



BANCO NACIONAL DE ANGOLA

DETERMINANTES DA INFLAÇÃO EM ANGOLA

Luanda, 2012

Os Trabalhos para Discussão (Working Papers) são trabalhos em evolução, cuja publicação visa incentivar o debate e o aprofundamento dos temas tratados. Os pontos de vista expressos são os dos seus autores e não reflectem, necessariamente, os do Banco Nacional de Angola, nem vinculam de qualquer forma esta Instituição.

Ficha Técnica

Título: Determinantes da Inflação em Angola

Autores: José Luís Carvalho, Martine Emma Dias dos Santos, Leonardo Dia Kiese Massala

Série: Working /Discussion Paper, n.º /2012

Editor: Departamento de Estudos Económico -Banco Nacional de Angola

Avenida 4 de Fevereiro- Luanda- Angola- Caixa Postal 1243

Índice

Resumo

A. Sumário Executivo	5
B. Introdução.....	10
C. Descrição Estatística da Taxa de Variação do IPC	10
D. Fundamentação Teórica dos Determinantes da Inflação.....	14
E. Modelos e Resultados	15
F. Modelos Alternativos	20
G. Resumo e Conclusões	28
H. Anexos.....	32
I. Referências Bibliográficas	34

Este Trabalho para Discussão (Working Paper) não deve ser citado como representando as opiniões do Banco Nacional de Angola. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente dos autores e não reflectem, necessariamente, a visão do Banco Nacional de Angola.

Resumo

O objectivo do presente trabalho é o de identificar os principais determinantes da inflação. Apesar da vasta literatura associada à compreensão de processos inflacionários, opta-se por usar um modelo simples, conforme Harberger – Hanson pela maior exigência, em termos de dados estatísticos que caracterizam modelos mais sofisticados. Baseado na teoria quantitativa da moeda, Harberger (1963) conduziu um trabalho sobre a inflação de preços no Chile, o qual se tornou referência para estudos desse tipo. Hanson (1985) estendeu o modelo de Harberger de modo a incorporar o custo das importações, um elemento importante e particularmente relevante no caso de Angola. Como o modelo Harberger - Hanson é de longo prazo, tenta-se, por meio empírico, pela introdução de defasagens distribuídas, obter os efeitos sobre a inflação provocados por mudanças nas variáveis explicativas ao longo do tempo.

Palavras chaves: Inflação de preços; Determinantes da inflação.

A. Sumário Executivo

Este trabalho tem como objectivo, estudar os determinantes da inflação. Em primeiro lugar, tentou-se perceber melhor a série da inflação. Para o efeito, fez-se uma descrição estatística do Índice de Preços em Luanda (IPC) para uma amostra mensal compreendendo o período 2000 - 2011, e pode-se verificar que até meados de 2004, a taxa de variação mensal do IPC era relativamente elevada e apresentava significativa volatilidade, a partir de então, a sua variação relativa passa a ser quase metade da observada naquele período. Uma análise mais detalhada da série, para um período mais longo (1996 a 2011) por meio de correlogramas e correlogramas parciais, revelou a presença de um componente de médias móveis de elevada ordem, de um fenómeno sazonal e de um processo AR(1).

A metodologia do trabalho foi inspirada do trabalho de Harberger. Baseado na teoria quantitativa da moeda, Harberger (1963) conduziu um trabalho sobre a inflação de preços no Chile, o qual se tornou referência para estudos desse tipo. Hanson (1985) estendeu o modelo de Harberger de modo a incorporar o custo das importações, um elemento importante e particularmente relevante no caso de Angola. Apesar da vasta literatura associada à compreensão de processos inflacionários, opta-se por usar um modelo simples, conforme Harberger – Hanson pela maior exigência, em termos de dados estatísticos que caracterizam modelos mais sofisticados.

O modelo Harberger - Hanson, partindo da equação de trocas desemboca em uma única equação que fornece uma decomposição da taxa de inflação segundo um modelo de longo prazo:

$$Dp_t = c_0 + c_1 Dm_t + c_2 Dpi_t + c_3 Dw_t + c_4 D(I_{t-1}) + \varepsilon_t,$$

onde as letras minúsculas indicam que a variável foi transformada por logaritmo e a letra D que antecede a variável representa sua primeira diferença. As variáveis que caracterizam a equação a ser estimada são:

P_t = índice geral de preços,

M_t = agregado monetário;

PI_t = índice de preços dos insumos importados;

W_t = índice de preços de insumos domésticos;

I_{t-1} = taxa de inflação do período anterior;

ε_t = perturbação aleatória.

As variáveis PI e W, juntamente com P correspondem ao índice de produto real pelo uso da correspondente função de custos (teorema da dualidade). Essa aproximação

decorre da ausência de estatísticas mensais sobre o PIB real para as economias estudadas pelos autores. Alternativamente à taxa de inflação do período anterior, aproximação para o custo de reter moeda, os autores consideram a possibilidade do uso de uma taxa de juros.

Assim este trabalho adoptou também a especificação definida pela equação acima. Entretanto, ao longo da análise, ajustamentos e adaptações foram feitas e suas razões explicadas. Nem todas as variáveis definidas no modelo teórico estão disponíveis em Angola, assim, nesses casos aproximações foram usadas. O período amostral compreende Janeiro de 2000 a Dezembro de 2011, com periodicidade mensal:

$P_t = IPC_t$ com base em Dezembro de 2001. A taxa de inflação medida pela diferença dos logaritmos do IPC, identificada como $DLOG(IPC)$ corresponde a Dp_t na equação;

$M_t =$ Agregado monetário. Análises foram conduzidas para os dois principais agregados monetários, M1 e M2. Definida na equação acima como Dm_t , foi identificada por $DLOG(M1)$ ou $DLOG(M2)$;

$PI_t =$ Índice de preços de produtos importados. Na ausência dessa informação, uma média ponderada do IPG dos principais parceiros comerciais de onde se originam as importações de Angola, foi usada, adoptando-se como pesos a importância relativa normalizada das correspondentes importações. Essa variável que está especificada na equação como pi_t é a taxa de variação desses preços medida pela diferença dos logaritmos identificada por $DLPI$;

$W_t =$ Índice de custo dos recursos domésticos. Na ausência dessa informação, sugere-se o uso da taxa de câmbio Kz / US\$. Representada por $DLOG(TXC_M)$ que corresponde à variação percentual na taxa nominal de câmbio (média mensal) calculada pela diferença logarítmica;

$P_{t-2} =$ Variação no IPC registrada dois períodos antes do actual. Na formulação de Harberger a defasagem é de um mês. Considerando que, em Angola, no início do mês as últimas informações sobre a variação no IPC se referem a dois períodos passados, foi considerada essa defasagem para que a percepção do custo de oportunidade de se manter moeda se reflecta nessa variável defasada.

Com as devidas adaptações, a equação sugerida pelo modelo Harberger - Hanson foi estimada para duas definições alternativas de moeda, M1 e M2. O estudo dos resíduos originários dessas regressões indicaram a existência de um claro processo estocástico remanescente. Com o objectivo de tentar obter coeficientes mais robustos para as variáveis explicativas incorporou-se a cada uma das regressões o identificado processo estocástico correspondente aos respectivos resíduos da regressão original. Assim, isolando-se os efeitos do processo estocástico remanescente nos resíduos, espera-se melhorar a qualidade da informação sobre as relações entre as variáveis explicativas e a que se está a estudar.

Entretanto, esses processos estocásticos pouco ajudam na compreensão da dinâmica do processo de ajustamento associado ao fenómeno analisado. Além disso, é importante destacar que se há um ganho na qualidade dos estimadores, em decorrência do ajuste de um processo estocástico aos resíduos, há também um aumento de incerteza quanto à relação estudada, pois o processo estocástico introduzido, geralmente absorve grande parte da variância do fenómeno estudado. Deste modo, torna-se inevitável a busca por modelos alternativos de modo a entender o papel dos determinantes da inflação.

Como já observado, o modelo básico está lastreado em uma relação de longo prazo e foi necessário procurar encontrar, empiricamente, o processo de ajustamento que estaria a ocorrer no curto prazo. Para tanto, as variáveis explicativas foram submetidas a defasagens no tempo de modo a se captar os ajustamentos dinâmicos (esses resultados são identificados adjectivando o modelo de *dinâmico*).

Além dessa preocupação com os ajustamentos de curto prazo, devido aos pobres resultados empíricos (estatisticamente não significativos) apresentados pela variável adoptada para captar os preços dos insumos importados, procurou-se substituí-la por uma outra variável que pudesse representar o efeito desses insumos sobre os custos domésticos. Assim, foi construída a variável TTPI_PETRO, dada pela taxa de variação do índice de preços a grosso nos países que mais exportam para Angola, diminuída da taxa de variação no preço do petróleo, principal produto de exportação do País. A defasagem dessa variável foi determinada empiricamente.

O custo de reter moeda foi, também de forma alternativa, representado por uma taxa de juros. Como as várias taxas de juros existentes em Angola são altamente correlacionadas, não foi possível usar em uma mesma regressão duas taxas de juros. Assim, foram usadas, alternativamente as taxas TBC91 e TBC63.

Os resultados obtidos com o modelo básico estão reproduzidos na tabela abaixo:

Resumo dos resultados produzidos pelo modelo básico

	Modelo básico			
	Sem correcção nos resíduos		Com correcção nos resíduos	
	M1	M2	M1	M2
R2	0,5302	0,6065	0,8945	0,8982
C	0,0076	0,0060	0,0126	0,0129
DLOG(M1)	0,0632		<i>0,0139</i>	
DLOG(M2)		0,1189		0,0282
DLOG(TXC)	0,2928	0,2439	0,1816	0,1665
DLOG(PI)	-0,0630	-0,1374	0,0071	-0,0670
DLOG(IPC(-2))	0,4580	0,4598	0,3938	0,3885
MA(1)			0,0226	0,0200
MA(8)			0,9778	0,9773
SMA(12)			0,2073	0,2092

Valores em vermelho não são estatisticamente significativos. Os valores em italic são significativos a 10%.

Observa-se que variações no agregado monetário têm, contemporaneamente, um pequeno impacto sobre a variação no IPC. Entretanto, esse impacto é bastante diferente quando o agregado monetário considerado é M1 ou M2. O agregado M2 provoca o dobro do impacto de M1 sobre a variação do IPC. A inércia do processo inflacionário repousa, nesse modelo, no custo de reter moeda aqui representado pela variação de preços desfasada de dois períodos. Os coeficientes estimados implicam em uma transferência de 45% dessa variação desfasada para a variação de preços observada no período. Similarmente, desvalorizações cambiais são transferidas aos preços em 30% (se M1 é usado) ou 25% conforme o agregado monetário considerado. O coeficiente da variável usada para captar as flutuações de custo dos recursos importados não apresentou significância estatística.

As correcções nos resíduos reduzem substancialmente o impacto das variáveis explicativas, levantando a questão sobre a estabilidade das estimativas dos correspondentes parâmetros. Por meio da introdução, de forma empírica, do processo de ajustamento se procura obter mais informações sobre os valores dos coeficientes das variáveis adoptadas na explicação do processo inflacionário.

A próxima tabela apresenta os resultados da introdução empírica de um processo dinâmico. São quatro resultados decorrentes do uso de dois conceitos de agregado monetário e de duas taxas de juros.

Resumo dos resultados obtidos com o modelo *dinâmico*

Modelo <i>dinâmico</i> sem correcção nos resíduos				
	Taxa de juros = TBC_91		Taxa de juros = TBC_63	
	M1	M2	M1	M2
R2	0,7471	0,7462	0,6227	0.656275
C	0,0051	0,0046	0,0021	0.000613
DLOG(M1)	0,0407		0,0923	
DLOG(M1(-5))	<i>0,0314</i>		<i>0,0440</i>	
DLOG(M2)		0,0522		0.1581
DLOG(M2(-1))		0,0326		0.0416
DLOG(TXC(-2))	0,3229	0,3118	0,2046	0.2092
TTPI_PETRO(-2)	0,0331	0,0317	0,0398	0.0348
Taxa de juros	0,0002	0,0002	0,0002	0.0002
DLOG(IPC(-2))	0,0729	0,0586	0,2719	0.2303

Valores em vermelho não são estatisticamente significativos. Os valores em itálico são significativos a 10%.

Observa-se a redução do impacto contemporâneo da expansão monetária. Um aumento em um ponto percentual, quer seja em M1 ou em M2, produz contemporaneamente uma variação na mesma direcção de aproximadamente 0,05 ponto percentual nos preços quando a taxa de juros usada é a de 91 dias. Para a taxa de 63 dias, os impactos monetários sobre os preços são bem menores. Quando o agregado monetário considerado é M1 o impacto de sua variação no tempo é mais duradouro, uma vez que variações em M1 há cinco períodos tem efeito sobre a actual variação de preços.

Quando M2 é considerado, a defasagem máxima encontrada foi de um período. Ao considerar o preço dos insumos internacionais em relação ao preço do petróleo, essa variável é significativa com uma defasagem de dois períodos. Seu coeficiente é razoavelmente estável e nas quatro estimativas varia de 0,0317 a 0,0398. O mesmo se observa para a taxa de juros; nas quatro formulações que consideram duas diferentes taxas de juros, seu impacto sobre os preços é o mesmo: para cada um ponto percentual de aumento na taxa de juros, os preços aumentam em 0,02 ponto percentual.

O impacto da taxa de câmbio desfasada em dois períodos é praticamente o mesmo quer se utilize M1 ou M2. Entretanto, seu coeficiente é cinquenta por cento maior quando a taxa de juros é a 91 dias. Nesse caso, seu coeficiente está em torno de 0,32, similar ao valor estimado para o modelo básico.

Com a correção nos resíduos, conforme apresentado na tabela abaixo, os efeitos da expansão monetária passam a ser maiores para a taxa de juros de 63 dias. O mesmo ocorre para a taxa de câmbio. De um modo geral, a contribuição de todas as variáveis, avaliada pelos seus coeficientes, é reduzida, excepto para o IPC desfasado de dois períodos, cujo coeficiente varia de 0,28 a 0,47.

Resumo dos resultados obtidos com o modelo *dinâmico* com ajuste nos resíduos

Modelo <i>dinâmico</i> com correção nos resíduos				
	Taxa de juros = TBC_91		Taxa de juros = TBC_63	
	M1	M2	M1	M2
R2	0,8178	0,8296	0,8130	0,8017
C	0,0028	0,0016	0,0016	-0,0010
DLOG(M1)	0,0368		0,0772	
DLOG(M1(-5))	0,0196		0,0166	
DLOG(M2)		0,0731		0,1068
DLOG(M2(-1))		0,0201		0,0535
DLOG(TXC(-2))	0,1577	0,1234	0,2370	0,1316
TTPI_PETRO(-2)	0,0205	0,0162	0,0279	0,0262
Taxa de juros	0,0002	0,0002	0,0002	0,0001
DLOG(IPC(-2))	0,3378	0,3624	0,2786	0,4690
MA(1)			0,1024	
MA(2)				-0,5101
MA(3)	-0,3033	-0,3165	0,1959	
MA(6)			0,0195	
MA(8)	0,4525	0,5260		
MA(10)	-0,3285	-0,2247	-0,8065	-0,4899
SMA(12)				0,2804

Valores em vermelho não são estatisticamente significativos. Os valores em itálico são significativos a 10%.

B. Introdução

1. Desde a década de noventa, a convivência com altas taxas de inflação de preços tem sido uma das características da economia angolana. A inflação de preços, definida como sendo um aumento contínuo, generalizado do nível geral de preços, ou seja uma perda progressiva do poder de compra da moeda, atinge a todos mesmo que não seja de forma igual. A inflação gera custos económicos bem como sociais, pelo que o Governo Angolano, como a maioria dos Governos, tem-se preocupado com este fenómeno, tentando de várias formas lutar contra ele através, fundamentalmente, da implementação de políticas monetária, cambial e fiscal. No entanto, para lutar de forma eficaz contra qualquer fenómeno é preciso conhecer os factores que o provocam. Nesta ordem de ideias, o presente trabalho pretende identificar os principais determinantes da inflação em Angola através de modelos econométricos;

2. No Ponto C, a inflação medida pela variação do Índice de Preços no Consumidor (IPC) é estatisticamente examinada. No Ponto D, a fundamentação teórica é apresentada. A seguir, no Ponto E, são apresentados os modelos e seus resultados e por fim as conclusões no Ponto F;

C. Descrição Estatística da Taxa de Variação do IPC

3. O Índice de Preços no Consumidor (IPC), mede níveis e mudanças de preços de uma cesta padrão de bens e serviços comprados por uma família num dado período e local de referência. É de realçar que o IPC não reflecte o custo de vida de determinado individuo em determinado momento, já que cada um tem o seu padrão de consumo;

4. Em Angola, o IPC é calculado pelo Instituto Nacional de Estatística. Este índice representa apenas a Cidade de Luanda, estando neste momento a ser desenvolvido o Índice de Preço no Consumidor Alargado (IPCA);

5. O IPC de Luanda é calculado mediante a fórmula de *Laspeyres*, isto é, uma média ponderada dos preços relativos multiplicados pela sua ponderação que corresponde ao período de base;

A fórmula de Laspeyres:

$$I_{t/0} = \frac{\sum_{i=1}^n P_{it} Q_{i0}}{\sum_{i=1}^n P_{i0} Q_{i0}}$$

Onde:

$I_{t/0}$ = Índice no período "t", com respeito ao período base "0".

P_{it} = Preço da variedade "i" no período "t".

P_{i0} = Preço da variedade "i" no período base "0".

Q_{i0} = Quantidade consumida da variedade "i" no período base "0"

n = número total de variedades

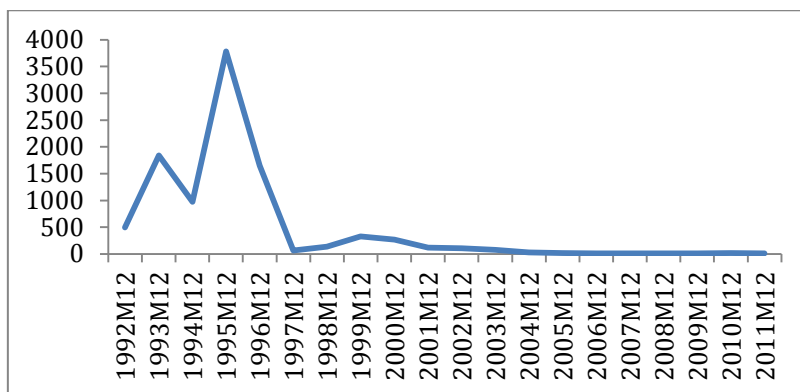
6. A tabela 1 abaixo, representa a estrutura IPC, dividida em 12 grandes classes. A classe Alimentação e Bebidas Não-Alcoólicas tem o maior peso nesta estrutura, o que significa que factores que afectam esta classe devem dominar a variação do IPC;

Tabela 1: Estrutura do IPC por Classe 2010

Classe	Ponderação-2010
1-Alimentação e Bebidas Não-Alcoólicas	43,95
2-Bebidas Alcoólicas e Tabaco	2,66
3-Vestuário e Calçados	6,50
4-Habituação, Água, Electricidade, Gás e Combustíveis	12,50
5-Mobiliário, Equipamento Doméstico e Manutenção	5,98
6-Saúde	3,40
7-Transporte	7,93
8-Comunicações	3,33
9-Lazer, recreação e cultura	2,24
10-Educação	2,45
11-Hotéis, Cafés e Restaurantes	3,03
12-Bens e Serviços Diversos	6,03

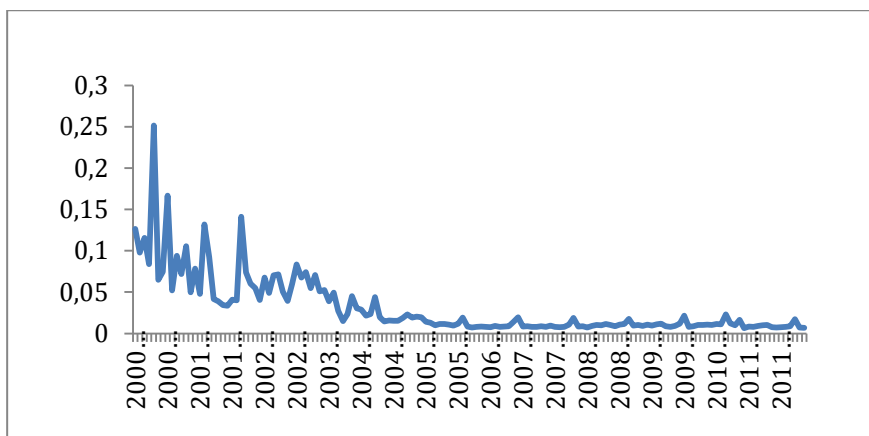
7. Os altos níveis de inflação registados a partir dos anos noventa geraram uma situação crónica e insustentável, visto o seu custo social e económico. Com objectivo de ultrapassar tal situação, o Governo angolano, em Agosto de 2003, lança o programa de Estabilidade Macro-económico baseado principalmente num maior rigor orçamental e no controlo da taxa de câmbio. Tais medidas surtiram efeitos, tendo a inflação passado de 105,60% em 2002 para 76,57% em 2003, reduzindo-se de mais de metade em 2004 (31,02%) e continuando o seu comportamento decrescente em 2005 com uma taxa de 18,53% e desde então situando-se em taxas entre cerca de 15% e 11%;

Gráfico 1: inflação 12 meses em Angola



8. No Gráfico 2 abaixo, olhando para os dados a partir de 2000, pode-se verificar que até meados de 2004, a taxa de variação mensal do IPC era relativamente elevada e apresentava significativa volatilidade. A partir de então, a sua variação relativa passa a ser quase metade da observada naquele período;

Gráfico 2: Inflação mensal de Angola



9. As estatísticas apresentadas na Tabela 2 deixam claro que houve, de facto, uma mudança significativa no processo inflacionista;

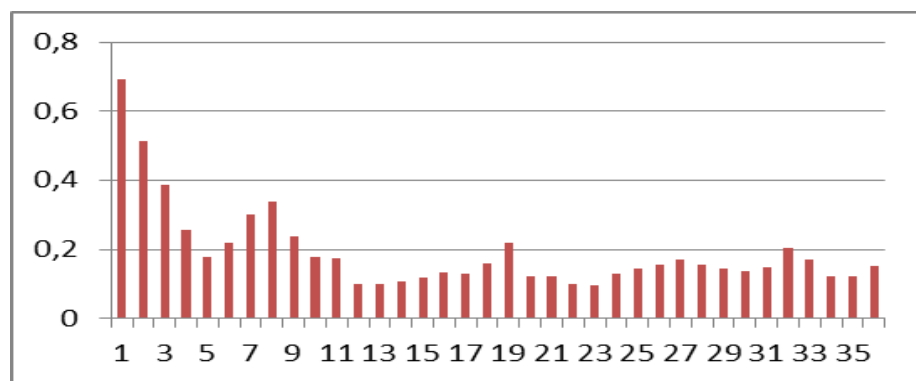
Tabela 2: Estatísticas Resumo: Variação Mensal do IPC de Luanda (2000 – 2011)

Períodos	2000m02 - 2011m12	2000m02 - 2004m05	2004m6 - 2011m12
Estatísticas			
Média	0,0308	0,0651	0,0112
Mediana	0,0142	0,0535	0,0100
Máximo	0,2514	0,2514	0,0232
Mínimo	0,0063	0,0149	0,0063
Desvio Padrão	0,0358	0,0407	0,0041
Coef. De Variação	1,1609	0,6251	0,3638
Observações	143	52	91

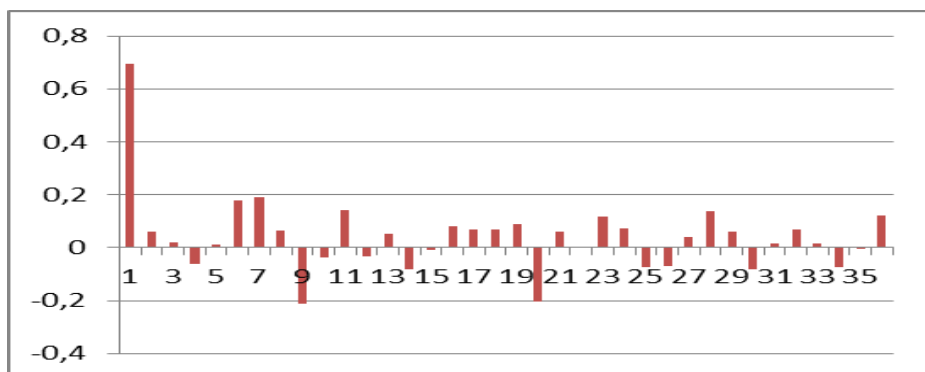
10. Uma análise mais detalhada da série, para um período mais longo (1996 a 2011) pode ser feita por meio de correlogramas e correlogramas parciais. Como a série não é estacionária, o IPC foi transformado por primeira diferença, a qual tomada em logaritmo fornece a taxa de variação percentual do índice, isto é, a taxa de inflação de preços;

11. A Figura 1 abaixo apresenta tanto o correlograma (a) quanto o correlograma parcial (b) das variações mensais do IPC para o período amostral. O correlograma apresenta valores elevados e que assim permanecem para defasagens mais longas, a indicar a existência de um componente de médias móveis de elevada ordem. O movimento ondular aparente no correlograma é uma indicação da presença de um fenómeno sazonal. O correlograma parcial, com seu valor mais elevado para a defasagem de ordem um, sugere a presença de um processo AR (1), possivelmente sobreposto pelo componente sazonal;

Figura 1: Variação mensal do IPC-Luanda - Correlogramas



(a)



(b)

D. Fundamentação Teórica dos Determinantes da Inflação

12. Baseado na teoria quantitativa da moeda, Harberger (1963) conduziu um trabalho sobre a inflação de preços no Chile, o qual se tornou referência para estudos desse tipo. Hanson (1985) estendeu o modelo de Harberger de modo a incorporar o custo das importações, um elemento importante e particularmente relevante no caso de Angola;

13. Com base na vasta literatura associada à compreensão de processos inflacionários, opta-se por usar um modelo simples, conforme Harberger – Hanson pela maior exigência, em termos de dados estatísticos que caracterizam modelos mais sofisticados. Um exemplo do pequeno ganho, pelo uso de métodos mais sofisticados, para a compreensão do fenómeno a ser estudado pode ser encontrado em Klein – Kiei (2009);

14. Pela teoria quantitativa da moeda, tem-se que:

$$(1) MV = PQ,$$

15. Onde M é stock de moeda; V é sua velocidade de circulação; P é o nível de preços e Q é o produto real da economia. Na versão original da equação de trocas, V era considerada constante. Entretanto, o que é necessário é que V seja estável. Na realidade, o inverso de V é a demanda por moeda por unidade de produto:

$$\frac{1}{V} = \frac{M}{PQ}$$

16. Assim, a estabilidade de V, e não sua constância, representa a estabilidade da demanda por moeda, isto é, a demanda por moeda resulta de um comportamento dos agentes económicos e, portanto, V é uma função previsível de outras variáveis macroeconómicas que reflectam o custo de reter moeda;

17. De modo a trabalhar com as variações percentuais e não os níveis das variáveis consideradas, Harberger transforma (1) aplicando logaritmo e o operador de diferença D, tal que, $Dx_t = x_t - x_{t-1}$. Letras minúsculas representam as mesmas variáveis transformadas por logaritmo. Assim, (1) pode ser escrita como:

$$(2) Dp_t = Dm_t - Dq_t + Dv_t.$$

18. Uma vez que $(1/V)$ é a própria demanda por moeda, Harberger substitui v_t por uma variável que represente o custo de oportunidade de se reter moeda, por exemplo, taxa de juros ou a taxa de inflação no período imediatamente anterior. Harberger adopta a taxa de inflação em substituição a v. Essa aproximação é particularmente importante quando a taxa nominal de remuneração da poupança é fixada por regulamentação, de modo que o principal custo de reter moeda é a perda de seu poder de compra;

19. Numa economia na qual o mercado financeiro opere com flexibilidade e séries estatísticas de taxas de juros estejam disponíveis, v_t em (2) pode ser aproximada pela taxa de juros mais relevante. No caso de Angola, pelas características das opções de poupança abertas aos agentes económicos, a adopção da inflação passada representa melhor o custo de oportunidade de reter moeda. Isso, entretanto, não exclui a possibilidade de uso de uma taxa de juros que reflecta o custo de oportunidade de se reter moeda;

20. Desse modo, Harberger sugere, para a análise da inflação no Chile, a seguinte regressão:

$$(3) Dp_t = a_0 + a_1 Dm_t + a_2 Dq_t + a_3 D(I_{t-1}) + \mu_t,$$

onde, m e q já foram definidas, μ_t é a perturbação aleatória, I_{t-1} é a taxa de inflação do período anterior e, portanto, a variável escolhida para aproximar v .

21. Conforme a equação (1) os parâmetros a_1 e a_3 devem ser positivos enquanto a_2 deve ser negativo. Além disso, (1) estabelece que se as defasagens em m e q que aparecem em (3) forem contemporâneas, em valor absoluto, a_1 e a_3 devem ser iguais à unidade;

22. Nem sempre, séries de produto com periodicidade inferior a um ano estão disponíveis. Assim, introduziu-se uma função de produção agregada, homogênea de grau um, para então substituir em (3) o produto (q) por essa função, desde que as variáveis que a caracterizam estejam disponíveis na periodicidade desejada. Com a hipótese de homogeneidade de grau um para a função de produção, a correspondente função custo será homogênea de grau zero nos preços dos insumos e do produto;

23. Por ser adequada às condições de Angola, adota-se a sugestão de Hanson (1985) de considerar os insumos importados além dos recursos domésticos. Assim, se pode explicar, pela correspondente função custo, as variações no produto real em termos de preços dos insumos, importados (p_i) e domésticos (w) assim como do preço do produto (p):

$$(4) Dq_t = b_0 + b_1 Dp_t + b_2 Dp_i_t + b_3 Dw_t + \eta_t,$$

onde η_t é a perturbação aleatória e as demais variáveis como definidas acima. Como por hipótese, a função custo é homogênea de grau zero nos preços, devemos ter que $b_1 + b_2 + b_3 = 0$. Note que enquanto $b_1 > 0$, os coeficientes dos insumos (b_2 e b_3) devem ser negativos.

Introduzindo (4) em (3) obtém-se:

$$(5) (1 - a_2 b_1) Dp_t = (a_0 + a_2 b_0) + a_1 Dm_t + a_2 b_2 Dp_i_t + a_2 b_3 Dw_t + a_3 D(I_{t-1}) + v_t.$$

24. Reescrevendo (5) num formato mais apropriado para estimação [dividindo ambos os lados da igualdade por $(1 - a_2 b_1)$ e renomeando os coeficientes]:

$$(6) Dp_t = c_0 + c_1 Dm_t + c_2 Dp_i_t + c_3 Dw_t + c_4 D(I_{t-1}) + \varepsilon_t.$$

Excepto pela constante, todos os coeficientes devem ser positivos e o coeficiente de Dm_t deve ser menor que a unidade.

25. A equação (6) fornece uma decomposição da taxa de inflação segundo um modelo de longo prazo, conforme explicitado pela equação de trocas. Entretanto, os efeitos das mudanças nos componentes sobre a inflação são transmitidos ao longo do tempo. Como esse tempo não foi determinado pelo modelo adoptado, a sua caracterização se dará empiricamente. Assim, várias experiências serão conduzidas de modo a caracterizar-se o mecanismo de transmissão de choques nas variáveis explicativas sobre a inflação de preços. Isso será feito pela introdução de defasagens distribuídas;

26. É importante notar que ao estimar-se a equação (6), considera-se que as variáveis explicativas sejam exógenas. Isso na realidade não é estritamente correto, mas por simplicidade as análises serão feitas sob essa hipótese e testes de causalidade serão conduzidos de modo a verificar a importância empírica dessa suposição. Ainda com relação à estimação da equação (6), espera-se que o uso de diferenças em logaritmos evite o problema de correlação espúria;

E. Modelos e Resultados

27.O objectivo deste trabalho é estudar os determinantes da inflação de preços em Angola por meio da especificação definida pela equação (6). Ao longo da análise, ajustamentos e adaptações serão feitos e as suas razões explicadas. Nem todas as variáveis definidas no modelo teórico estão disponíveis em Angola. Assim, nesses casos algumas aproximações foram usadas. O período da amostra compreende Janeiro de 2000 a Dezembro de 2011, com periodicidade mensal;

E.1 Modelos Básicos

28.Nos modelos básicos, foram utilizados os seguintes dados:

- a) A taxa de inflação medida pela diferença dos logaritmos do IPC, identificada como $DLOG(IPC)$ corresponde a Dp_t na equação (6). O $IPC_t (P_t)$ com base em Dezembro de 2011, é calculado pelo INE;
- b) A taxa de variação percentual dos agregados monetários medida pela diferença dos logaritmos dos referidos agregados. Análises serão conduzidas para os dois principais agregados monetários, M1 e M2. Definida em (6) como $Dm1$ e $Dm2$, e identificados por $DLOG(M1)$ e $DLOG(M2)$. Os agregados monetários são dados obtidos do Banco Nacional de Angola (BNA);
- c) A taxa de variação percentual da média ponderada do Índice de Preços no Produtor dos principais parceiros comerciais de onde se originam as importações de Angola (PI_t), usando como pesos, a importância relativa normalizada das correspondentes importações. Optou-se para tal indicador devido à ausência de um Índice de preços de produtos importados. PI_t resulta da diferença dos logaritmos e será identificada por DLPI. Os Índices de Preços no Produtor têm como fonte o FMI;
- d) A variação percentual da taxa de câmbio média US\$/Kz, calculado através da diferença logarítmica desta variável. A variável é representada por $DLOG(TXC_M)$. O indicador em questão foi utilizado em substituição do Índice de custo dos recursos domésticos (W_t) devido a ausência desta informação. A ideia de substituir o W_t pela taxa de câmbio, baseia-se no facto de que Angola tem uma economia dolarizada, onde formalmente ou informalmente, contratos, salários e outros preços são indexados à taxa de câmbio. A taxa de câmbio provém do BNA;
- e) Variação no IPC registrada dois períodos antes do actual (P_{t-2}). Na formulação de Harberger a defasagem é de um mês. Considerando que, em Angola, no início do mês as últimas informações sobre a variação no IPC se referem aproximadamente a dois períodos passados, será considerada essa defasagem para que a percepção do custo de oportunidade de se manter moeda se reflecta nessa variável defasada.

29.Todas as variáveis explicativas, com excepção dos preços externos, apresentam correlação significativa com a inflação. Como esperado a correlação de longo prazo é maior.

Tabela 3: Correlação entre a inflação e as outras variáveis

	Correlação mensal	Correlação anual
	TVIPC	TVIPC
TVM2	0.475	0.928
TVM1	0.350	0.879
TVPI	0.007	-0.019
TVTXC	0.654	0.964
TVIPCD2	0.698	0.991

30. Apesar de apresentar uma correlação baixa e ambígua em termos de sinal, os preços externos foram mantidos nos modelos básicos, acreditando de forma intuitiva que sejam um factor da inflação em Angola, pelo facto do país importar a maioria dos produtos consumidos;

31. Graficamente (ver anexo), pode-se observar que as variáveis que melhor reproduzem o comportamento da inflação homóloga, durante o período em análise, são a taxa de câmbio e a inflação desfasada de dois períodos;

32. A equação (6) foi estimada considerando, alternativamente os agregados monetários M1 e M2. As Tabelas 4 e 5 apresentam as estimativas para os parâmetros da equação (6) com M1 e M2 alternativamente;

Tabela 4: Determinantes da Inflação de Preços em Angola:

Modelo básico (com M1)
(Amostra ajustada: Fevereiro de 2000 a Dezembro de 2011)

Variável dependente: DLOG(IPC)

Variável	Coefficiente	Erro Pad.	t-Estat.	Prob.
C	0,007638	0,003037	2,515198	0,0130
DLOG(M1)	0,063238	0,028097	2,250660	0,0260
DLOG(TXC)	0,292830	0,064477	4,541594	0,0000
DLOG(PI)	-0,062954	0,450387	-0,139778	0,8890
DLOG(IPC(-2))	0,458024	0,066402	6,897726	0,0000
R-squared	0,530248	Mean dependent var		0,030454
Adjusted R-squared	0,516432	S,D, dependent var		0,035581
S,E, of regression	0,024742	Akaike info criterion		-4,525775
Sum squared resid	0,083258	Schwarz criterion		-4,421209
Log likelihood	324,0671	Hannan-Quinn criter,		-4,483283
F-statistic	38,37862	Durbin-Watson stat		2,375239
Prob(F-statistic)	0,000000			

Método: Mínimos quadrados ordinários. Número de observações: 143

33. Os resultados da regressão, quando se usa o agregado M1 apresentam uma aderência pouco superior a 50%. Excepto o preço internacional, cujo coeficiente não apresenta significância estatística e nem o sinal esperado, todas as demais variáveis têm os seus coeficientes estatisticamente diferentes de zero, sob os graus de significância usualmente utilizados (1% ou 5%) e aparecem com o sinal previsto pela teoria. Sob as condições desse modelo, uma expansão mensal em M1 de um ponto percentual produzirá, no mesmo mês, uma alta na inflação de 0,06 pontos percentuais. O impacto da taxa de câmbio, usada para aproximar o custo dos recursos domésticos é quase quatro vezes maior: aproximadamente 0,3 pontos percentuais de aumento na inflação para cada ponto percentual de variação no câmbio. A inflação do mês cuja informação está disponível no início do corrente mês, isto é dois períodos antes do actual, a indicar o custo de reter moeda, tem efeito superior ao do câmbio. Um aumento nos preços em um ponto percentual, é carregado dois meses adiante em cerca de metade desse aumento;

Tabela 5: Determinantes da Inflação de Preços em Angola:

Modelo básico (Com M2)
(Amostra ajustada: Fevereiro de 2000 a Dezembro de 2011)

Variável dependente: DLOG(IPC)

Variável	Coefficiente	Erro Padr.	t-Estatística	Prob.
C	0,005997	0,003018	1,987020	0,0489
DLOG(M2)	0,118940	0,034648	3,432785	0,0008
DLOG(TXC)	0,243890	0,065882	3,701924	0,0003
DLOG(PI)	-0,137438	0,436028	-0,315206	0,7531
DLOG(IPC(-2))	0,459770	0,064880	7,086489	0,0000
R-squared	0,606507	Mean dependent var		0,030830
Adjusted R-squared	0,595102	S,D, dependent var		0,035791
S.E. of regression	0,022774	Akaike info criterion		-4,692027
Sum squared resid	0,071576	Schwarz criterion		-4,588431
Log likelihood	340,4799	Hannan-Quinn criter,		-4,649930
F-statistic	53,17635	Durbin-Watson stat		2,068971
Prob(F-statistic)	0,000000			

Método: Mínimos quadrados ordinários, Número de observações: 143

34. Os resultados obtidos quando o agregado monetário é M2 são similares aos descritos quando o agregado M1 é utilizado. Nota-se que em ambos os casos, a estatística DW é superior a 2, indicando que os resíduos apresentam pelo menos correlação de primeira ordem. Na realidade, o correlograma e o correlograma parcial dos resíduos indicam claramente a presença de componentes sistemáticos;

35. O estudo dos resíduos originários dessas regressões indicaram a existência de um claro processo estocástico que poderia ser representado por:

$$\varepsilon_t = (1 - \theta_1 B - \theta_8 B^8) (1 - \Theta B^{12}) \omega_t.$$

36. Introduzindo esse processo sazonal (ordem 12) de médias móveis (ordem 8) na especificação do modelo foram obtidos os resultados reproduzidos nas Tabelas 6 e 7;

37. A aderência dos modelos assim especificados eleva-se para a marca dos noventa por cento. Na regressão onde o agregado monetário é M1, o seu coeficiente apresenta-se estatisticamente significativo a nível de 10%, enquanto que quando se adopta M2, o seu coeficiente é

estatisticamente significativa. O coeficiente da variável preço internacional permanece, nas duas versões, sem significância estatística;

Tabela 6: Determinantes da Inflação de Preços em Angola:

Modelo básico com correcção nos resíduos (Com M1)

(Amostra ajustada: Fevereiro de 2000 a Dezembro de 2011 – M2)

Variável dependente: DLOG(IPC)

Varável	Coeficiente	Erro Padr.	t-Estatística	Prob.
C	0,012632	0,002558	4,938851	0,0000
DLOG(M1)	0,013917	0,007680	1,812212	0,0722
DLOG(TXC)	0,181568	0,027771	6,538123	0,0000
DLOG(PI)	0,007075	0,117230	0,060348	0,9520
DLOG(IPC(-2))	0,393812	0,051673	7,621253	0,0000
MA(1)	0,022615	0,010035	2,253560	0,0258
MA(8)	0,977800	0,005935	164,7463	0,0000
SMA(12)	0,207325	0,052144	3,976024	0,0001
R-squared	0,894525	Mean dependent var		0,030830
Adjusted R-squared	0,889056	S,D, dependent var		0,035791
S.E. of regression	0,011921	Akaike info criterion		-5,966662
Sum squared resid	0,019186	Schwarz criterion		-5,800908
Log likelihood	434,6163	Hannan-Quinn criter,		-5,899307
F-statistic	163,5614	Durbin-Watson stat		1,528685
Prob(F-statistic)	0,000000			

Método: Mínimos quadrados ordinários. Número de observações: 143. Convergência após 15 iterações.
MA Backcast: 1998M06 2000M01. O Inverso de todas as raízes do MA estão dentro do círculo de raio unitário.

Tabela 7: Determinantes da Inflação de Preços em Angola:

Modelo básico com correcção nos resíduos (Com M2)

(Amostra ajustada: Fevereiro de 2000 a Dezembro de 2011 – M2)

Variável dependente: DLOG(IPC)

Variável	Coefficiente	Erro Padr.	t-Estatística	Prob.
C	0,012868	0,002513	5,120981	0,0000
DLOG(M2)	0,028188	0,009833	2,866664	0,0048
DLOG(TXC)	0,166492	0,028464	5,849128	0,0000
DLOG(PI)	-0,067045	0,114567	-0,585205	0,5594
DLOG(IPC(-2))	0,388462	0,051026	7,613080	0,0000
MA(1)	0,020003	0,010247	1,951988	0,0530
MA(8)	0,977316	0,005929	164,8462	0,0000
SMA(12)	0,209192	0,051788	4,039391	0,0001
R-squared	0,898184	Mean dependent var		0,030830
Adjusted R-squared	0,892904	S,D, dependent var		0,035791
S.E. of regression	0,011713	Akaike info criterion		-6,001962
Sum squared resid	0,018520	Schwarz criterion		-5,836209
Log likelihood	437,1403	Hannan-Quinn criter,		-5,934608
F-statistic	170,1313	Durbin-Watson stat		1,559032
Prob(F-statistic)	0,000000			

Método: Mínimos quadrados ordinários. Número de observações: 143. Convergência após 14 iterações.

MA Backcast: 1998M06 2000M01. O Inverso de todas as raízes do MA estão dentro do círculo de raio unitário.

38.O objectivo de incorporar um processo estocástico aos resíduos da regressão original, é tentar obter coeficientes mais robustos para as variáveis explicativas. Assim, isolando-se os efeitos do processo estocástico remanescente nos resíduos, espera-se melhorar a qualidade da informação sobre as relações entre as variáveis explicativas e a que se está a estudar;

F. Modelos Alternativos

39. Esses processos estocásticos acima apresentados, pouco ajudam na compreensão da dinâmica do processo de ajustamento associado ao fenómeno analisado. Além disso, é importante destacar que se há um ganho na qualidade dos estimadores, em decorrência do ajuste de um processo SMA aos resíduos, há também um aumento de incerteza quanto à relação estudada, pois o processo estocástico introduzido, geralmente absorve grande parte da variância do fenómeno estudado. Deste modo, torna-se inevitável a busca por modelos alternativos de modo a entender melhor o papel dos determinantes da inflação;

40.Como já observado, o modelo básico está lastreado em uma relação de longo prazo e torna-se necessário procurar, empiricamente, o processo de ajustamento que deve estar a ocorrer no curto prazo. Para tanto, as variáveis explicativas serão submetidas a defasagens no tempo de modo a captar os ajustamentos dinâmicos;

41.Além dessa preocupação com os ajustamentos de curto prazo, devido aos pobres resultados empíricos (estatisticamente não significante) apresentados pela variável adoptada para captar os preços dos insumos importados, procurar-se-á substituí-la por uma outra variável que possa representar o efeito desses insumos sobre os custos domésticos. Assim, foi construída a variável TTPI_PETRO, dada pela taxa de variação do índice de preços no produtor nos países que mais

exportam para Angola, diminuída da taxa de variação no preço do petróleo, principal produto de exportação do País, o que representa o termo de troca. O preço de petróleo utilizado é o preço do petróleo angolano, fornecido pelo BNA;

42. Como um indicador adicional do custo de reter moeda, taxas de juros disponíveis serão introduzidas no modelo, nomeadamente,

TBC63 – taxa de 63 dias, disponível a partir de Janeiro de 2000;

TBC91 – taxa de 91 dias, disponível a partir de Janeiro de 2000;

Tabela 8: Taxas de juros: Estatísticas resumo

	TBC_63	TBC_91
Média	42,81776	46,56507
Mediana	20,55375	21,39875
Máximo	127,0000	134,0000
Mínimo	2,460000	3,230000
Desvio Padrão.	42,59094	45,62575
CV	0,994703	0,979828
Skewness	0,981366	0,899381
Kurtosis	2,419915	2,212593
Observações	140	140
	TBC_63	TBC_91
TBC_63	1.000000	0.984834
TBC_91	0.984834	1.000000

43. Como se constata na Tabela 8, as taxas de juros têm elevados coeficientes de correlação total. Isso impede o uso de mais de uma taxa de juros em cada especificação do modelo. Outra característica dessas taxas de juros é sua elevada volatilidade. A taxa de juros interbancária tem uma série muito curta e por isso foi descartada no momento. Entretanto, com a acumulação de mais informação, essa taxa pode promover uma valiosa contribuição para a compreensão da inflação em Angola;

44. Com essas modificações, o modelo foi estimado adoptando uma defasagem máxima de cinco meses. Os resultados finais constam das Tabelas 9 e 10.

Tabela 9: Determinantes da Inflação de Preços em Angola:

Modelo *dinâmico* – (Com M1)
(Amostra ajustada: Junho de 2000 a Novembro de 2011)

Variável dependente: DLOG(IPC)

Variável	Coeficiente	Erro Padr.	t-Estatística	Prob.
C	0,005085	0,002004	2,537791	0,0123
DLOG(M1)	0,040712	0,018275	2,227760	0,0276
DLOG(M1(-5))	0,031387	0,017920	1,751535	0,0822
DLOG(TXC(-2))	0,322948	0,046722	6,912150	0,0000
TTPI_PETRO(-2)	0,033084	0,013368	2,474831	0,0146
TBC_91	0,000237	4,50E-05	5,262590	0,0000
DLOG(IPC(-2))	0,072920	0,057722	1,263296	0,2087
R-squared	0,747104	Mean dependent var		0,027851
Adjusted R-squared	0,735521	S,D, dependent var		0,029278
S,E, of regression	0,015057	Akaike info criterion		-5,504561
Sum squared resid	0,029699	Schwarz criterion		-5,356077
Log likelihood	386,8147	Hannan-Quinn criter,		-5,444221
F-statistic	64,50005	Durbin-Watson stat		1,853140
Prob(F-statistic)	0,000000			

Método: Mínimos quadrados ordinários, Número de observações: 138

Tabela 10: Determinantes da Inflação de Preços em Angola:

Modelo *dinâmico* (Com M2)
(Amostra ajustada: Junho de 2000 a Novembro de 2011)

Variável dependente: DLOG(IPC)

Variável	Coeficiente	Desvio Padr.	t-Estatística	Prob.
C	0,004587	0,002078	2,207640	0,0290
DLOG(M2)	0,052185	0,023759	2,196453	0,0298
DLOG(M2(-1))	0,032616	0,022201	1,469120	0,1442
DLOG(TXC(-2))	0,311752	0,046682	6,678153	0,0000
TTPI_PETRO(-2)	0,031684	0,013436	2,358190	0,0198
TBC_91	0,000247	4,42E-05	5,584125	0,0000
DLOG(IPC(-2))	0,058633	0,058884	0,995725	0,3212
R-squared	0,746225	Mean dependent var		0,027851
Adjusted R-squared	0,734602	S,D, dependent var		0,029278
S.E. of regression	0,015083	Akaike info criterion		-5,501090
Sum squared resid	0,029803	Schwarz criterion		-5,352606
Log likelihood	386,5752	Hannan-Quinn criter,		-5,440749
F-statistic	64,20088	Durbin-Watson stat		1,907056
Prob(F-statistic)	0,000000			

Método: Mínimos quadrados ordinários, Número de observações: 138

45. Os resultados nas duas versões para o agregado monetário fornecem basicamente as mesmas informações. As defasagens para M1 e M2 são diferentes. No primeiro caso o valor contemporâneo e o de uma defasagem de cinco períodos, emergiram na explicação da inflação

de preços, sendo que o coeficiente de M1 desfasado de cinco períodos só é estatisticamente significativo a 15%. No caso do M2, além do seu valor contemporâneo, o seu valor desfasado de um período entra na explicação da inflação, embora o seu coeficiente seja estatisticamente significativo a 15%. O coeficiente da inflação desfasada em dois períodos, nos dois casos, não é estatisticamente diferente de zero. Os efeitos da taxa de câmbio, dos termos de troca e da taxa de juros de 91 dias são praticamente iguais para as duas definições do agregado monetário. Uma desvalorização cambial de 1% e ocorrida há dois meses provoca uma elevação na inflação actual de 0,3%. O efeito dos termos de comércio sobre a inflação, para uma mesma variação percentual, é dez vezes menor, isto é, aumentos nos preços dos produtos importados superiores ao preço do petróleo, têm um impacto sobre a inflação muito pequeno relativamente ao efeito da taxa de câmbio;

46. Nos dois casos, a taxa de juros tem um efeito positivo sobre a inflação, ainda que de pequena monta. Um aumento de um ponto percentual na taxa de juros provoca de imediato uma alta nos preços de 0,025 ponto percentual, esse coeficiente é estatisticamente significativo. Todas as tentativas feitas, para as mais diversas defasagens, com essa taxa de juros apresentaram efectivamente os mesmos resultados, com pequena melhoria nos coeficientes de determinação com defasagens de um ou de dois períodos. Entretanto, em todos os casos, o coeficiente desta taxa de juros manteve o seu valor e a sua elevada significância estatística;

47. No entanto, era de se esperar que aumentos nas taxas de juros reduzissem a pressão inflacionista, uma vez que estimularia a poupança e tornaria o consumo presente mais caro em relação ao consumo futuro, o que não foi constatado. Entretanto, para que esse efeito se realize, a ponto de afectar o índice de preços, é preciso que exista, na economia, um mercado bem desenvolvido de activos financeiros, bem como um dinâmico mercado de crédito. Como o mercado financeiro em Angola é incipiente, a taxa de juros parece exercer outro papel no que se refere à inflação. Os resultados poderão ser interpretados da seguinte forma, os agentes económicos consideram uma alta na taxa nominal de juros como uma indicação de que os preços se elevarão no presente momento. Esse resultado, como já foi observado acima, repete-se com as mais variadas defasagens nessa taxa de juros;

48. As Tabelas 11 e 12, reproduzem o modelo apresentado nas duas tabelas anteriores, mas desta vez com a taxa de juros de 63 dias (TBC_63). A aderência dos modelos aos dados é um pouco menor, mas com o uso dessa taxa de juros a inflação desfasada tem o seu coeficiente estatisticamente significativo, mas sempre com o sinal não esperado;

Tabela 11: Determinantes da Inflação de Preços em Angola:

Modelo *dinâmico* (Com M1)
(Amostra ajustada: Abril de 2000 a Novembro de 2011)

Variável dependente: DLOG(IPC)

Variável	Coeficiente	Erro Padr.	t-Estatística	Prob.
C	0,002128	0,002894	0,735282	0,4635
DLOG(M1)	0,092346	0,025845	3,573113	0,0005
DLOG(M1(-5))	0,044028	0,025955	1,696343	0,0922
DLOG(TXC(-2))	0,204560	0,066950	3,055416	0,0027
TTPI_PETRO(-2)	0,039806	0,019532	2,038036	0,0435
TBC_63	0,000210	7,00E-05	2,995809	0,0033
DLOG(IPC(-2))	0,271878	0,080011	3,398009	0,0009
R-squared	0,622749	Mean dependent var		0,029847
Adjusted R-squared	0,605730	S,D, dependent var		0,034969
S.E. of regression	0,021957	Akaike info criterion		-4,750721
Sum squared resid	0,064123	Schwarz criterion		-4,603639
Log likelihood	339,5504	Hannan-Quinn criter,		-4,690951
F-statistic	36,59169	Durbin-Watson stat		2,016744
Prob(F-statistic)	0,000000			

Método: Mínimos quadrados ordinários, Número de observações: 140

Tabela 12: Determinantes da Inflação de Preços em Angola:

Modelo *dinâmico* (Com M2)
(Amostra ajustada: Abril de 2000 a Novembro de 2011)

Variável dependente: DLOG(IPC)

Variável	Coeficiente	Erro Padr.	t-Estatística	Prob.
C	0.000613	0.002813	0.217900	0.8278
DLOG(M2)	0.158153	0.030275	5.223956	0.0000
DLOG(M2(-1))	0.041603	0.030855	1.348331	0.1798
DLOG(TXC(-2))	0.209202	0.063829	3.277561	0.0013
TTPI_PETRO(-2)	0.034769	0.018715	1.857863	0.0654
TBC_63	0.000198	6.62E-05	2.983776	0.0034
DLOG(IPC(-2))	0.230260	0.078113	2.947784	0.0038
R-squared	0.656275	Mean dependent var		0.029847
Adjusted R-squared	0.640769	S.D. dependent var		0.034969
S.E. of regression	0.020959	Akaike info criterion		-4.843791
Sum squared resid	0.058424	Schwarz criterion		-4.696709
Log likelihood	346.0654	Hannan-Quinn criter.		-4.784021
F-statistic	42.32293	Durbin-Watson stat		2.168590
Prob(F-statistic)	0.000000			

Método: Mínimos quadrados ordinários, Número de observações: 140

49. As Tabelas 13 e 14 apresentam os resultados das Tabelas 11 e 12 com correções para a existência nos resíduos de um processo estocástico sistemático passível de ser representado por um MA ou SMA. Nos dois casos, os resíduos foram estudados e a eles ajustou-se, após o trabalho de identificação, um processo MA com coeficientes de ordem 3, 8 e 10 diferentes de zero;

Tabela 13: Determinantes da Inflação de Preços em Angola:

Modelo *dinâmico* com ajuste dos resíduos – M1
(Amostra ajustada: Junho de 2000 a Novembro 2011)

Dependent Variable: DLIPC

Variáveis	Coefficientes	Erro Padr.	t-Estatística	Prob.
C	0,002755	0,001459	1,888289	0.0613
DLOG(M1)	0,036759	0,013149	2,795633	0.0060
DLOG(M1(-5))	0,019581	0,013980	1,400625	0.1637
DLOG(TXC(-2))	0,157670	0,039041	4,038576	0.0001
TTPI_PETRO(-2)	0,020534	0,010039	2,045418	0.0429
TBC_91	0,000202	3,64E-05	5,548468	0.0000
DLOG(IPC(-2))	0,337773	0,061711	5,473487	0.0000
MA(3)	-0,303250	0,061876	-4,900975	0.0000
MA(8)	0,452466	0,066519	6,802036	0.0000
MA(10)	-0,328493	0,054755	-5,999368	0.0000
R-squared	0,817758	Mean dependent var		0,027851
Adjusted R-squared	0,804944	S,D, dependent var		0,029278
S.E. of regression	0,012931	Akaike info criterion		-5,788723
Sum squared resid	0,021402	Schwarz criterion		-5,576603
Log likelihood	409,4219	Hannan-Quinn criter,		-5,702522
F-statistic	63,81800	Durbin-Watson stat		1,847814
Prob(F-statistic)	0,000000			
Inverted MA Roots	,80	,79-,40i	,79+,40i	.31+.88i
	,31-,88i	-,37+,93i	-,37-,93i	-.74
	-,76-,48i	-,76+,48i		

Método: Mínimos quadrados ordinários. Número de observações: 138
Convergência após 20 iterações. MA Backcast: 1999M08 2000M05

50. A aderência do modelo, para as duas definições do agregado monetário, corresponde a aproximadamente oitenta por cento da variação da inflação. Nas duas regressões, excepto pela diferença na definição do agregado monetário, todos os coeficientes apresentam-se com os sinais esperados e seus valores são estatisticamente iguais. Por isso, a análise a seguir considerará apenas os resultados obtidos quando o agregado monetário é M1. Quando as variáveis são consideradas como diferenças em logaritmos, os seus coeficientes representam elasticidades. Portanto, uma redução de um ponto percentual na expansão monetária no mês corrente, tudo o mais constante, produzirá uma redução na taxa de inflação cinco meses a frente de 0,02 pontos percentuais;

Tabela 14: Determinantes da Inflação de Preços em Angola:

Modelo *dinâmico* com ajuste dos resíduos – M2
(Amostra ajustada: Junho de 2000 a Novembro 2011)

Dependent Variable: DLIPC

Variável	Coefficiente	Erro Padr.	t-Estatística	Prob.
C	0,001626	0,001718	0,946680	0,3456
DLOG(M2)	0,073146	0,018082	4,045157	0,0001
DLOG(M2(-1))	0,020105	0,016939	1,186918	0,2375
DLOG(TXC(-2))	0,123378	0,036933	3,340631	0,0011
TTPI_PETRO(-2)	0,016238	0,009378	1,731530	0,0858
TBC_91	0,000190	3,62E-05	5,233829	0,0000
DLOG(IPC(-2))	0,362393	0,059083	6,133648	0,0000
MA(3)	-0,316462	0,054733	-5,781928	0,0000
MA(8)	0,525988	0,061922	8,494382	0,0000
MA(10)	-0,224660	0,047045	-4,775395	0,0000
R-squared	0,829570	Mean dependent var		0,027851
Adjusted R-squared	0,817587	S,D, dependent var		0,029278
S.E. of regression	0,012505	Akaike info criterion		-5,855735
Sum squared resid	0,020015	Schwarz criterion		-5,643615
Log likelihood	414,0457	Hannan-Quinn criter,		-5,769535
F-statistic	69,22688	Durbin-Watson stat		1,996816
Prob(F-statistic)	0,000000			
Inverted MA Roots	.82+.35i	.82-.35i	.66	.31+.87i
	.31-.87i	-.38-.92i	-.38+.92i	-.62
	-.78+.44i	-.78-.44i		

Método: Mínimos quadrados ordinários. Número de observações: 138
Convergência após 14 iterações. MA Backcast: 1999M08 2000M05

51. De um modo geral, a sensibilidade da taxa de inflação de preços às variáveis explicativas é pequena. A exceção está na inércia inflacionária representada pelo coeficiente da inflação do período anterior e pela sazonalidade contida no componente de médias móveis. Isso não invalida a possibilidade de usar-se instrumentos de política para atingir-se a meta inflacionária. Nesse sentido os resultados sobre as taxas de juros são importantes. O uso de taxas de juro na condução de política monetária depende da existência de um vigoroso e dinâmico mercado financeiro. Como os resultados indicam, não se pode descartar a hipótese de que taxas de juros de mais longo prazo estejam sendo usadas na formação de expectativas sobre a inflação futura;

52. Os resultados com as taxas de juros de 63 dias estão reportados nas Tabelas 15 e 16. Nota-se que processo MA para a regressão com o agregado monetário M2 não é invertível de modo que esse processo não pode ser escrito como um processo AR de ordem infinita;

Tabela 15: Determinantes da Inflação de Preços em Angola:

Modelo *dinâmico* com ajuste dos resíduos – M1
(Amostra ajustada: Abril de 2000 a Novembro 2011)

Dependent Variable: DLIPC

Variável	Coefficiente	Erro Padr.	t-Estatística	Prob.
C	0,001596	0.001395	1.143978	0.2548
DLOG(M1)	0,077181	0.017619	4.380462	0.0000
DLOG(M1(-5))	0,016605	0.014763	1.124783	0.2628
DLOG(TXC(-2))	0,236966	0.035863	6.607453	0.0000
TTPI_PETRO(-2)	0,027877	0.009480	2.940511	0.0039
TBC_63	0,000233	4.64E-05	5.029562	0.0000
DLOG(IPC(-2))	0,278649	0.079269	3.515240	0.0006
MA(1)	0,102353	0.043215	2.368459	0.0193
MA(3)	0,195898	0.045215	4.332585	0.0000
MA(6)	0,019515	0.043160	0.452161	0.6519
MA(10)	-0,806473	0.037340	-21.59792	0.0000
R-squared	0,813048	Mean dependent var		0.029847
Adjusted R-squared	0,798556	S.D. dependent var		0.034969
S.E. of regression	0,015695	Akaike info criterion		-5.395638
Sum squared resid	0,031777	Schwarz criterion		-5.164509
Log likelihood	388,6947	Hannan-Quinn criter.		-5.301714
F-statistic	56,10171	Durbin-Watson stat		1.836286
Prob(F-statistic)	0,000000			
Inverted MA Roots	,95	.78-.59i	.78+.59i	.31-.94i
	,31+,94i	-.29+.92i	-.29-.92i	-.81-.55i
	-,81+,55i	-1.01		
	Estimated MA process is noninvertible			

Método: Mínimos quadrados ordinários. Número de observações: 140
Convergência após 22 iterações. MA Backcast: 1999M06 2000M03

Tabela 16: Determinantes da Inflação de Preços em Angola:

Modelo *dinâmico* com ajuste dos resíduos – M2
(Amostra ajustada: Abril de 2000 a Novembro 2011)

Dependent Variable: DLIPC

Variáveis	Coefficiente	Erro Padr.	t-Estatística	Prob.
C	-0,000974	0,001048	-0,929437	0.3544
DLOG(M2)	0,106796	0,022405	4,766523	0.0000
DLOG(M2(-1))	0,053512	0,020896	2,560916	0.0116
DLOG(TXC(-2))	0,131649	0,044096	2,985483	0.0034
TTP1_PETRO(-2)	0,026234	0,012752	2,057349	0.0417
TBC_63	0,000128	4,08E-05	3,132892	0.0021
DLOG(IPC(-2))	0,468980	0,074482	6,296525	0.0000
MA(2)	-0,510067	0,067434	-7,563954	0.0000
MA(10)	-0,489855	0,064146	-7,636616	0.0000
SMA(12)	0,280376	0,082012	3,418736	0.0008
R-squared	0,801749	Mean dependent var		0,029847
Adjusted R-squared	0,788024	S,D, dependent var		0,034969
S.E. of regression	0,016100	Akaike info criterion		-5,351241
Sum squared resid	0,033697	Schwarz criterion		-5,141123
Log likelihood	384,5868	Hannan-Quinn criter,		-5,265855
F-statistic	58,41489	Durbin-Watson stat		2,148944
Prob(F-statistic)	0,000000			
Inverted MA Roots	1,00	,87-,23i	,87+,23i	.79-.50i
	,79+,50i	,64-,64i	,64+,64i	.30+.84i
	,30-,84i	,23-,87i	,23+,87i	-.23+.87i
	-,23-,87i	-,30-,84i	-,30+,84i	-.64-.64i
	-,64-,64i	-,79+,50i	-,79-,50i	-.87-.23i
	-,87+,23i	-1,00		

Método: Mínimos quadrados ordinários. Número de observações: 140
Convergência após 24 iterações. MA Backcast: 1998M06 2000M03

G. Resumo e Conclusões

53. Os resultados obtidos com o modelo básico estão reproduzidos na Tabela 17. Observa-se que variações no agregado monetário têm, contemporaneamente, um pequeno impacto sobre a variação no IPC. Entretanto, esse impacto é bastante diferente quando o agregado monetário considerado é M1 ou M2. O agregado M2 provoca o dobro do impacto de M1 sobre a variação do IPC. A inércia do processo inflacionário repousa, nesse modelo, no custo de reter moeda aqui representado pela variação de preços desfasada de dois períodos. Os coeficientes estimados implicam uma transferência de 45% dessa variação desfasada para a variação de preços observada no período. Similarmente, desvalorizações cambiais são transferidas aos preços em 30% (se M1 é usado) ou 25% conforme o agregado monetário considerado. O coeficiente da

variável usada para captar as flutuações de custo dos recursos importados não apresentou significância estatística;

Tabela 17: Resumo dos resultados produzidos pelo modelo básico

	Modelo básico			
	Sem correcção nos resíduos		Com correcção nos resíduos	
	M1	M2	M1	M2
R2	0,5302	0,6065	0,8945	0,8982
C	0,0076	0,0060	0,0126	0,0129
DLOG(M1)	0,0632		<i>0,0139</i>	
DLOG(M2)		0,1189		0,0282
DLOG(TXC)	0,2928	0,2439	0,1816	0,1665
DLOG(PI)	-0,0630	-0,1374	0,0071	-0,0670
DLOG(IPC(-2))	0,4580	0,4598	0,3938	0,3885
MA(1)			0,0226	0,0200
MA(8)			0,9778	0,9773
SMA(12)			0,2073	0,2092

Valores em vermelho não são estatisticamente significativos. Os valores em itálico são significativos a 10%.

54. As correcções nos resíduos reduzem substancialmente o impacto das variáveis explicativas, levantando a questão sobre a estabilidade das estimativas dos correspondentes parâmetros. Por meio da introdução, de forma empírica, do processo de ajustamento procura-se obter mais informações sobre os valores dos coeficientes das variáveis adoptadas na explicação do processo inflacionário;

55. A Tabela 18 apresenta os resultados da introdução empírica de um processo dinâmico. São quatro resultados decorrentes do uso de dois conceitos de agregado monetário e de duas taxas de juros. Observa-se a redução do impacto contemporâneo da expansão monetária. Um aumento em um ponto percentual, quer seja em M1 ou em M2, produz contemporaneamente uma variação na mesma direcção de aproximadamente 0,05 ponto percentual nos preços quando a taxa de juros usada é a de 91 dias. Para a taxa de 63 dias, os impactos monetários sobre os preços são bem menores. Quando o agregado monetário considerado é M1 o impacto de sua variação no tempo é mais duradouro, uma vez que variações em M1 há cinco períodos tem efeito sobre a actual variação de preços. Quando M2 é considerado, a defasagem máxima encontrada foi de um período;

Tabela 18: Resumo dos resultados obtidos com o modelo *dinâmico*

Modelo <i>dinâmico</i> sem correção nos resíduos				
	Taxa de juros = TBC_91		Taxa de juros = TBC_63	
	M1	M2	M1	M2
R2	0,7471	0,7462	0,6227	0.656275
C	0,0051	0,0046	0,0021	0.000613
DLOG(M1)	0,0407		0,0923	
DLOG(M1(-5))	0,0314		0,0440	
DLOG(M2)		0,0522		0.1581
DLOG(M2(-1))		0,0326		0.0416
DLOG(TXC(-2))	0,3229	0,3118	0,2046	0.2092
TTPI_PETRO(-2)	0,0331	0,0317	0,0398	0.0348
Taxa de juros	0,0002	0,0002	0,0002	0.0002
DLOG(IPC(-2))	0,0729	0,0586	0,2719	0.2303

Valores em vermelho não são estatisticamente significativos. Os valores em itálico são significativos a 10%.

56. Ao considerar o preço dos insumos internacionais em relação ao preço do petróleo, essa variável emerge significativa, com uma defasagem de dois períodos. O seu coeficiente é razoavelmente estável e nas quatro estimativas varia de 0,0317 a 0,0398. O mesmo se observa para a taxa de juros; nas quatro formulações que consideram duas diferentes taxas de juros, seu impacto sobre os preços é o mesmo: para cada um ponto percentual de aumento na taxa de juros, os preços aumentam em 0,02 pontos percentuais;

57. O impacto da taxa de câmbio defasada em dois períodos é praticamente o mesmo quer se utilize M1 ou M2. Entretanto, o seu coeficiente é cinquenta por cento maior quando a taxa de juros é a 91 dias. Nesse caso, o seu coeficiente está em torno de 0,32, similar ao valor estimado para o modelo básico;

58. Com a correção nos resíduos, conforme apresentado na Tabela 18, os efeitos da expansão monetária passam a ser maiores para a taxa de juros de 63 dias. O mesmo ocorre para a taxa de câmbio. De um modo geral, a contribuição de todas as variáveis, avaliada pelos seus coeficientes, é reduzida, excepto para o IPC defasado de dois períodos, cujo coeficiente varia de 0,28 a 0,47;

Tabela 16: Resumo dos resultados obtidos com o modelo *dinâmico* com ajuste nos resíduos

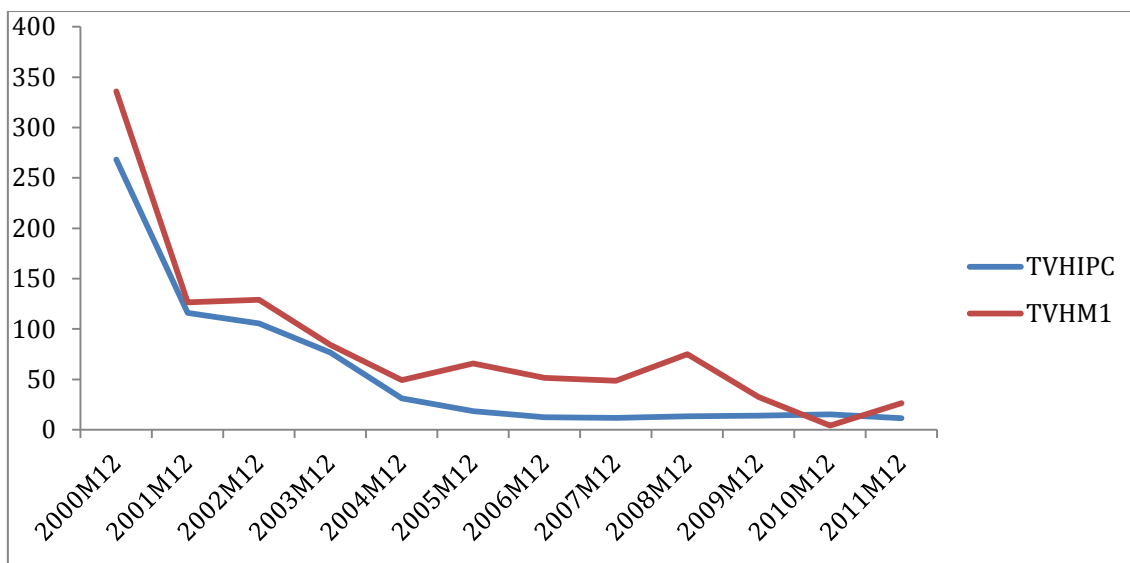
Modelo <i>dinâmico</i> com correcção nos resíduos				
	Taxa de juros = TBC_91		Taxa de juros = TBC_63	
	M1	M2	M1	M2
R2	0,8178	0,8296	0,8130	0,8017
C	0,0028	0,0016	0,0016	-0,0010
DLOG(M1)	0,0368		0,0772	
DLOG(M1(-5))	0,0196		0,0166	
DLOG(M2)		0,0731		0,1068
DLOG(M2(-1))		0,0201		0,0535
DLOG(TXC(-2))	0,1577	0,1234	0,2370	0,1316
TTPI_PETRO(-2)	0,0205	<i>0,0162</i>	0,0279	0,0262
Taxa de juros	0,0002	0,0002	0,0002	0,0001
DLOG(IPC(-2))	0,3378	0,3624	0,2786	0,4690
MA(1)			0,1024	
				-0,5101
MA(3)	-0,3033	-0,3165	0,1959	
MA(6)			0,0195	
MA(8)	0,4525	0,5260		
MA(10)	-0,3285	-0,2247	-0,8065	-0,4899
SMA(12)				0,2804

Valores em vermelho não são estatisticamente significativos. Os valores em *itálico* são significativos a 10%.

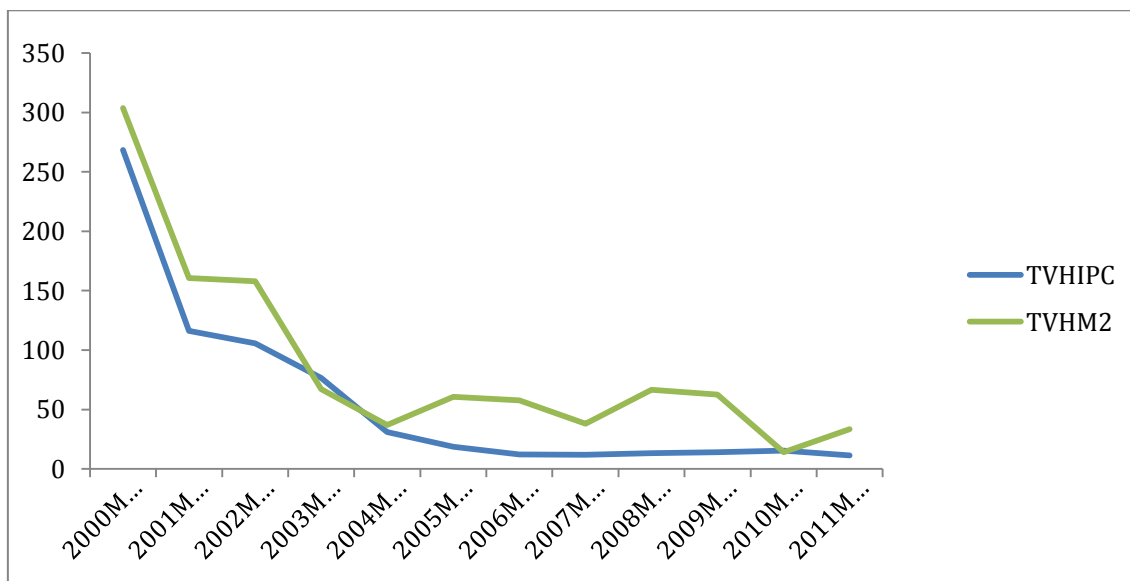
59. Os resultados evidenciam que as variáveis escolhidas conseguem explicar grande parte da inflação angolana, destacando-se, os componentes, inercial, sazonal, cambial e monetário. A inercia deve estar ligada ao facto das rendas, contratos e outros preços estarem indexados à inflação e à taxa de câmbio que é um factor explicativo da inflação. A referida indexação formal ou informal é explicada pelo longo período de inflação alta vivida em Angola. O factor sazonal pode estar ligado a razões culturais, mas pode ser também outros factores como concentração de pagamentos em certos meses do ano. O factor cambial pode ser explicado pelo alto nível de dolarização da economia, a dependência do país das importações.

H. Anexos

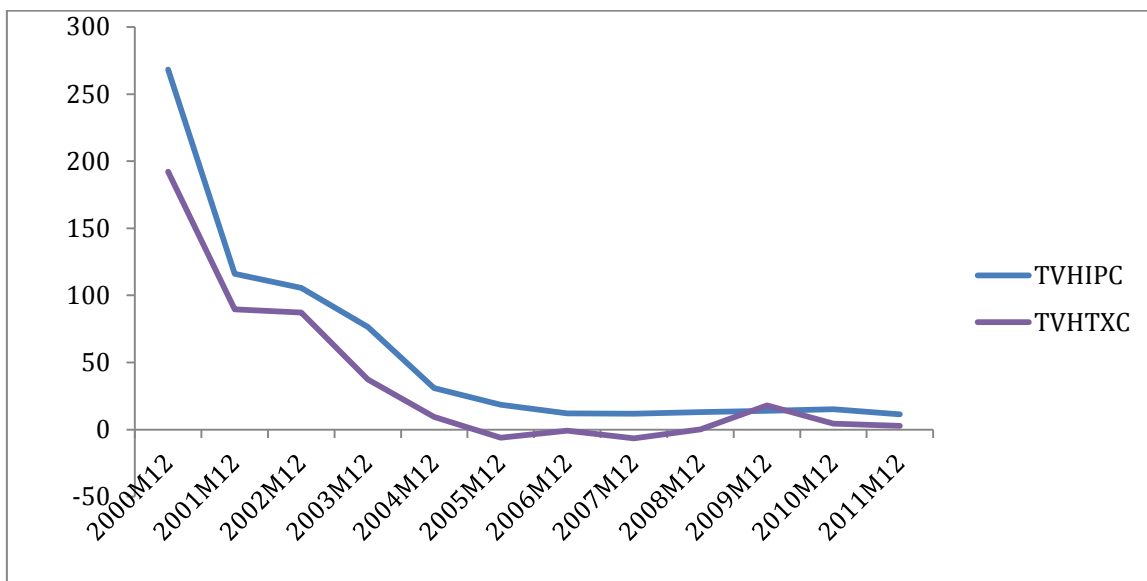
Taxa de variação homóloga HIPC vs M1



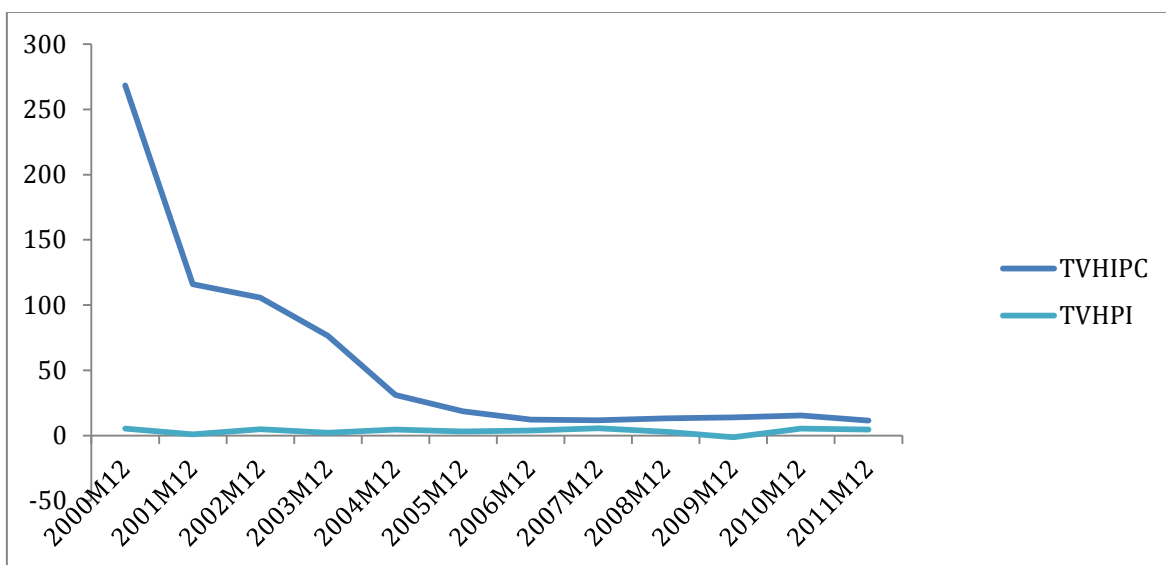
Taxa de variação homóloga HIPC vs M2



Taxa de variação homóloga HIPC vs TXC



Taxa de variação homóloga HIPC vs PI



I. Referências Bibliográficas

FULLERTON Jr., Thomas M, e Cuauhtémoc CALDERÓN (1999), *Inflationary Pressure Determinants in Mexico*, **Estudios Económicos**, v,14, n° 1: 33 – 51,

HARBERGER, Arnold C, (1963), *The Dynamics Inflation in Chile*, Em Carl F, Christ (ed) **Measurement in Economics: Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Memory of Yehuda Grunfeld**, Stanford: Stanford University Press,

HANSON, James A, (1985), *Inflation and some Imported Input Prices in some Inflationary Latin American Economies*, **Journal of Development Economics**, n° 18: 395 – 410,

KLEIN, Nir e Alexander KYEI (2009), *Understanding Inflation Inertia in Angola*, **IMF Working Paper 09/98**, Washington, D,C,: International Monetary Fund,

NERLOVE, M,, David GREETHER e José L, CARVALHO (1995), **Analysis of Economic Time Series: A Sinthesis**, New York: Academic Press,