtidos tendo por base a fórmula $y = u + \delta_t + \varphi_t + u_t$, em que u_t é estacionário e ε_t é dado por $\varepsilon_t = \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \sim wn(0, \delta^2)$. Assim, e ao contrário dos testes anteriores, consideramos série estacionária em H_0 .

Testes de hipótese: $H_0: \delta_\varepsilon^2 = 0 \rightarrow I(0) \rightarrow$ Série estacionária;

$H_1: \delta_\varepsilon^2 > 0 \rightarrow I(1) \rightarrow$ Série não estacionária (DSP).

Para saber qual a conclusão que se extrai do output conseguido no *Eviews*, teremos de olhar para o valor crítico e ter em conta se este pertence à Região de Aceitação, cenário em que se aceita a hipótese nula, ou se pertence à Região crítica, cenário em que se rejeita a hipótese nula. De realçar que, como já evidenciado, neste teste de raízes unitárias as hipóteses consideradas são diferentes das consideradas no ADF e no PP.

Tabela F1 - Teste KPSS Taxa BNA

Null Hypothesis: D(TAXABNA_TREND) is stationary
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.082036
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	2.62E-05
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	2.06E-05

KPSS Test Equation

Dependent Variable: D(TAXABNA_TREND)
 Method: Least Squares
 Date: 08/20/17 Time: 22:18
 Sample (adjusted): 2011M12 2017M05
 Included observations: 66 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001805	0.001595	-1.131613	0.2620
@TREND(2011M01)	6.06E-05	3.36E-05	1.805865	0.0756
R-squared	0.048485	Mean dependent var		0.000833
Adjusted R-squared	0.033617	S.D. dependent var		0.005287
S.E. of regression	0.005197	Akaike info criterion		-7.651623
Sum squared resid	0.001729	Schwarz criterion		-7.585270
Log likelihood	254.5036	Hannan-Quinn criter.		-7.625404
F-statistic	3.261148	Durbin-Watson stat		2.053840
Prob(F-statistic)	0.075642			

Tabela F2 - Teste KPSS LUIBOR 12 meses

Null Hypothesis: D(LUIB12M_CT) is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.759588
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	
Residual variance (no correction)	6.23E-05
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000110

KPSS Test Equation

Dependent Variable: D(LUIB12M_CT)

Method: Least Squares

Date: 08/20/17 Time: 22:20

Sample (adjusted): 2011M12 2017M05

Included observations: 66 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002036	0.000979	2.079311	0.0415
R-squared	0.000000	Mean dependent var		0.002036
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		0.007956
S.E. of regression	0.007956	Akaike info criterion		-6.814685
Sum squared resid	0.004115	Schwarz criterion		-6.781508
Log likelihood	225.8846	Hannan-Quinn criter.		-6.801575
Durbin-Watson stat	1.276791			

Tabela F3 - Teste KPSS Índice de preço Habitação

Null Hypothesis: D(HAEGCOMB_SATREND) is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.091457
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	3.636525
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	9.418843

KPSS Test Equation

Dependent Variable: D(HAEGCOMB_SATREND)

Method: Least Squares

Date: 08/20/17 Time: 22:24

Sample (adjusted): 2011M12 2017M05

Included observations: 66 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.432602	0.594209	0.728030	0.4693
@TREND(2011M01)	0.010377	0.012513	0.829346	0.4100
R-squared	0.010633	Mean dependent var		0.884016
Adjusted R-squared	-0.004826	S.D. dependent var		1.931879
S.E. of regression	1.936535	Akaike info criterion		4.189512
Sum squared resid	240.0107	Schwarz criterion		4.255865
Log likelihood	-136.2539	Hannan-Quinn criter.		4.215731
F-statistic	0.687816	Durbin-Watson stat		1.280809
Prob(F-statistic)	0.409991			

Tabela F4 - Teste KPSS IPC

Null Hypothesis: D(IPC_SATREND) is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.119436
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	1.866686
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	8.791917

KPSS Test Equation

Dependent Variable: D(IPC_SATREND)

Method: Least Squares

Date: 08/20/17 Time: 22:26

Sample (adjusted): 2011M12 2017M05

Included observations: 66 after adjustments

Apêndice G - Determinação do numero de lags

Tabela 1 - Método lag criteria

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: HAEGCOMB_SATREND IPC_SATREND LUIB12M_CT

TAXABNA_TREND

Exogenous variables: C

Date: 08/20/17 Time: 23:15

Sample: 2011M01 2017M12

Included observations: 64

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-136.4479	NA	0.000947	4.388997	4.523927	4.442153
1	329.4994	859.0903	7.42e-10	-9.671855	-8.997204*	-9.406076
2	359.8330	52.13600*	4.77e-10*	-10.11978*	-8.905411	-9.641380*
3	371.3328	18.32769	5.57e-10	-9.979149	-8.225056	-9.288123

* 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

Apêndice G2 - VAR

Tabela 1.2 - VAR (2)

Vector Autoregression Estimates

Date: 08/20/17 Time: 23:39

Sample (adjusted): 2012M01 2017M05

Included observations: 65 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	HAEGCOMB_S		TAXABNA_TRE	
	ATREND	IPC_SATREND	LUIB12M_CT	ND
<hr/>				
HAEGCOMB_SATREND(-				
1)	0.893937	0.165437	0.003408	-7.41E-05
	(0.19555)	(0.07055)	(0.00067)	(0.00053)
	[4.57146]	[2.34509]	[5.05899]	[-0.13987]
<hr/>				
HAEGCOMB_SATREND(-				
2)	0.050460	-0.000293	-0.003255	0.000781
	(0.18174)	(0.06556)	(0.00063)	(0.00049)
	[0.27765]	[-0.00447]	[-5.19861]	[1.58554]
<hr/>				
IPC_SATREND(-1)	1.194032	1.242597	-0.004680	-0.000109
	(0.49102)	(0.17714)	(0.00169)	(0.00133)
	[2.43175]	[7.01472]	[-2.76700]	[-0.08226]
<hr/>				
IPC_SATREND(-2)	-1.177015	-0.328106	0.004770	-0.000279
	(0.44470)	(0.16043)	(0.00153)	(0.00121)
	[-2.64674]	[-2.04514]	[3.11348]	[-0.23177]
<hr/>				
LUIB12M_CT(-1)	15.10950	11.09655	1.447683	0.109690
	(34.6796)	(12.5111)	(0.11947)	(0.09398)
	[0.43569]	[0.88694]	[12.1178]	[1.16711]
<hr/>				
LUIB12M_CT(-2)	10.12884	4.918905	-0.657935	0.086750
	(39.3084)	(14.1810)	(0.13541)	(0.10653)
	[0.25768]	[0.34687]	[-4.85873]	[0.81434]
<hr/>				
TAXABNA_TREND(-1)	-51.70927	37.30769	0.254006	0.642242
	(49.0769)	(17.7051)	(0.16906)	(0.13300)
	[-1.05364]	[2.10717]	[1.50242]	[4.82882]
<hr/>				
TAXABNA_TREND(-2)	-53.00327	-44.65792	0.205497	0.017746

Alcénio Augusto - O Banco Nacional de Angola e a Evolução do Mercado Imobiliário em Luanda no Período 2011-2017

	(46.1265)	(16.6407)	(0.15890)	(0.12501)
	[-1.14908]	[-2.68365]	[1.29324]	[0.14196]
C	11.64571	-8.628295	-0.050183	-0.019882
	(6.32787)	(2.28286)	(0.02180)	(0.01715)
	[1.84038]	[-3.77960]	[-2.30208]	[-1.15935]
<hr/>				
R-squared	0.994729	0.999777	0.986696	0.970749
Adj. R-squared	0.993976	0.999745	0.984795	0.966570
Sum sq. resids	156.1149	20.31831	0.001853	0.001147
S.E. equation	1.669660	0.602351	0.005752	0.004525
F-statistic	1320.977	31333.18	519.1441	232.3043
Log likelihood	-120.7077	-54.43790	247.8985	263.4931
Akaike AIC	3.991005	1.951935	-7.350724	-7.830555
Schwarz SC	4.292074	2.253004	-7.049655	-7.529486
Mean dependent	131.3614	152.2521	0.128059	0.111000
S.D. dependent	21.51188	37.70123	0.046646	0.024748
<hr/>				
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.79E-10		
Determinant resid covariance		1.54E-10		
Log likelihood		365.4833		
Akaike information criterion		-10.13795		
Schwarz criterion		-8.933673		
<hr/>				

Apêndice H - Teste de auto correlação dos resíduos

Tabela H1.1 - Teste LM

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag

order h

Date: 08/22/17 Time: 16:34

Sample: 2011M01 2017M12

Included observations: 65

Lags	LM-Stat	Prob
1	14.94925	0.5284
2	38.72328	0.0012
3	55.49219	0.0000

Probs from chi-square with 16 df.

Tabela H1.2 - Teste de heteroscedasticidade de white

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: Includes Cross Terms

Date: 08/22/17 Time: 16:41

Sample: 2011M01 2017M12

Included observations: 65

Joint test:

Chi-sq	Df	Prob.
618.0305	420	0.0000

Individual components:

Dependent	R-squared	F(42,22)	Prob.	Chi-sq(42)	Prob.
res1*res1	0.962461	13.42994	0.0000	62.55997	0.0214
res2*res2	0.956148	11.42123	0.0000	62.14964	0.0232
res3*res3	0.995865	126.1438	0.0000	64.73121	0.0137
res4*res4	0.997854	243.5365	0.0000	64.86050	0.0133
res2*res1	0.953559	10.75514	0.0000	61.98131	0.0240
res3*res1	0.997633	220.7352	0.0000	64.84612	0.0134
res3*res2	0.981416	27.66253	0.0000	63.79205	0.0166
res4*res1	0.971718	17.99716	0.0000	63.16167	0.0189
res4*res2	0.966421	15.07545	0.0000	62.81736	0.0203
res4*res3	0.967566	15.62638	0.0000	62.89181	0.0200

Tabela H1.3 - Teste de normalidade

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Date: 08/22/17 Time: 16:43

Sample: 2011M01 2017M12

Included observations: 65

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.780231	6.594912	1	0.0102
2	-0.344161	1.283172	1	0.2573
3	0.751173	6.112825	1	0.0134
4	2.381698	61.45190	1	0.0000
Joint		75.44281	4	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	15.07214	394.7031	1	0.0000
2	4.420715	5.466584	1	0.0194
3	6.565954	34.43923	1	0.0000
4	17.22201	547.8025	1	0.0000
Joint		982.4115	4	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	401.2980	2	0.0000
2	6.749756	2	0.0342
3	40.55206	2	0.0000
4	609.2544	2	0.0000
Joint	1057.854	8	0.0000

Apêndice I - Estimação dos novos modelos VAR

Tabela I1 - VAR (4) Índice habitação e Luibor

Vector Error Correction Estimates

Date: 09/13/17 Time: 15:55

Sample (adjusted): 2012M04 2017M05

Included observations: 62 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
HAEGCOMB_SATREND(-1)	1.000000	
LUIB100(-1)	0.795705 (1.44796) [0.54953]	
C	-141.6922	
Error Correction:	D(HAEGCOMB_SATREND)	D(LUIB100)
CointEq1	-0.035155 (0.01417) [-2.48160]	0.025793 (0.00563) [4.57864]
D(HAEGCOMB_SATREND (-1))	0.425556 (0.15177) [2.80396]	0.207840 (0.06035) [3.44373]
D(HAEGCOMB_SATREND (-2))	-0.200274 (0.16765) [-1.19458]	-0.053023 (0.06667) [-0.79532]
D(HAEGCOMB_SATREND (-3))	0.792708 (0.16950) [4.67673]	-0.071628 (0.06740) [-1.06267]
D(HAEGCOMB_SATREND (-4))	-0.208245	-0.106693

Alcénio Augusto - O Banco Nacional de Angola e a Evolução do Mercado Imobiliário em Luanda no Período 2011-2017

	(0.17704)	(0.07040)
	[-1.17626]	[-1.51549]
D(LUIB100(-1))	0.792870	0.296633
	(0.38415)	(0.15276)
	[2.06395]	[1.94179]
D(LUIB100(-2))	-1.031245	-0.005090
	(0.42349)	(0.16841)
	[-2.43509]	[-0.03022]
D(LUIB100(-3))	1.826231	-0.328645
	(0.42775)	(0.17010)
	[4.26943]	[-1.93208]
D(LUIB100(-4))	-0.013285	-0.429614
	(0.43386)	(0.17253)
	[-0.03062]	[-2.49005]
C	-0.164712	0.341451
	(0.29670)	(0.11798)
	[-0.55516]	[2.89403]
<hr/>		
R-squared	0.483901	0.515581
Adj. R-squared	0.394576	0.431739
Sum sq. Resids	124.5303	19.69270
S.E. equation	1.547519	0.615391
F-statistic	5.417323	6.149449
Log likelihood	-109.5941	-52.42070
Akaike AIC	3.857873	2.013571
Schwarz SC	4.200959	2.356657
Mean dependent	0.919010	0.225000
S.D. dependent	1.988869	0.816351
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.675232
Determinant resid covariance		0.474981
Log likelihood		-152.8695
Akaike information criterion		5.640952
Schwarz criterion		6.395741
<hr/>		

Vector Error Correction Estimates

Date: 09/13/17 Time: 15:52

Sample (adjusted): 2012M01 2017M05

Included observations: 65 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
HAEGCOMB_SATREND(-1)	1.000000	
IPC_SATREND(-1)	-0.218178 (0.03100) [-7.03692]	
@TREND(11M01)	-0.317895 (0.04870) [-6.52724]	
C	-83.69124	
Error Correction:	D(HAEGCOMB_SATREND)	D(IPC_SATREND)
CointEq1	-0.296553 (0.07857) [-3.77457]	0.078045 (0.03356) [2.32530]
D(HAEGCOMB_SATREND(-1))	0.164674 (0.12376) [1.33061]	0.124925 (0.05287) [2.36289]
D(IPC_SATREND(-1))	1.511240 (0.38876) [3.88731]	0.520268 (0.16608) [3.13265]
C	-2.233088 (0.75259) [-2.96720]	0.811457 (0.32151) [2.52392]
R-squared	0.306177	0.861891
Adj. R-squared	0.272055	0.855099
Sum sq. resids	168.2237	30.70080
S.E. equation	1.660652	0.709431
F-statistic	8.972891	126.8938
Log likelihood	-123.1355	-67.85280
Akaike AIC	3.911861	2.210855
Schwarz SC	4.045670	2.344664

Mean dependent	0.889541	1.947667
S.D. dependent	1.946387	1.863693
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)	0.777971	
Determinant resid covariance	0.685167	
Log likelihood	-172.1740	
Akaike information criterion	5.636123	
Schwarz criterion	6.004096	
<hr/>		

Tabela I 2 - VAR (4) Índice da Habitação e Taxa BNA

Vector Error Correction Estimates

Date: 09/13/17 Time: 15:58

Sample (adjusted): 2012M04 2017M05

Included observations: 62 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
HAEGCOMB_SATREND(-1)	1.000000	
TAXABNA100(-1)	-3.932779	
	(0.26947)	
	[-14.5947]	
@TREND(11M01)	-0.717866	
C	-55.56212	
Error Correction:	D(HAEGCOMB_SATREND)	D(TAXABNA100)
CointEq1	-0.348229	0.066048
	(0.10801)	(0.03083)
	[-3.22404]	[2.14201]
D(HAEGCOMB_SATREND(-1))	0.362966	-0.029608
	(0.13694)	(0.03909)
	[2.65059]	[-0.75739]

Alcénio Augusto - O Banco Nacional de Angola e a Evolução do Mercado Imobiliário em Luanda no Período 2011-2017

D(HAEGCOMB_SATREND		
(-2))	0.412617	0.053318
	(0.15317)	(0.04373)
	[2.69384]	[1.21934]
D(HAEGCOMB_SATREND		
(-3))	0.538518	-0.025336
	(0.15522)	(0.04431)
	[3.46941]	[-0.57177]
D(HAEGCOMB_SATREND		
(-4))	0.389763	-0.013681
	(0.17977)	(0.05132)
	[2.16808]	[-0.26658]
D(TAXABNA100(-1))	-0.953367	-0.028073
	(0.50981)	(0.14554)
	[-1.87004]	[-0.19289]
D(TAXABNA100(-2))	-0.699551	-0.158955
	(0.51413)	(0.14677)
	[-1.36065]	[-1.08300]
D(TAXABNA100(-3))	-0.433436	-0.147250
	(0.45538)	(0.13000)
	[-0.95181]	[-1.13269]
D(TAXABNA100(-4))	-0.381212	-0.183915
	(0.45814)	(0.13079)
	[-0.83209]	[-1.40620]
C	-0.494590	-0.325458
	(0.69707)	(0.19900)
	[-0.70952]	[-1.63548]
@TREND(11M01)	0.001121	0.010516
	(0.01414)	(0.00404)
	[0.07932]	[2.60556]
R-squared	0.372179	0.315233
Adj. R-squared	0.249077	0.180964
Sum sq. resids	151.4879	12.34583
S.E. equation	1.723471	0.492011
F-statistic	3.023338	2.347784
Log likelihood	-115.6687	-37.94590

Akaike AIC	4.086087	1.578900
Schwarz SC	4.463482	1.956295
Mean dependent	0.919010	0.092742
S.D. dependent	1.988869	0.543655
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.606928
Determinant resid covariance		0.410671
Log likelihood		-148.3595
Akaike information criterion		5.559985
Schwarz criterion		6.383392

Tabela I 3 - VAR (1)

Vector Error Correction Estimates

Date: 09/13/17 Time: 15:52

Sample (adjusted): 2012M01 2017M05

Included observations: 65 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
HAEGCOMB_SATREND(-1)	1.000000	
IPC_SATREND(-1)	-0.218178 (0.03100) [-7.03692]	
@TREND(11M01)	-0.317895 (0.04870) [-6.52724]	
C	-83.69124	
Error Correction:	D(HAEGCOMB_SATREND)	D(IPC_SATREND)
CointEq1	-0.296553 (0.07857) [-3.77457]	0.078045 (0.03356) [2.32530]

D(HAEGCOMB_SATREND		
(-1))	0.164674	0.124925
	(0.12376)	(0.05287)
	[1.33061]	[2.36289]
D(IPC_SATREND(-1))		
	1.511240	0.520268
	(0.38876)	(0.16608)
	[3.88731]	[3.13265]
C		
	-2.233088	0.811457
	(0.75259)	(0.32151)
	[-2.96720]	[2.52392]
<hr/>		
R-squared	0.306177	0.861891
Adj. R-squared	0.272055	0.855099
Sum sq. resids	168.2237	30.70080
S.E. equation	1.660652	0.709431
F-statistic	8.972891	126.8938
Log likelihood	-123.1355	-67.85280
Akaike AIC	3.911861	2.210855
Schwarz SC	4.045670	2.344664
Mean dependent	0.889541	1.947667
S.D. dependent	1.946387	1.863693
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.777971
Determinant resid covariance		0.685167
Log likelihood		-172.1740
Akaike information criterion		5.636123
Schwarz criterion		6.004096
<hr/>		

Apêndice J - Teste de white aos resíduos

Tabela 01 - Teste de white aos resíduos das variáveis Luibor e Índice de Preços Habitação

Dependent Variable: RESID01

Method: Least Squares

Date: 09/15/17 Time: 14:38

Sample (adjusted): 2012M04 2017M05

Included observations: 62 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.79E-16	0.200137	-8.95E-16	1.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		-1.48E-16
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		1.575883
S.E. of regression	1.575883	Akaike info criterion		3.763507
Sum squared resid	151.4879	Schwarz criterion		3.797815
Log likelihood	-115.6687	Hannan-Quinn criter.		3.776977
Durbin-Watson stat	2.047837			

Tabela 02 - Teste de white aos resíduos das variáveis Taxa BNA e Índice de Preços Habitação

Dependent Variable: RESID02

Method: Least Squares

Date: 09/15/17 Time: 14:39

Sample (adjusted): 2012M04 2017M05

Included observations: 62 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.51E-17	0.057135	-4.39E-16	1.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		-2.42E-17
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		0.449879
S.E. of regression	0.449879	Akaike info criterion		1.256319
Sum squared resid	12.34583	Schwarz criterion		1.290628
Log likelihood	-37.94590	Hannan-Quinn criter.		1.269790
Durbin-Watson stat	1.951499			

Tabela 03 - Teste de *white* aos resíduos das variáveis Taxa IPC e Índice de Preços Habitação

Dependent Variable: RESID09

Method: Least Squares

Date: 09/15/17 Time: 14:43

Sample (adjusted): 2012M04 2017M05

Included observations: 62 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.58E-18	0.181458	-1.97E-17	1.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		-7.16E-18
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		1.428804
S.E. of regression	1.428804	Akaike info criterion		3.567550
Sum squared resid	124.5303	Schwarz criterion		3.601859
Log likelihood	-109.5941	Hannan-Quinn criter.		3.581020
Durbin-Watson stat	1.950895			

Apêndice K - Teste de cointegração de Johansen

Tabela K1 - Teste de Johansen

Date: 09/13/17 Time: 15:23

Sample (adjusted): 2012M02 2017M05

Included observations: 64 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend

Series: HAEGDIFF IPCDIFF LUIB12M_CT TAXABNA_TREND

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.451417	63.60526	40.17493	0.0001
At most 1 *	0.272445	25.17865	24.27596	0.0384
At most 2	0.069663	4.822467	12.32090	0.5925
At most 3	0.003138	0.201122	4.129906	0.7095

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.451417	38.42661	24.15921	0.0003
At most 1 *	0.272445	20.35618	17.79730	0.0202
At most 2	0.069663	4.621345	11.22480	0.5322
At most 3	0.003138	0.201122	4.129906	0.7095

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

			TAXABNA_TRE
HAEGDIFF	IPCDIFF	LUIB12M_CT	ND
133.0165	-109.8454	1.148426	0.294126
12.56138	110.8112	17.02062	-27.45656
-32.71152	45.36162	-55.18029	63.53436

Alcénio Augusto - O Banco Nacional de Angola e a Evolução do Mercado Imobiliário em Luanda no Período 2011-2017

44.68881 -115.4856 21.34995 -7.072891

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(HAEGDIFF)	-0.004530	-0.003008	-0.000717	0.000457
D(IPCDIFF)	0.000991	-0.001037	1.54E-05	0.000159
D(LUIB12M_CT)	0.001336	0.001435	0.001570	4.19E-06
D(TAXABNA_TR END)	0.000597	0.001756	-0.000675	0.000154

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 975.5278

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

			TAXABNA_TRE
HAEGDIFF	IPCDIFF	LUIB12M_CT	ND
1.000000	-0.825803 (0.15723)	0.008634 (0.06275)	0.002211 (0.07293)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(HAEGDIFF)	-0.602554 (0.20073)
D(IPCDIFF)	0.131880 (0.06347)
D(LUIB12M_CT)	0.177768 (0.11733)
D(TAXABNA_TR END)	0.079418 (0.08873)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 985.7059

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

			TAXABNA_TRE
HAEGDIFF	IPCDIFF	LUIB12M_CT	ND
1.000000	0.000000	0.123881 (0.10194)	-0.185079 (0.11614)
0.000000	1.000000	0.139557 (0.10226)	-0.226798 (0.11650)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(HAEGDIFF)	-0.640342 (0.19460)	0.164233 (0.22725)
D(IPCDIFF)	0.118858	-0.223784

Alcénio Augusto - O Banco Nacional de Angola e a Evolução do Mercado Imobiliário em Luanda no Período 2011-2017

	(0.06110)	(0.07135)
D(LUIB12M_CT)	0.195797	0.012243
	(0.11513)	(0.13445)
D(TAXABNA_TR END)	0.101470	0.128952
	(0.08363)	(0.09766)

3 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 988.0165

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

			TAXABNA_TRE
HAEGDIFF	IPCDIFF	LUIB12M_CT	ND
1.000000	0.000000	0.000000	-0.038971 (0.01988)
0.000000	1.000000	0.000000	-0.062200 (0.02001)
0.000000	0.000000	1.000000	-1.179426 (0.08178)

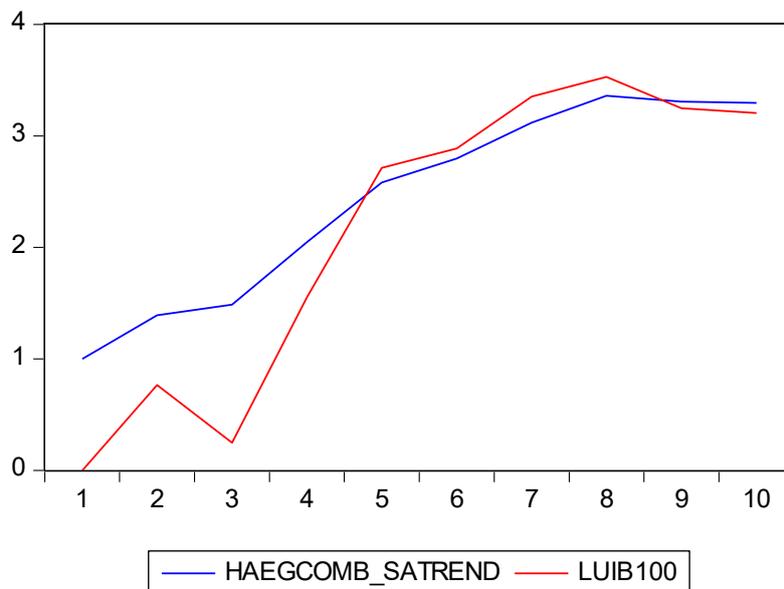
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(HAEGDIFF)	-0.616889 (0.19992)	0.131709 (0.23616)	-0.016842 (0.08395)
D(IPCDIFF)	0.118355 (0.06290)	-0.223087 (0.07431)	-0.017355 (0.02641)
D(LUIB12M_CT)	0.144436 (0.11509)	0.083466 (0.13595)	-0.060675 (0.04832)

Apêndice L função impulso resposta

Gráfico L1 - Função IRF Índice habitação vs LUIBOR

Response of HAEGCOMB_SATREND to Nonfactorized One Unit Innovations



Response of LUIB100 to Nonfactorized One Unit Innovations

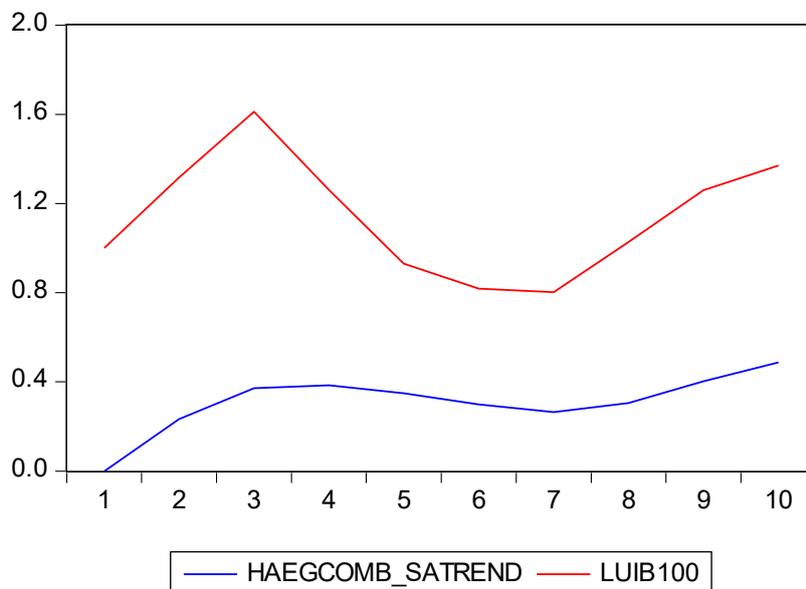
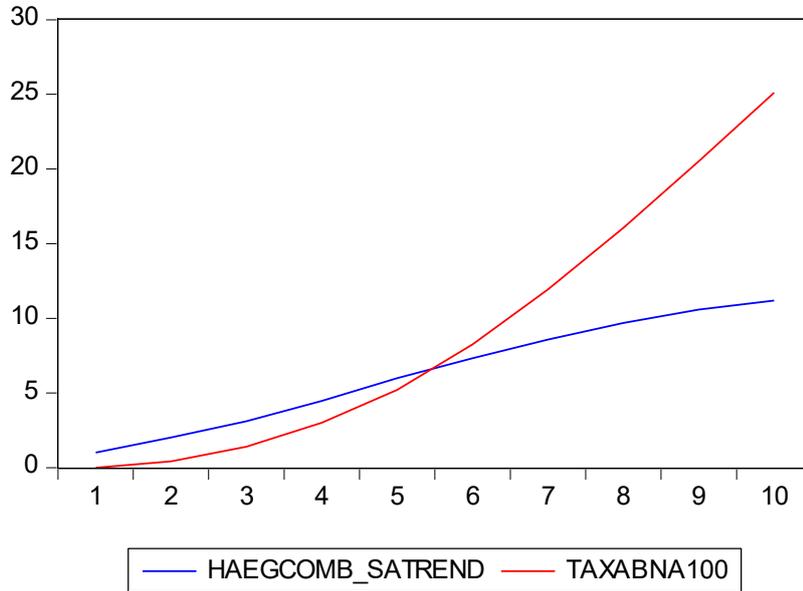


Gráfico L2 - Função IRF Índice habitação vs taxa BNA

Accumulated Response of HAEGCOMB_SATREND to Nonfactorized One Unit Innovations



Accumulated Response of TAXABNA100 to Nonfactorized One Unit Innovations

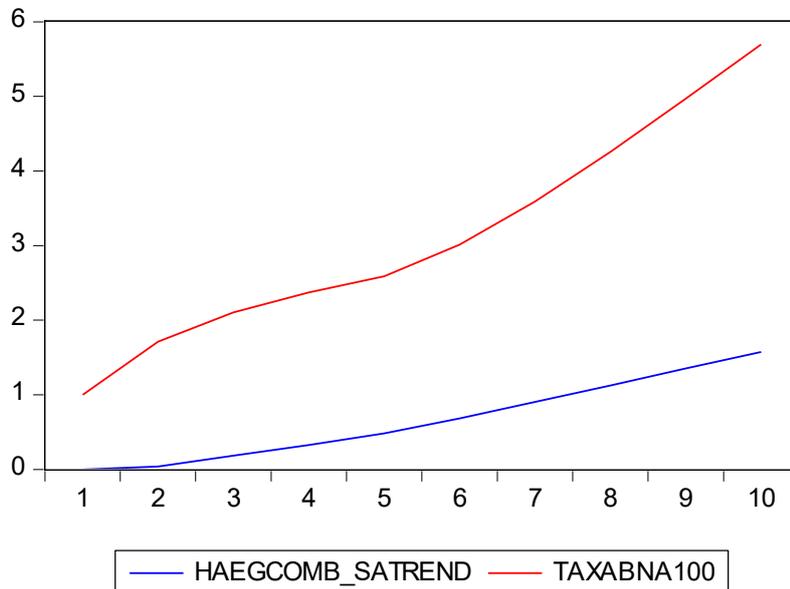
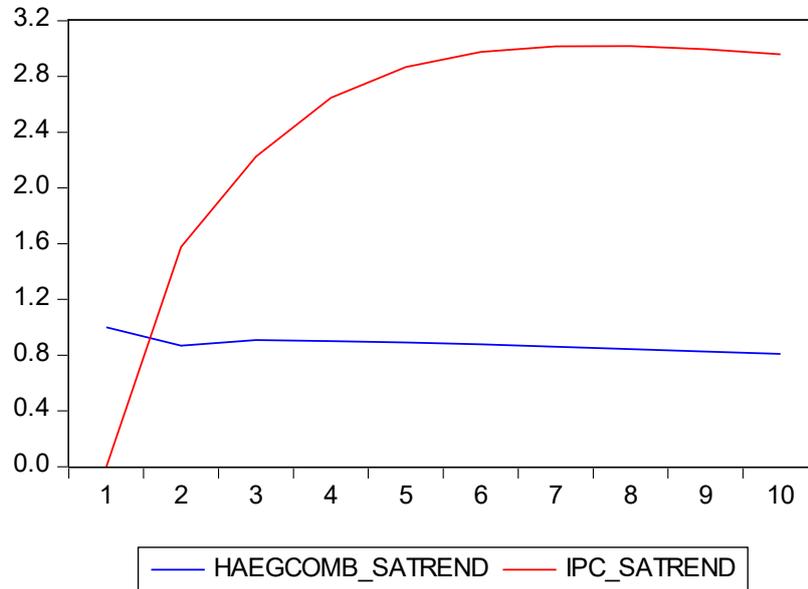


Gráfico L3 - Função IRF Índice habitação vs IPC

Response of HAEGCOMB_SATREND to Nonfactorized One Unit Innovations



Response of IPC_SATREND to Nonfactorized One Unit Innovations

