

UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
DOUTORADO EM ECONOMIA

Eudésio Eduím da Silva

METAS PARA INFLAÇÃO, PREVISÕES FISCAIS E MONETÁRIAS NA UEMOA

Juiz de Fora /MG
2018

Eudésio Eduím da Silva

Metas para Inflação, Previsões Fiscais e Monetárias na UEMOA

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia, da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia.

Área de concentração: Macroeconomia aplicada

Orientador: Dr. José Simão Filho

Co-orientador: Dr. Wilson Luiz Rotatori Côrrea

**Juiz de Fora /MG
2018**

Ficha catalográfica elaborada através do programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Silva, Eudésio Eduím da.

Metas para inflação, previsões fiscais e monetárias na UEMOA / Eudésio Eduím da Silva. -- 2018.
98 f.

Orientador: José Simão Filho

Coorientador: Wilson Luiz Rotatori Côrrea

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Faculdade de Economia. Programa de Pós-Graduação em Economia, 2018.

1. Previsão para inflação. 2. Combinação das previsões. 3. Erro de previsão fiscal. 4. Dados em painel. 5. UEMOA. I. Simão Filho, José, orient. II. Côrrea, Wilson Luiz Rotatori , coorient. III. Título.

Eudésio Eduím da Silva

METAS DE INFLAÇÃO, PREVISÕES FISCAIS E MONETÁRIAS NA UEMOA

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia, da Universidade Federal de Juiz de Fora como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia. Área de concentração: Economia

Aprovada em: 05/06/2018

BANCA EXAMINADORA


Prof. Dr. José Simão Filho (Orientador)

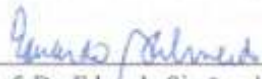
Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF)


Prof. Dr. Wilson Luiz Rotatori Corrêa (Coorientador)

Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF)


Prof. Dr. Cláudio Roberto Fóffano Vasconcelos

Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF)


Prof. Dr. Eduardo Simões de Almeida

Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF)


Prof. Dr. Gabriel Caldas Montes

Universidade Federal Fluminense (UFF)


Prof. Dr. Helder Ferreira de Mendonça

Universidade Federal Fluminense (UFF)

AGRADECIMENTOS

À Deus, em primeiro lugar, pela vida e saúde e por ter me proporcionado este momento.

Aos meus genitores Fideles da Silva e Rufina Gomes Cuíno.

À minha esposa Eugênia Artimiza Mendonça Gomes Barbosa Miranda e a minha filha Edwinne Nicolle Mendonça e Silva, pelo apoio e a paciência.

Aos meus familiares – Tias: Luiza Gomes Cuíno, Sábado Gomes Cuíno, Clara Gomes Cuíno, Celeste Gomes Cuíno, Auta Gomes Cuíno, Elsa Maria Gomes Cuíno, Domingas Gomes Cuíno; Tios: Roberto Gomes Cuíno e Raimundo Gomes Cuíno; Irmãos: Nenilton Juscelino da Silva, Clariovaldo Enias Tavares e Silva, Ercília Tavares e Silva, Aduramane Só, inussa Só, Adulai Só e Mamadu Cello Só, Adnésia da Silva, Jairson Costa da Silva; Primos: Adalberto Gomes Cuíno, Edilson Gomes Cuíno, Ansumane Euclides Sambú, Cesário Sila, Roberto da Silva, Carla Sanca, Risalete Mendes, pelo apoio de sempre.

Aos meus orientadores Prof. Dr. José Simão Filho e o Prof. Dr. Wison Luiz Rotatori Corrêa, pelo suporte e dedicação na condução deste trabalho.

Aos amigos e colegas: Jadério Adriano Fonseca, Jesuíno Albino, Júlio Nandenha, Roberto Vieira, Totas João Correia, Higino Peti, Adulai Baldé, Emanuel Dias, Mutaro Cassama, Verôneo Correia, Edivaldo Cabral, Amindo Gomes, Artur Félix Cardoso, SotnasLony Pina, Nataniel Gomes, Leandro Aldair Gomes, Júlio CasséIé, Isabel das Dores Vieira, Indira Gomes, Mônica João Embana, Fátima Mané, Sofia Cristina Gomes, EsmiraldaInjai, Lucas João Mendes, João Paulo Pinto Có, Míria Bobó, Maira Bobó, Fabrice Kpoholo, Carlos Mendes, Mampenticul Pareira, Olivier Nong'olela Shamolo, Jailson Pires, Eulices Miguel Neves Cardoso, Yasser Baio, Danilo Carvalho, Romana Sousa Cordeiro, Dinis Mendes, Carimo Baldé, Malam Djassi, Ricardino Dumas Teixaira, Jeremias Gomes, GanilsonDjalo, Domingos Salna, Isnaba Lopes, Isidoro Casimiro, Aline Laier e Robelo Correia Landim, pela convivência e apoio.

À UFJF, Faculdade de Economia, pela estrutura disponibilizada, aos professores, discentes e funcionários do PPGE da UFJF, pelo suporte e partilha de informação e conhecimento.

“The idiosyncratic error is expected to be reduced as monetary policy becomes more transparent and the communication process is more efficient”.

(Woodford)

RESUMO

Esta tese tem como objetivo estudar os erros de previsão para inflação e os determinantes do erro de previsão fiscal na União Econômica e Monetária do Oeste Africano (UEMOA). No que concerne a previsão de inflação, se comparados dois períodos: aquele em que o Banco Central da UEMOA (BCEAO) utiliza o modelo de metas para inflação (entre 2011 e 2015) e o período anterior (entre 1997 e 2010). Para tal, foram estimadas as Raízes dos Erros Quadrados Médios (REQMs) de diferentes modelos econométricos e de suas combinações (similares àqueles utilizados na previsão da inflação da Zona Monetária do Euro). Os resultados mostram uma redução dos erros de previsão da inflação, após a implementação do modelo de metas. Em relação aos determinantes do erro de previsão do saldo orçamentário na zona da União, Econômica e Monetária da África Ocidental (UEMOA) no período entre 2000 e 2015, a análise preliminar dos dados mostra que a maioria dos países da UEMOA apresentam erros de previsão positivos, sugerindo uma postura prudente em relação a previsão do saldo orçamentário. Destarte, foram feitas estimações por meio de quatro métodos econométricos: Mínimos quadrados ordinários em Painel (POLS), Mínimos quadrados ordinários com efeito fixo (FE-OLS), método generalizado de momentos em diferença (D-GMM) e método generalizado de momentos sistêmico (S-GMM). Os resultados mostram a relevância dos fatores econômicos na explicação do erro de previsão do saldo orçamentário, especialmente o erro de previsão do PIB. Por outro lado, a hipótese do efeito da crise de *subprime* de 2008 não foi confirmada na zona da UEMOA. Os fatores políticos, institucionais e de governança também não tiveram relevância na determinação do erro de previsão fiscal.

Palavras-chave: Previsão para inflação; Combinação das previsões; Erro de previsão fiscal; Dados em painel; UEMOA.

ABSTRACT

The main objective of this thesis is to study inflation forecasting errors and the determinants of fiscal forecast error in the West African Economic and Monetary Union (WAEMU). Concerning inflation forecasting, two periods are compared: the one in which the UEMOA (BCEAO) uses the inflation targeting model (between 2011 and 2015) and the previous period (between 1997 and 2010). In order to do so, the Mean Square Error Roots (REQMs) of different econometric models and their combinations (similar to those used in inflation forecasting of the Euro Monetary Zone) were estimated. The results show a reduction of inflation forecast errors after the implementation of the target model. Regarding the determinants of the forecast error of the budget balance in the West African Economic and Monetary Union (WAEMU) area between 2000 and 2015, preliminary data analysis shows that most WAEMU countries have positive forecast errors, suggesting a cautious approach to forecasting the budget balance. Thus, estimations were made through four econometric methods: Ordinary least squares in Panel (POLS), Ordinary least squares with fixed effect (FE-OLS), generalized method of moments in difference (D-GMM) and systemic generalized method of moments (S-GMM). The results show the relevance of the economic factors to explain forecast error of the budget balance, especially the forecast error of GDP. On the other hand, the hypothesis of the effect of the 2008 subprime crisis was not confirmed in the UEMOA zone. The political, institutional and governance factors were also not relevant in determining the fiscal forecast error.

Keywords: Inflation Forecasting; Forecast Combination; Forecast error; Panel data; UEMOA.

ÍNDICE DE FIGURAS

| | Página |
|--|----------|
| FIGURA 2.1: FUNÇÃO IMPULSO RESPOSTA DO MODELO BVAR | APÊNCICE |

ÍNDICE DE TABELAS

| | Página |
|--|----------|
| TABELA 2.1. ESTATÍSTICA DESCRITIVA | 17 |
| TABELA 2.2. MODELOS DE PREVISÃO DA INFLAÇÃO NA ZONA DO EURO | 20 |
| TABELA 2.3. RAIZ DOS ERROS QUADRADOS MÉDIOS DE PREVISÃO 12 PASSOS À FRENTE | 29 |
| TABELA 2.4. RAIZ DOS ERROS QUADRADOS MÉDIOS DE PREVISÃO 18 PASSOS À FRENTE | 30 |
| TABELA 2.5. RAIZ DOS ERROS QUADRADOS MÉDIOS DE PREVISÃO 24 PASSOS À FRENTE | 31 |
| TABELA 2.6. RAIZ DOS ERROS QUADRADOS MÉDIOS DAS PREVISÕES COMBINADAS | 34 |
| TABELA 3.1. RESUMO DOS RESULTADOS ME, MAE E RMSE | 47 |
| TABELA 3.2. SIMETRIA E EFICIÊNCIA FRACA | 48 |
| TABELA 3.3. VIÉS E SIMETRIA | 49 |
| TABELA 3.4. ERRO DE PREVISÃO DO SALDO ORÇAMENTÁRIO: FATORES ECONÔMICOS | 51 |
| TABELA 3.5. PREVISÃO DO SALDO ORÇAMENTÁRIO: FATORES ECONÔMICOS, POLÍTICOS E INSTITUCIONAIS | 53 |
| TABELA 2.7. TESTE Dickey-Fuller Aumentado nas Variáveis em Nível | APÊNDICE |
| TABELA 2.8. TESTE Dickey-Fuller Aumentado nas Variáveis em Diferença | APÊNDICE |
| TABELA 2.9. TESTE Phillips-Perron nas Variáveis em Nível | APÊNDICE |
| TABELA 2.10. TESTE Phillips-Perron nas Variáveis em Diferença | APÊNDICE |
| TABELA 2.11. TESTE Kunitzky-Phillips-Schmidt-Shinnas em Nível | APÊNDICE |
| TABELA 2.12. TESTE Kunitzky-Phillips-Schmidt-Shinnas em Diferença | APÊNDICE |
| TABELA 2.13. Funções de Autocorrelação, | APÊNDICE |

AUTOCORRELAÇÃO PARCIALE ESTATÍSTICAS LJUNG-BOX DO
MODELO ARMA (1,1)

TABELA 2.14. FUNÇÕES DE AUTOCORRELAÇÃO, APÊNDICE
AUTOCORRELAÇÃO PARCIALE ESTATÍSTICAS LJUNG-BOX DO
MODELO EGARCH-M(1,1)

TABELA 2.15. MODELO ESTIMADO ARMA (1,1) APÊNDICE

TABELA 2.16. MODELO ESTIMADO EGARCH-M(1,1) APÊNDICE

TABELA 2.17. MODELO ESTIMADO BVAR APÊNDICE

TABELA 2.18. DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA – MODELO APÊNDICE
BVAR

TABELA 2.19. MODELO DE CORREÇÃO DO ERRO – REGRESSÃO APÊNDICE
DE COINTEGRAÇÃO

TABELA 2.20. TESTES DE RAIZ UNITÁRIA NO TERMO DO ERRO APÊNDICE
– MODELO DE CORREÇÃO DO ERRO

TABELA 2.21. MODELO DE CORREÇÃO DO ERRO – REGRESSÃO APÊNDICE
DO CURTO PRAZO

TABELA 2.22. ESATÍSTICAS DO TESTE DIEBOLD-MARIANO APÊNDICE
MODIFICADO

TABELA 2.23. TESTE DE ABRANGÊNCIA ENTRE OS MODELOS – APÊNDICE
12 PASSOS À FRENTE

TABELA 2.24. TESTE DE ABRANGÊNCIA ENTRE OS MODELOS – APÊNDICE
18 PASSOS À FRENTE

TABELA 2.25. TESTE DE ABRANGÊNCIA ENTRE OS MODELOS – APÊNDICE
24 PASSOS À FRENTE

SUMÁRIO

| | Página |
|---|--------|
| 1. INTRODUÇÃO | 13 |
| 2. PREVISÃO DE INFLAÇÃO NA UEMOA: PRECISÃO E COMBINAÇÃO DAS PREVISÕES DOS MODELOS UNIVARIADOS E MULTIVARIADOS DE SÉRIES TEMPORAIS | 15 |
| 2.1 Transparência comprometimento do BCEAO e previsão da Inflação | 16 |
| 2.2 Modelos de previsão da Inflação | 19 |
| <i>2.2.1 Modelos de Previsão da Inflação na UEMOA</i> | 19 |
| <i>2.2.2 Métodos de Combinação das Previsões</i> | 24 |
| 2.3 Dados e Resultados das estimações dos modelos individuais | 26 |
| 2.4 Combinação e a melhoria das previsões | 32 |
| 2.5 Conclusão | 34 |
| 3. DETERMINANTES DO ERRO DE PREVISÃO FISCAL NA ZONA DA UEMOA: UMA ABORDAGEM DE DADOS EM PAINEL | 35 |
| 3.1 Revisão de literatura | 36 |
| 3.2 Dados e Metodologia | 39 |
| 3.3 Resultados | 46 |
| <i>3.3.1 Análise preliminar de dados</i> | 46 |
| <i>3.3.2 Análise empírica de dados</i> | 49 |
| <i>3.3.3 Análise de robustez</i> | 51 |
| 3.4 Conclusão | 53 |
| 4. CONCLUSÃO | 56 |
| REFERÊNCIAS | 58 |
| APÊNDICES | 67 |
| APÊNDICE A – DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS | 67 |
| APÊNDICE B – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA | 70 |
| APÊNDICE C – FUNÇÕES DE AUTOCORRELAÇÃO, AUTOCORRELAÇÃO PARCIAL E ESTATÍSTICAS LJUNG-BOX | 73 |
| APÊNDICE D – RESULTADOS DOS MODELOS ESTIMADOS | 75 |
| APÊNDICE E – ESTATÍSTICAS DE DIFERENÇA E ABRANGÊNCIA DAS PREVISÕES | 80 |
| ANEXOS | 86 |

| | |
|---------|----|
| ANEXO 1 | 87 |
| ANEXO 2 | 94 |

1. INTRODUÇÃO

O regime monetário conhecido por metas para inflação foi introduzido, ao longo dos anos 1990, em uma série de países, a destacar a Nova Zelândia, o Canadá, a Inglaterra, a Suécia, Israel, a Austrália, Espanha, Brasil e recentemente, na década de 2000, alguns tantos países aderiram ao regime sobredito, com destaque para a União Econômica e Monetária da África Ocidental (UEMOA). O propósito é reforçar o comprometimento e a transparência dos Bancos Centrais e desta forma aumentar a eficácia da política monetária, por meio da ancoragem das expectativas do setor privado (WOODFORD, 2003).

Como no âmbito da UEMOA, os países membros conduzem suas políticas econômicas nacionais no contexto dos critérios de convergência macroeconômica, com destaque para a convergência fiscal e considerando que nem sempre os países conseguem atingir resultados fiscais estabelecidos como critérios de convergência, pela entidade supranacional. Neste sentido, torna-se muito importante compreender os determinantes do erro de previsão fiscal na zona em questão, como subsídio para o controle da inflação.

Assim, esta tese tem como objetivo estudar os erros de previsão da inflação, na União Econômica e Monetária do Oeste Africano (UEMOA). Ademais, analisar os determinantes do erro de previsão do saldo orçamentário na zona sobredita.

De acordo com o objetivo proposto, esta tese está organizada em dois capítulos: o capítulo 2 destaca a implantação do modelo de metas na UEMOA e a relação entre previsão da inflação, transparência e comprometimento dos Bancos Centrais. O capítulo 3 analisa os determinantes do erro de previsão do saldo orçamentário na zona da União, Econômica e Monetária da África Ocidental (UEMOA).

Em relação a implantação do modelo de metas na UEMOA e a relação entre previsão da inflação, transparência e comprometimento dos BC's, o trabalho compara dois períodos: aquele em que o Banco Central da UEMOA (BCEAO) utiliza o modelo de metas de inflação (entre 2011 e 2015) e o período anterior (entre 1997 e 2010), utilizando a raiz do erro quadrado médio (REQM), gerado pelo Naive, modelos univariados (ARMA(1,1); EGARCH-M(1,1)) e multivariados (VAR Bayesiano e Modelo de Correção do Erro) de séries temporais como instrumento de comparação, assumindo a partida que a implementação do modelo de metas para inflação na zona da UEMOA contribuiu para a redução dos erros de previsão de inflação na zona em questão.

Os resultados corroboram o pressuposto assumido *a priori*, pois, mostram uma redução dos erros de previsão da inflação, para todos os modelos e todos os horizontes de

previsão considerados neste exercício, após a implementação do modelo de metas. Além disso, observando o desempenho dos modelos individualmente, não se pode afirmar que houve dominância estrita de algum modelo em particular. Entretanto, vale ressaltar que, considerando os horizontes de previsão, percebe-se claramente que, à medida que os horizontes de previsão são alongados, os modelos multivariados melhoram o seu desempenho preditivo, em detrimento dos univariados de séries temporais. Destaca-se também a melhoria das previsões, caso sejam feitas combinações entre os modelos estimados: Naive, ARIMA, EGARCH, BVAR e MCE.

No que se refere à análise dos determinantes do erro de previsão do saldo orçamentário na zona da União, Econômica e Monetária da África Ocidental (UEMOA) no período entre 2000 e 2015, foram considerados os fatores econômicos, políticos, institucionais e de governança na explicação do erro de previsão do saldo orçamentário¹. O pressuposto básico assumido é que os fatores sobreditos são relevantes para a explicação do erro de previsão do saldo orçamentário na zona da UEMOA.

A análise preliminar dos dados mostra que a maioria dos países da UEMOA apresentam erros de previsão positivos, sugerindo uma postura prudente em relação a previsão do saldo orçamentário. Destarte, foram feitas estimações por meio de quatro métodos econométricos de estimação: Mínimos quadrados ordinários em Painel (POLS), Mínimos quadrados ordinários com efeito fixo (FE-OLS), método generalizado de momentos em diferença (D-GMM) e método generalizado de momentos sistêmico (S-GMM).

Os resultados mostram a relevância dos fatores econômicos na explicação do erro de previsão do saldo orçamentário, especialmente o erro de previsão do PIB. Por outro lado, a hipótese do efeito da crise de *subprime* de 2008 não foi confirmada na zona da UEMOA. Os fatores políticos, institucionais e de governança também não tiveram relevância na determinação do erro de previsão fiscal.

¹ Tido como saldo orçamentário efetivo menos o saldo previsto pelo governo.

2. PREVISÃO DE INFLAÇÃO NA UEMOA: PRECISÃO E COMBINAÇÃO DAS PREVISÕES DOS MODELOS UNIVARIADOS E MULTIVARIADOS DE SÉRIES TEMPORAIS

Nas últimas décadas, a maioria dos países industrializados utilizou modelos de metas de inflação, com o objetivo reforçar o comprometimento e a transparência dos Bancos Centrais. Isto implicou aumento da eficácia da política monetária, por meio da ancoragem das expectativas do setor privado, o que possibilitou uma redução da taxa de inflação e de sua volatilidade (TAYLOR, 1993; EIJFFINGER, 2000; BLINDER, 2000; FRY et al., 2000; GERAATS, 2000, 2002; WALSH, 2001, 2003; WOODFORD, 2003; DINCER E EICHENGREEN, 2010, 2014). A adoção destes modelos não se restringiu aos países desenvolvidos, uma vez que, no início dos anos 2000, 90% dos países emergentes e em desenvolvimento já utilizavam esta metodologia (FRY *et al.*, 2000).

A aceleração da taxa de inflação, em meados dos anos 2000, no Oeste da África, fez com que os chefes de Estado dos países da UEMOA² assinassem (em 2007) o decreto que regulamentou a utilização dos modelos de metas de inflação. Vale ressaltar que o tratado definiu como objetivo principal do BCEAO a estabilidade de preços³ e criou um novo *design* da política monetária. Este novo modelo é baseado no aumento da transparência política (declaração de objetivos, incentivos e delegação), da transparência das decisões de política monetária (publicação de atas e das metas intermediárias) e da transparência econômica do BCEAO (publicação de previsões da inflação, do risco e discussão dos erros de previsão).

Regimes monetários mais transparentes e mais críveis, decorrentes da adoção do modelo de metas de inflação, reduzem os erros de previsão desta variável e melhoram a qualidade das tomadas de decisões dos agentes econômicos. (FRY *et al.*, 2000; GERAATS, 2000, 2002; WALSH, 2001, 2003; LAXTON e N'DIAYE, 2002; WOODFORD, 2003; De MENDONÇA e Dos SANTOS, 2006; DINCER E EICHENGREEN, 2010, 2014). Neste sentido, este capítulo tem como objetivo estudar os erros de previsão da inflação na UEMOA, em dois períodos diferentes: antes e depois da implantação do modelo de metas para inflação. A raiz do erro quadrado médio é a variável que representa estes erros e, além disso, são utilizados diferentes modelos na estimação. A hipótese assumida é a de que a implementação do modelo de metas para inflação na zona da UEMOA contribuiu para a redução dos erros de previsão de inflação na zona em questão.

² Foi assinado em Ouagadougou (capital de Burkina Faso), no dia 20 de Janeiro de 2007, e entrou em vigor no mês de Abril de 2010, quando todos os países membros ratificaram o aumcordo.

³ Estatuto do BCEAO, Título II, Capítulo I (Objetivos e missões do BCEAO).

Os modelos escolhidos para estimar os REQM's são aqueles utilizados pela maioria dos autores que estudam os erros de previsão da inflação na União Monetária do Euro (UE). Isto se justifica pelo fato da inflação da UEMOA ter uma elevada correlação com a inflação da Europa, muito em função desta ser o principal parceiro comercial da zona da UEMOA e, além disso, também pelo fato de haver uma paridade cambial da moeda da UEMOA (CFCA) com a moeda europeia (FMI, 2015).

Os resultados mostram que, em todas as estimações, os erros de previsão da inflação são menores (caem mais da metade) após a utilização do modelo de metas para a inflação do BCEAO. Vale ressaltar que estes resultados foram observados para todos os horizontes de previsão da inflação, ou seja, para 12, 18 e 24 meses à frente. Além disso, destaca-se a melhoria das previsões, caso sejam feitas combinações entre os modelos estimados: Naive, ARIMA, EGARCH, BVAR e MCE. Isto mostra que as informações contidas em diferentes modelos, não podem ser descartadas no processo de minimização dos erros de previsão da inflação na UEMOA.

Este capítulo está organizado da seguinte forma: Seção 2.1 destaca a implantação do modelo de metas na UEMOA e a relação entre previsão da inflação, transparência e comprometimento dos BC's. Seção 2.2 descreve os dados e os modelos a serem utilizados na estimação. Seção 2.3 mostra os resultados empíricos. Seção 2.4 apresenta a combinação e a melhoria das previsões. Seção 2.5 faz as considerações finais.

2.1 Transparência, Comprometimento do BCEAO e Previsão da Inflação

A zona da União Econômica e Monetária do Oeste Africano foi criada em Janeiro de 1994 e agrupa oito países na África Ocidental: Benin, Burkina Faso, Costa do Marfim, Guiné Bissau, Mali, Níger, Senegal e Togo. A partir de 2010, a UEMOA implementou o modelo de metas para inflação, por meio do tratado da UEMOA de 20 de janeiro de 2007, que atualizou os estatutos do BCEAO (vide Anexo 1). Estes estatutos formalizam as preferências do BCEAO e a utilização da transparência para reforçar a credibilidade, ancorar as expectativas de inflação e reduzir o *trade off* da curva de Phillips.

A utilização do modelo de metas para inflação, na maioria dos países industrializados, resultou em queda no nível e na volatilidade da inflação, do produto e da taxa básica de juros. Isto também aconteceu na UEMOA e a tabela 2.1 compara os resultados entre os períodos pré e pós publicação do decreto (2010). Neste caso, há redução de 0,44 p.p

(1,94% – 1,50%) na variabilidade da inflação (medida pelo desvio padrão) e de 0,81 p.p (2,54 -1,73) no seu nível, se comparados os dois períodos. Além disso, observa-se que o nível máximo da inflação foi de 7,40% no período pré e 3,80% no período pós implantação do modelo de metas de inflação.

A volatilidade da taxa de juros na UEMOA também caiu após implantação do modelo de metas de inflação. Taxas de juros menos voláteis são importantes, uma vez que reduzem a variabilidade do fluxo de capitais e, portanto, minimizam possíveis desequilíbrios no balanço de pagamentos. Apesar do acordo de convertibilidade entre moeda da UEMOA (FCFA) e EU, uma menor volatilidade dos juros minimiza possíveis crises cambiais.

A Tabela 2.1 mostra que a utilização de um modelo de regras híbridas com transparência (meta de 2% com banda simétrica de 1%), produziu um ambiente econômico mais estável. Isto está de acordo com a literatura sobre os efeitos do *design* da política monetária de BC's críveis e transparentes sobre a inflação (SVENSSON, 1999; BLINDER, 2000; FRY *et al.*, 2000; JENSEN, 2000; MORRIS e SHIN, 2000; SVENSSON, 2001; GREENSPAN, 2002; POOLE e THORTON, 2002; POSEN, 2002; GERAATS, 2002; EIJJFINGER e GERAATS, 2002; GERAATS, 2003; De MENDONÇA e SIMÃO FILHO, 2008, 2010).

Tabela 2.1: Estatística descritiva

| | TAXA DE INFLAÇÃO | TAXA DE CRESC. DO PIB | TAXA DE JUROS |
|---------------|------------------|-----------------------|---------------|
| ANTES | | | |
| Média | 2.54 | 3.44 | 5.07 |
| Desvio-Padrão | 1.94 | 1.50 | 0.90 |
| Máximo | 7.40 | 5.61 | 6.00 |
| Mínimo | 0.16 | -0.29 | 4.00 |
| DEPOIS | | | |
| Média | 1.73 | 5.26 | 3.81 |
| Desvio-Padrão | 1.50 | 2.39 | 0.35 |
| Máximo | 3.86 | 6.65 | 4.25 |
| Mínimo | -0.13 | 1.01 | 3.50 |

Fonte: Elaboração própria

O decreto que determina a implantação do modelo de metas de inflação na UEMOA destaca a importância das diferentes dimensões da transparência do BCEAO na gestão da política monetária: as transparências política, da política monetária e econômica (vide anexo 1).

A transparência política é representada pelo decreto, que mostra as preferências do BCEAO, seu nível de independência operacional e de delegação. Além disso, a publicação da meta para inflação (2% com banda simétrica de 1%) também é um componente da transparência política da UEMOA. Os autores que estudam esta dimensão da transparência enfatizam sua relação inversa com a inflação, uma vez que a definição de uma âncora nominal (meta) e a sinalização das preferências do BC ancoram as expectativas de inflação (BRUNILLA e LAHDENPERÄ, 1995; HERRENDORF, 1998; MUSCATELLI, 1998; ATHEY, ATKESON e KEHOE, 2001; GERAATS, 2002; De MENDONÇA e SIMÃO FILHO, 2008; DINCER e EICHENGREEN, 2010, 2014).

O decreto sobredito também destaca a importância da transparência da política monetária, uma vez que define a obrigatoriedade da publicação relativa à decisão sobre a meta de taxa de juros (instrumento de PM) e das atas relativas à esta decisão. Neste caso, o conhecimento sobre a meta de instrumento na UEMOA e sobre o seu comportamento futuro influencia juros futuros e, portanto, as principais decisões de consumo e de investimento do público. Além disso, aumenta a eficiência dos mercados financeiros e minimiza possíveis perdas de capital (SVENSSON, 1999; MULLER e ZELMER, 1999; CLARE e COURTENAY, 2001; CHADHA E NOLAN, 2001; GERAATS, 2002; EIJFFINGER E GERAATS, 2002; GURKAYNAK, SACK e SWANSON, 2005).

A transparência econômica também é contemplada no decreto, uma vez que são publicados dados sobre a previsão da inflação, riscos relativos à mesma e discussão sobre seus erros. O BCEAO publica previsões com diferentes cenários (e intervalos de confiança), inclusive o cenário principal que pressupõe câmbio e juros inalterados. Além disso, a publicação dos modelos utilizados nas estimações reforça a importância desta dimensão da transparência na UEMOA. Esta dimensão da transparência também influencia as expectativas sobre juros futuros, uma vez que previsão da inflação acima de sua meta sugere aumento de juros.

Conforme destacam os autores que estudam o tema, Bc's com elevado grau de transparência econômica têm menores níveis de volatilidade da inflação, dos juros e do nível de atividade. Além disso, desenvolvem uma maior capacidade de ancorar as expectativas e reduzem a incerteza inflacionária (WALSH, 1999; EIJFFINGER e HOEBERICHTS, 2000; SVENSSON, 2001; CHORTAREAS, STASAVAGE e STERNE, 2001; WALSH, 2001; GERAATS, 2002; WALSH, 2003; De MENDONÇA e SIMÃO FILHO, 2007 2008, 2011; De

MENDONÇA, SIMÃO FILHO, ROTATTORI e TROGO, 2017; DINCER E EICHENGREEN, 2010, 2014).

A literatura sobre os efeitos da redução da volatilidade e da incerteza inflacionária sobre os erros de previsão da inflação destaca os benefícios da credibilidade e da transparência dos BC's (LAXTON e N'DIAYE, 2002; FUJIWARA, 2005; De MENDONÇA E DOS SANTOS, 2006; GÜRKAYNAK, LEVIN, e SWANSON, 2006; JANSEN e De HAAN, 2008; EHRMANN, 2008; De MENDONÇA, SIMÃO FILHO, ROTATTORI e TROGO, 2017). Neste sentido, quanto mais estável o ambiente econômico e quanto mais críveis as informações sobre o futuro da política monetária, maior a facilidade de previsão da inflação.

2.2 Modelos de Previsão da Inflação

2.2.1. Modelos de Previsão da Inflação na UEMOA

Stock e Watson (2006) destacam a importância das informações publicadas pelos BC's sobre o processo de precificação dos agentes econômicos. Neste sentido, são utilizados modelos mais simples, como o Naïve, modelos univariados de séries temporais (ARIMA, GARCH, EGARCH, etc.) e os modelos multivariados (Vetor autoregressivo-VAR, modelo de correção de erro).

No caso da UEMOA, conforme destacado anteriormente, há uma elevada correlação da variação da inflação com a inflação da zona do EURO, muito em função desta ser o principal parceiro comercial da referida zona (UEMOA). Desta forma, a escolha dos modelos de previsão da inflação a serem utilizados nesta tese, se baseia nos métodos usados na UE e publicados nos guias do BCE. A Tabela 2.2 destaca os autores e as metodologias de previsão da inflação utilizadas entre 2001 e 2016.

Tabela 2.2: Modelos de previsão da inflação na zona do Euro

| AUTOR | NAIVE | AR | ARIMA | VAR | BVAR | NAIRU | ECM | GUIA BCE |
|---------------------------------------|-------|-----|-------|-----|------|-------|-----|------------|
| Ballabriga et al. (2000) | Não | Não | Não | Sim | Sim | Não | Não | 2001; 2016 |
| Meyler (1998) | Não | Sim | Não | Sim | Sim | Não | Não | 2001; 2016 |
| Meyler (1998) | Não | Não | Sim | Não | Não | Não | Não | 2001; 2016 |
| Zonzilos (2000) | Não | Não | Não | Não | Não | Sim | Não | 2001 |
| Jondeou (1999) | Não | Não | Não | Não | Não | Sim | Não | 2001 |
| Area Wide Model - Fagan et al. (2001) | Não | Não | Não | Não | Não | Não | Sim | 2001 |
| Kejuth (2010) | Não | Não | Não | Não | Não | Sim | Não | 2016 |
| Giannone e Reichlin (2010) | Não | Não | Não | Não | Sim | Não | Não | 2016 |
| Reijer e Vlaar (2006) | Sim | Sim | Não | Não | Não | Não | Sim | 2016 |

Fonte: Elaboração própria

De acordo com a tabela 2.2, os principais modelos utilizados nos exercícios de previsão de inflação na zona do Euro são: Naive, AR, ARIMA, VAR, BVAR, NAIRU, e ECM. Em termos de desempenho preditivo, os resultados sugerem que os modelos univariados (Naive, AR e ARIMA) apresentam melhor desempenho em horizontes temporais mais curtos e, em horizontes mais longos, os modelos multivariados (VAR, BVAR, NAIRU e ECM) assumem o protagonismo (MEYLER et al., 1998a, 1998b; JONDEOU, 1999; ZONZILOS, 2000; FAGAN et al., 2001; REIJER e VLAAR, 2006; KEJUTH, 2010; GIANNONE e REICHLIN, 2010).

O modelo Naïve é representado pela equação (2.1)

$$\pi_{t+1} = \pi_t \quad (2.1)$$

A variável de interesse a ser prevista, a inflação (π_t), é representada pelo Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (IHPC) - o índice de preços ao consumidor do Banco Central da UEMOA. A escolha deste modelo se justifica pelo fato da inércia ser determinante em países com elevado nível e alta volatilidade da inflação (caso da UEMOA no período pré modelo de metas).

O segundo modelo estimado, neste capítulo, foi o ARMA (1,1). Para tal, foram feitos os testes de raiz unitária (Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Peron (PP) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS)) que indicaram estacionariedade na série de inflação da UEMOA (vide apêndice “B”).

O modelo ARMA (p,q) tem a seguinte forma funcional:

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_p \varepsilon_{t-p} \quad (2.2)$$

em que ϕ_p representa o coeficiente do componente autoregressivo – AR(p) e θ_p é o coeficiente do componente de média móvel – MA(p). y_{t-i} é a inflação passada e ε_{t-i} é o termo de erro passado, sendo que $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$.

Outro modelo univariado utilizado nesta tese é o EGARCH-M, uma derivação do modelo GARCH, que tem a vantagem de capturar diferentes respostas da série aos choques positivos e negativos, sem a necessidade de qualquer restrição paramétrica. Destarte, estes modelos levam em consideração os efeitos auto realizadores (problema com controle de expectativas) nos resíduos das regressões e controlam problemas de Heterocedasticidade Condicional (ENGLE, 1982 e NELSON, 1991). Neste sentido, vale ressaltar que a elevada correlação da inflação na UEMOA com a inflação francesa implica maior influencia destes choques positivos e negativos na variação dos preços dos UEMOA. Além disso, a construção da credibilidade e a capacidade de ancorar expectativas tem caráter recente nos países da UEMOA (vide na Tabela 2.1 a alta volatilidade da inflação no período até 2010). Estes fatos justificam a utilização do EGARCH-M na estimação dos erros de previsão da inflação da UEMOA.

Diferente do modelo GARCH, os modelos EGARCH-M incluem a previsão da variância condicional (σ_t^2) na equação da média condicional (equação 2.3):

$$Y_t = X_t' \theta + \lambda \sigma_t^2 + \varepsilon_t$$

(2.3)

Neste caso Y_t , é a variável a ser prevista, X_t' é a matriz das variáveis exógenas ou variáveis pré-determinadas e ε_t é um termo de erro.

A equação (4) representa a especificação da previsão da variância condicional do EGARCH-M. Ela é representada pelo logaritmo da variância condicional e implica um efeito exponencial, em vez do efeito quadrático do modelo GARCH. Isto garante que a previsão da variância condicional seja não negativa. A hipótese nula do teste para a presença do efeito exponencial é: $\gamma_i \leq 0$. Vale ressaltar que o impacto é assimétrico se $\gamma_i \neq 0$.

A especificação da previsão da variância condicional no modelo EGARCH-M é dada por:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \quad (2.4)$$

Os modelos multivariados também foram utilizados para prever a inflação na UEMOA. Em relação à estimação BVAR, esta tese segue a proposição empírica de Meyler et al. (1998) e Ballabriga et al. (2000). Vale ressaltar que embora os autores sobreditos tenham incorporado algumas modificações nos *priors de Minnesota*, neste capítulo foram utilizados os *priors de Minnesota*, originalmente defendida por Litterman (1986). Esta é uma alternativa ao problema de sobreparametrização apresentado pelo VAR. De acordo com este autor, existe uma incerteza sobre o valor dos parâmetros do modelo, isto é, o pesquisador não sabe se os coeficientes dos parâmetros são zero ou não. Portanto, não se pode ignorar a possibilidade de variação dos mesmos.

Doan et al. (1984) e Todd (1984) propõem a imposição de algumas restrições (sem necessariamente ser nos parâmetros) probabilísticas no VAR tradicional, com o propósito de melhorar a qualidade da estimativa e das previsões. Entretanto, essas restrições não refletem princípios derivados da teoria econômica (geralmente controversas). Esse tipo de informação extra-amostra é denominado *Minnesota prior* (considerações associadas à noções puramente estatísticas).

O BVAR que estima os erros de previsão da inflação na UEMOA utiliza as variáveis: a Inflação, a inflação francesa, índice da produção industrial, índice de preço da matéria prima, índice do preço de petróleo, crédito real a economia da UEMOA, câmbio efetivo real, receita fiscal da UEMOA, agregado monetário e a taxa de juros.

A outra especificação multivariada é o modelo de correção do erro, que representa uma maneira poderosa de modelar séries temporais econômicas. A proposta do modelo é a construção de um modelo estatístico bem especificado, que separa as dinâmicas de longo e curto prazo, de tal maneira que consiga lidar com problemas de não-estacionariedade das séries. Este capítulo segue a proposta de Engle-Granger (1987). Nesta perspectiva, adotou-se o procedimento de estimação em dois estágios. Assim, no primeiro estágio foi estimada a equação de cointegração ou de longo prazo descrita por (2.5):

$$ihpcw_t = \alpha_0 + \alpha_1 ihpcf_t + \alpha_2 cre_t + \alpha_3 cer_t + \alpha_4 ipt_t + \alpha_5 ipmp_t + \alpha_6 ipp_t + \alpha_7 m3_t + \alpha_8 rf_t + \alpha_9 tj_t + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

Neste caso, $ihpcw_t$ é a inflação na UEMOA, $ihpcf_t$ é a inflação na França, cre_t se refere à taxa de câmbio real efetiva, cer_t representa o credito em termos reais, ipt_t é o índice de produção industrial, $ipmp_t$ diz respeito ao índice de preço da matéria prima agrícola (commodities), ipp_t é o índice de produção industrial, $m3_t$ é o agregado monetário M3, rf_t significa a receita fiscal, tj_t denota a taxa de juros e $\varepsilon_t = etc$ é o termo de erro da regressão (MQO).

Após a regressão de MQO no primeiro estágio (regressão de cointegração), o resíduo foi salvo e se aplicou os respectivos testes de raiz unitária⁴. No caso dos testes não rejeitaram a hipótese de estacionariedade, conclui-se que há uma relação de longo prazo entre as variáveis consideradas no modelo, uma vez que ambas são integradas de ordem um⁵. Neste caso, as séries serão diferenciadas (Δx_t), consideradas as respectivas defasagens, e o resíduo defasado da regressão do primeiro estágio (etc_{t-1}) será incorporado no segundo estágio como uma variável explicativa.

$$ihpcw_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta ihpcw_{t-i} + \sum_j \sum_{i=0}^l \gamma_j \Delta x_{j,t-i} + \varphi etc_{t-1} + \omega_t \quad (2.6)$$

A questão chave na regressão do segundo estágio do modelo ECM é o coeficiente do termo de correção de erro φ , que indica como a inflação reage ao equilíbrio dos erros passados etc_{t-1} . No geral, os efeitos de curto prazo γ_i serão menores do que os efeitos de longo prazo α_i (dados pela equação de cointegração do primeiro estágio); o erro padrão da regressão de longo prazo é maior do que o do ECM, $\sigma_\varepsilon^2 > \sigma_\omega^2$; e $-1 > \varphi > 0$ se as séries forem cointegradas (caso $\varphi = 0$ as séries não são cointegradas). Em outras palavras, a realização de um teste t padrão no coeficiente de correção de erro servirá como um teste de cointegração e, portanto, a rejeição da hipótese nula (que esse coeficiente é zero) deve ser interpretada como rejeição da hipótese de não cointegração (KREMERS, ERICSSON e DOLADO, 1992).

⁴ Ver apêndice D.

⁵ Ver apêndice B.

As previsões geradas pelos diferentes modelos serão testadas, com o objetivo de aferir se elas diferem estatisticamente entre si (testes de Diebold e Mariano-DM (1995) e DM modificado-mDM). Além disso, serão feitos os testes de abrangência de Harvey, Leybourne, Newbold-HLN (1998) e HLN modificado-mHLN. Após estas etapas, faz-se a combinação das previsões dos modelos em que se verifica a não abrangência de um modelo com relação ao outro. O objetivo é melhorar a precisão preditiva dos modelos e minimizar os erros de previsão.

A justificativa da proposta de combinação se baseia nos estudos de Cecchetti, Chu e Steindel (2000), Wright (2004), Chan (2009), Stock e Watson (1999), Stock e Watson (2002a), Kozicki (2001) e Altavilla e Ciccarelli (2007) Entre os principais argumentos para o uso de combinação de previsões, destaca-se o fato de que o verdadeiro processo gerador dos dados é desconhecido.

Conforme enfatiza Timmermann (2006), mesmo no caso dos modelos mais complexos, é provável que estes estejam mal especificados, sendo na melhor das hipóteses uma razoável aproximação local dos verdadeiros modelos⁶. Além disso, é pouco provável que um único modelo seja dominante ao longo do tempo. Por fim, é possível que a diversificação traga ganhos, na medida em que, a combinação em um conjunto de modelos de previsão pode dominar a estratégia de usar apenas um único modelo de previsão.

2.2.2. Métodos de Combinação das Previsões

Uma variedade de técnicas de combinação de previsões foi desenvolvida a partir da publicação de Bates e Granger (1969). Dentre elas estão as metodologias de combinação convexa de previsões individuais e as técnicas mais sofisticadas de combinações não-lineares (redes neurais, combinação geométrica, etc.).

O estudo de Bates & Granger (1969) é considerado o artigo seminal em modelos de combinação de previsões. Os autores sugeriram uma técnica de combinação linear, em que os pesos são calculados com base na matriz de variância e covariância de erros de previsões individuais. Contudo, nessa abordagem, sugere-se combinar duas previsões não viesadas, atribuindo maior peso à previsão que apresentar menores erros quadráticos médios. Assim:

⁶ Isso porque, de acordo com Rapach et al. (2010), vários fatores, dentre os quais, muitas variáveis econômicas com potencial de informação preditiva, bem como instabilidades estruturais decorrentes das mudanças institucionais, choques de política, os avanços na tecnologia de informação e aprendizado dos investidores dão origem aos dados altamente voláteis, complexos e processos geradores de dados em constante evolução.

$$P_C = \lambda P_1 + (1 - \lambda) P_2 \quad (2.7)$$

Neste caso, P_C é a previsão combinada P_1 e P_2 se referem às previsões a serem combinadas e resultantes das previsões individuais, λ é o peso da previsão 1 e $(1 - \lambda)$ é o peso da previsão 2. Vale salientar que o peso ótimo é conseguido pela minimização da variância dos erros da combinação da previsão. Isto é:

$$\sigma_C^2 = \lambda^2 \sigma_1^2 + (1 - \lambda)^2 \sigma_2^2 + 2\eta\lambda\sigma_1(1 - \lambda)\sigma_2$$

(2.8)

Vale ressaltar que σ_C^2 atinge o seu valor mínimo quando:

$$\lambda = \frac{\sigma_2^2 - \eta\sigma_1\sigma_2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + 2\eta\sigma_1\sigma_2} \quad (2.9)$$

Se $\eta = 0$ ou seja, os erros não são correlacionados, o λ assume a seguinte característica:

$$\lambda = \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}$$

(2.10)

Gupta e Wilton (1977) propuseram a utilização de uma técnica de combinação simples. Isto é, combinar as previsões individuais, por meio de uma média aritmética das previsões (vide equação 2.11)

$$P_C = \frac{P_1 + P_2 + \dots + P_n}{n}$$

(2.11)

A abordagem sobredita é defendida também por Makridakis e Winkler (1983) e Clementes e Winkler (1986). De acordo com esses autores, uma vez que não é necessário o conhecimento prévio da precisão ou do grau de dependência entre as previsões para a sua utilização, a técnica de combinação, por meio de média aritmética pode ser eficiente. A combinação de duas previsões por média aritmética pode ser considerada uma simplificação do método da variância mínima, diferenciando-se por apresentar pesos fixos e iguais para cada previsão individual a ser combinada.

Granger e Ramanathan (1984) argumentaram que os métodos convencionais de combinação de previsões poderiam ser vistos como uma forma estruturada de regressão e que esses métodos são equivalentes ao método de mínimos quadrados ordinários (MQO). Neste

sentido, a equação (2.12) enfatiza a previsão combinada como variável de resposta e as individuais, como regressores⁷.

$$P_C = \kappa_0 + \lambda_1 P_1 + \lambda_2 P_2 + \dots + \lambda_n P_n \quad (2.12)$$

A previsão combinada é definida por P_C , P_i é a previsão do modelo individual, $i = 1, \dots, n$, λ_i é o peso das previsões individuais e κ_0 é uma constante diferente de zero.

Aiolfi e Timmermann (2006) consideraram uma estratégia de determinação de pesos que variam, inversamente proporcional ao rank dos diferentes modelos de previsão. Cada modelo recebe um *rank*, sendo 1 o *rank* do melhor modelo, 2 o do segundo melhor modelo e, assim por diante.

$$\lambda^i = \frac{RANK_{i,t+h}^{-1}}{\sum_{j=1}^N RANK_{j,t+h}^{-1}} \quad (2.13)$$

Inverso da raiz do erro quadrado médio (REQM), em que maior peso é dado aos modelos com melhor precisão preditiva no período considerado, isto é:

$$\lambda^i = \frac{REQM_{i,t+h}^{-1}}{\sum_{j=1}^N REQM_{j,t+h}^{-1}}, \text{ sendo que } REQM_{i,t+h} = \sqrt{\frac{1}{t} \sum_{\tau=1}^t (y_{\tau+h} - y_{\tau+h}^i)^2} \quad (2.14)$$

Descritas as metodologias de estimação dos diferentes modelos e das combinações de suas previsões, o próximo passo é estimar os erros de previsão da inflação na UEMOA.

2.3. Dados e Resultados das estimações dos modelos individuais

Definidas as especificações e os modelos a serem utilizados nas previsões da inflação da UEMOA, as estimativas foram feitas por meio da técnica *Rolling window*, em que a amostra inteira (janeiro de 1997 a dezembro de 2015) é subdividida em subamostras. Neste caso, é considerada uma janela de 60 observações (periodicidade mensal) e as previsões foram realizadas para os horizontes de 12, 18 e 24 meses à frente⁸. Por exemplo, para a amostra relativa ao período entre janeiro de 1997 e dezembro de 2001 (primeiro período amostral), a previsão 12 meses à frente compreende o período 2002m01-2002m12, a previsão

⁷ A estimação dos pesos de cada previsão que compõe a combinação pode incorporar um erro às previsões obtidas, o que caracteriza uma possível desvantagem da combinação em relação às previsões individuais envolvidas (TIMMERMAN, 2006).

⁸ A justificativa para o uso desses horizontes de previsão é que embora decisões de política tenham efeito médio, mas o gestor de Política Monetária tem prazo curto no poder.

18 passos à frente cobre o período de 2002m01-2003m06 e para 24 passos à frente, o período é de 2002m01-2003m12.

A segunda subamostra para previsão 12 passos à frente corresponde à 1998m01-2002m12 e a previsão foi feita para o período 2003m01-2003m12, para a previsão 18 passos à frente, a segunda subamostra cobre 1998m07-2003m06 e a previsão foi feita para 2003m07-2004m12 e para o horizonte de 24 meses a frente, a segunda subamostra corresponde à 1999m01-2003m12 e a previsão foi feita para 2004m01-2005m12 e assim sucessivamente.

As variáveis consideradas no estudo são: a taxa de variação do índice harmonizado do preço do consumidor na UEMOA, a taxa de variação do índice harmonizado do preço do consumidor na França, índice da produção industrial, índice de preço da matéria prima, índice do preço de petróleo, crédito real na economia da UEMOA, câmbio efetivo real, receita fiscal da UEMOA, agregado monetário M3 e a taxa básica de juros⁹.

A variável inflação é medida a partir da variação do Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (IHPC), o índice oficial de preços ao consumidor do Banco Central da UEMOA, utilizado para a definição da meta de inflação. A palavra harmonizado significa que estes índices de preços são calculados a partir de uma “cesta” que é igual para todos os países membros, ou seja, os produtos que integram as “cestas” em cada um desses países são os mesmos.

Os dados da inflação mensal, entre janeiro de 1997 e dezembro de 2015, foram retirados da página do BCEAO e a inflação foi calculada, conforme destacado, como a taxa de variação¹⁰ do IHPC-UEMOA. A taxa de inflação francesa IHPC foi calculada, utilizando a mesma lógica da inflação na UEMOA.

As séries relativas à receita fiscal, ao agregado monetário (M3) e ao crédito real, disponíveis em frequência diária, foram transformadas para a frequência mensal, após o uso do método de Chow-Lin (1971).

Com o propósito de analisar os efeitos da introdução de modelo de metas como regime monetário na zona da UEMOA na previsão de inflação, foi necessária a divisão da amostra entre os períodos pré e pós implantação do modelo de metas de inflação. Entretanto, como as informações após a introdução do modelo de metas só incorporam a previsão a partir de 2011, o período anterior, compreende o período entre 2002m01 a 2011m03 e o período após a introdução do modelo de metas corresponde o período entre 2011m04 a 2015m12.

⁹ Ver a descrição das variáveis no apêndice A, para mais detalhes.

¹⁰
$$\left(\frac{IHPC_t - IHPC_{t-1}}{IHPC_{t-1}} \right)$$

Considerando a existência de várias técnicas de previsão, os modelos propostos são destacados na seção 2.3 e utilizados para implementar as previsões da inflação na zona do euro.

A estatística da raiz do erro quadrado médio (REQM) das previsões é definida como a medida do erro de previsão da inflação da UEMOA e será utilizada para comparar a capacidade preditiva dos diferentes modelos (vide equação 2.15). Neste caso y_t^p é o valor previsto, y_t o valor efetivo da série e T o tamanho da amostra.

$$REQM = \sqrt{\frac{\sum_T (y_t^p - y_t)^2}{T}} \quad (2.15)$$

As Tabelas 2.3, 2.4 e 2.5 mostram os REQM's dos modelos descritos na seção 2.3: Naive, ARMA (1,1), EGARCH-M (1,1), BVAR e ECM. Os resultados mostram a redução nos erros de previsões e comparados os períodos antes e depois da utilização do modelo de metas de inflação. Vale ressaltar que estes resultados se estendem para todos os modelos e todos os horizontes de previsão. Isto enfatiza a importância da utilização dos modelos de metas de inflação na diminuição dos erros de previsão da mesma. Isto está de acordo com os resultados de Hermam e Blinder (2014), conforme destacado na seção 2.1.

A dominância dos modelos univariados no período pós implantação do modelo de metas inflação (destaque para o EGARCH-M (1,1)), também se repete para todos os horizontes de previsão (vide linha “DEPOIS” das tabelas citadas). Outra regularidade diz respeito aos menores erros de previsão dos modelos multivariados no período pré meta, com destaque para o ECM (vide linha “ANTES”).

Os resultados dos erros de previsão da inflação, para os diferentes horizontes de previsão, têm o comportamento esperado. Neste caso, quanto maior o horizonte de previsão maior o erro. Isto é válido para os períodos pré e pós modelo de metas de inflação.

A Tabela 2.3 se refere às REQM's das previsões da inflação na UEMOA, para um horizonte de 12 passos à frente. Se analisadas as diferentes amostras, o modelo de correção de erro venceu no período pré metas de inflação (III, IV, VI, VII) e o EGARCH (1,1) apresentou melhor desempenho preditivo no período posterior (XII, XIII XIV). Além disso, o ARMA (1,1) teve melhor desempenho nos períodos I, II, e XI, o BVAR nos períodos V e IX e o NAÏVE teve o pior desempenho, venceu apenas na estimação VIII.

Tabela 2.3: Raiz dos Erros Quadrados médios de previsão 12 passos à frente

| PERÍODO | AMOSTRA PREVISÃO | NAIVE | ARMA (1,1) | EGARCH- M(1,1) | BVAR | ECM |
|---------|-------------------|-----------------|-----------------|-------------------|-----------------|-----------------|
| I | 1997:01 - 2001:12 | 0.119926 | 0.075273 | 0.090490 | 0.096525 | 0.109188 |
| II | 1998:01 - 2002:12 | 0.051916 | 0.032805 | 0.036577 | 0.072647 | 0.068998 |
| III | 1999:01 - 2003:12 | 0.192961 | 0.261212 | 0.260125 | 0.268910 | 0.188164 |
| IV | 2000:01 - 2004:12 | 0.401741 | 0.352351 | 0.341970 | 0.363657 | 0.326478 |
| V | 2001:01 - 2005:12 | 0.168429 | 0.067775 | 0.077390 | 0.057882 | 0.085049 |
| VI | 2002:01 - 2006:12 | 0.417730 | 0.352192 | 0.359958 | 0.324313 | 0.204527 |
| VII | 2003:01 - 2007:12 | 0.725136 | 0.658759 | 0.646229 | 0.718531 | 0.561226 |
| VIII | 2004:01 - 2008:12 | 0.316391 | 0.343492 | 0.323262 | 0.323680 | 0.404771 |
| IX | 2005:01 - 2009:12 | 0.206894 | 0.176602 | 0.169366 | 0.120056 | 0.361271 |
| X | 2006:01 - 2010:12 | 0.349767 | 0.279036 | 0.260391 | 0.264724 | 0.274927 |
| XI | 2007:01 - 2011:12 | 0.142310 | 0.056890 | 0.080650 | 0.070558 | 0.133001 |
| XII | 2008:01 - 2012:12 | 0.099223 | 0.084080 | 0.069915 | 0.148956 | 0.138309 |
| XIII | 2009:01 - 2013:12 | 0.128762 | 0.130471 | 0.128628 | 0.180743 | 0.208080 |
| XIV | 2010:01 - 2014:12 | 0.116907 | 0.090590 | 0.079277 | 0.150994 | 0.155347 |
| ANTES | 2002:01 - 2011:03 | 0.360982 | 0.324613 | 0.318213 | 0.350352 | 0.300888 |
| DEPOIS | 2011:04 - 2015:12 | 0.147360 | 0.102176 | 0.098264 | 0.150855 | 0.183227 |

OBS: as cédulas realçadas se referem aos menores REQMs em cada período.

Fonte: Elaboração própria

Os erros de previsão para 18 passos à frente estão descritos na Tabela 2.4. O modelo ECM reforça sua dominância no período pré-metas de inflação (venceu em II, III, IV e V), acompanhado do BVAR (venceu em I e VI). No entanto, não há indícios de dominância estrita de nenhum modelo específico, mas evidenciam a dominância dos modelos multivariados neste período. Os modelos univariados de séries temporais ARMA (1,1) e EGARCH (1,1) se destacaram em duas ocasiões, VIII e IX, períodos posteriores àquele relacionado à implantação do modelo de metas pelo BCEAO.

O destaque é a dominância do modelo EGARCH-M (1,1), caso seja utilizada a amostra do período pós implantação do modelo de metas de inflação (2011:04 - 2015:06). Este resultado é válido para as previsões 12, 18 passos à frente, em que os modelos univariados tiveram melhor desempenho preditivo.

Tabela 2.4: Raiz dos Erros Quadrados médios de previsão 18 passos à frente

| PERÍODO | AMOSTRA PREVISÃO | NAIVE | ARMA (1,1) | EGARCH- M(1,1) | BVAR | ECM |
|---------|-------------------|----------|-----------------|-------------------|-----------------|-----------------|
| I | 1997:01 - 2001:12 | 0.108186 | 0.087265 | 0.113220 | 0.082277 | 0.105921 |
| II | 1998:07 - 2003:06 | 0.219469 | 0.206520 | 0.198819 | 0.198708 | 0.173011 |
| III | 2000:01 - 2004:12 | 0.341636 | 0.291579 | 0.283451 | 0.301104 | 0.273544 |
| IV | 2001:07 - 2006:06 | 0.348233 | 0.292314 | 0.291617 | 0.245099 | 0.170084 |
| V | 2003:01 - 2007:12 | 0.643868 | 0.626287 | 0.610436 | 0.674047 | 0.560850 |
| VI | 2004:07 - 2009:06 | 0.174391 | 0.170762 | 0.174085 | 0.113155 | 0.240693 |
| VII | 2006:01 - 2010:12 | 0.302066 | 0.238169 | 0.223861 | 0.216235 | 0.261448 |
| VIII | 2007:07 - 2012:06 | 0.116988 | 0.064320 | 0.065642 | 0.163385 | 0.149861 |
| IX | 2009:01 - 2013:12 | 0.122248 | 0.122137 | 0.121704 | 0.148081 | 0.225288 |
| ANTES | 2002:01 - 2011:03 | 0.359246 | 0.333207 | 0.326681 | 0.360905 | 0.293434 |
| DEPOIS | 2011:04 - 2015:06 | 0.153605 | 0.108315 | 0.105930 | 0.125025 | 0.212540 |

OBS: as células realçadas se referem aos menores REQMs em cada período.

Fonte: Elaboração própria

Em relação à previsão 24 passos à frente, o modelo de correção de erro e o BVAR apresentaram melhor precisão preditiva em três ocasiões cada (II, III, IV e I, V e VII, respectivamente). Se forem consideradas sete janelas de previsão, estes modelos apresentaram melhor poder preditivo em seis. Além disso, o modelo ARMA (1,1) se destacou nas previsões do período VI.

Os resultados da tabela 2.5 mostram que, no horizonte de previsão para 24 meses à frente, também não se pode afirmar dominância estrita de um modelo específico. No entanto, o modelo de correção de erro, conforme resultados anteriores, apresentou melhor desempenho preditivo no período pré meta de inflação (II, III, IV).

O BVAR é o outro modelo que apresentou bom poder preditivo, ele foi melhor em três ocasiões (I, V e VII). Estes resultados estão de acordo com aqueles obtidos por Cecchetti, Chu e Steindel (2000), Chan, Stock e Watson (1999), Stock e Watson (2002a) e Kozicki (2001).

Os modelos univariados de séries temporais, com especial destaque para o EGARCH-M (1,1) e o ARMA (1,1) apresentam melhor desempenho no caso da amostra relativa ao período pós meta de inflação (0,132 e 0,133).

O bom desempenho preditivo do EGARCH-M(1,1), no segundo período analisado, tem como justificativa os argumentos de Stock e Watson (2007). Os autores enfatizam que as mudanças na dinâmica da inflação podem comprometer a sua previsibilidade, choques positivos e negativos, reduzem a acurácia de previsão. Além disso, a modificação na persistência e na volatilidade no processo inflacionário permite que, empiricamente, os

modelos com volatilidade estocástica forneçam melhores previsões pontuais do que as previsões obtidas a partir de modelos que consideram a variância do erro constante (CHAN, 2013). Desta forma, os resultados reportados na tabela 2.3, 2.4, e 2.5 talvez estejam refletindo essas proposições empíricas.

Tabela 2.5: Raiz dos Erros Quadrados médios de previsão 24 passos à frente

| PERÍODO | AMOSTRA PREVISÃO | NAIVE | ARMA (1,1) | EGARCH-M(1,1) | BVAR | ECM |
|---------|-------------------|----------|-----------------|---------------|-----------------|-----------------|
| I | 1997:01 - 2001:12 | 0.097223 | 0.100116 | 0.136293 | 0.082959 | 0.112237 |
| II | 1999:01 - 2003:12 | 0.391624 | 0.383912 | 0.382495 | 0.309140 | 0.279803 |
| III | 2001:01 - 2005:12 | 0.317279 | 0.246701 | 0.245412 | 0.219212 | 0.149953 |
| IV | 2003:01 - 2007:12 | 0.559132 | 0.543814 | 0.528946 | 0.590849 | 0.524292 |
| V | 2005:01 - 2009:12 | 0.310202 | 0.290756 | 0.282852 | 0.221056 | 0.347557 |
| VI | 2007:01 - 2011:12 | 0.130449 | 0.075881 | 0.092790 | 0.134909 | 0.141328 |
| VII | 2009:01 - 2013:12 | 0.128752 | 0.127795 | 0.127943 | 0.113263 | 0.201633 |
| ANTES | 2002:01 - 2011:03 | 0.374960 | 0.353883 | 0.350274 | 0.395252 | 0.315500 |
| DEPOIS | 2011:04 - 2015:12 | 0.153121 | 0.132080 | 0.133652 | 0.143139 | 0.209696 |

OBS: as cédulas realçadas se referem aos menores REQMs em cada período.

Fonte: Elaboração própria

Vale ressaltar o desempenho ruim do ECM, no período que compreende o modelo de metas de inflação. Chan (2013), Stock e Watson (1999, 2002^a), Atkenson e Ohanian (2001), Cecchetti, Chu e Steindel (2000) e Fisher, Liu e Zhou (2002), mostram que as previsões baseadas em fundamentos econômicos, ou seja, variáveis de atividade, apresentam desempenho inferior aos modelos univariados autorregressivos. Entretanto, esses resultados dependem do período de amostragem e da especificação dos modelos. Além disso, Stock e Watson (2007) argumentam que as mudanças na dinâmica da inflação podem comprometer a sua previsibilidade e os modelos antes utilizados não consigam ter a mesma acurácia para o período pós mudanças.

A constatação de que alguns modelos apresentam erros de previsão superiores aos demais sugere que as informações destes modelos possam ser úteis para a melhoria das previsões (ATKESON e OHANIAN, 2001; e LIMA E CÉSPEDES, 2006). Desta forma, as combinações entre diferentes modelos de previsão podem minimizar o erro de previsão da inflação na UEMOA. Neste sentido, a próxima seção descreve os procedimentos necessários para que sejam feitas estas combinações.

2.4 Combinação e a melhoria nas previsões

O passo anterior à combinação das previsões é testar a abrangência dos modelos. Neste caso, dois procedimentos são necessários: os testes Diebold-Mariano modificado (mDM)¹¹ e HLN modificado (mHLN). O primeiro analisa se as previsões geradas pelos modelos considerados neste trabalho são estatisticamente diferentes entre si (vide tabela 2.22). O segundo descreve se há abrangência entre as previsões dos modelos, que diferem entre si. Assim, só faz sentido combinar previsões em que não há ocorrência de abrangência. Portanto, o teste mHLN é utilizado para as previsões que são estatisticamente diferentes em cada período (vide as tabelas 2.23, 2.24 e 2.25).

Vale ressaltar que para a execução dos testes foram utilizadas as séries das previsões fora da amostra (para os períodos antes e depois da adoção do modelo de metas de inflação). Os testes foram feitos para todos os modelos e para todos os horizontes de previsão. Os resultados relativos à redução dos erros de previsão da inflação, após a implantação do modelo de metas, são reforçados com a combinação das previsões.

O teste mDM foi aplicado para as previsões 12 passos à frente, no período anterior à adoção do modelo de metas de inflação. Constatou-se que o ECM (modelo com menor REQM) é estatisticamente igual aos demais modelos e só difere do NAÏVE. A partir daí, foi feito o teste mHLN e os resultados mostraram que o ECM não abrange o NAÏVE. Isto sugere uma combinação entre os dois modelos, uma vez que há indícios do NAÏVE conter informações úteis para a melhoria do desempenho preditivo.

No período pós-introdução de regime de metas (para previsões 12 passos à frente), os testes mDM e mHLM também foram aplicados e os modelos combinados foram o EGARCH (1,1) e o NAÏVE. Neste caso, o EGARCH-M (1,1) foi o modelo que apresentou melhor precisão preditiva e ele abrange todas as informações contidas no ARMA (1,1) e no ECM. Todavia, o ARMA (1,1) abrange o BVAR e além disso, BVAR é estatisticamente igual a ECM e ao NAÏVE. Neste caso, o NAÏVE é o único que pode fornecer alguma informação que possa melhorar a precisão preditiva. (vide a tabela 2.23).

Na previsão 18 passos à frente, para período pré metas de inflação, os modelos considerados na combinação foram ECM e BVAR. Isso porque, dado o ranking das REQMs, o ECM é o primeiro e é estatisticamente igual aos modelos ARMA (1,1) e EGARCH-M (1,1). O NAÏVE é abrangido pelo ARMA (1,1), além de ser estatisticamente igual ao BVAR.

¹¹ Ver o apêndice E para mais detalhes.

Assim, o único modelo elegível a contribuir com alguma informação que possa melhorar a capacidade preditiva do ECM é o BVAR. Para o período após a implantação do modelo de metas, foram combinados os modelos EGARCH-M (1,1) e o BVAR. Essa combinação se justifica pelo fato do primeiro apresentar o menor REQM e ser estatisticamente igual ao ARMA (1,1) e ao NAÏVE. No entanto, o NAÏVE abrange toda a informação contida no ECM. Desta forma, o BVAR é único que pode ajudar na melhoria da capacidade de previsão do EGARCH (vide a tabela 2.24).

Para o horizonte de 24 meses, pós meta de inflação, os modelos considerados foram ARMA (1,1) e o NAÏVE. Isto porque o ARMA (1,1) é estatisticamente igual aos modelos EGARCH-M (1,1) e o BVAR. Além disso, ele abrange toda informação contida no ECM, o que torna o NAÏVE o único potencial contribuinte para melhoria do poder preditivo do modelo ARMA (1,1). Vale salientar que não houve combinação para o horizonte de 24 meses antes da meta de inflação. Isto porque, em algumas situações, as previsões geradas não foram estatisticamente diferentes, ou porque todos os modelos se abrangem entre si (vide a tabela 2.25).

Definidas as combinações que serão feitas para os diferentes períodos e para os três horizontes de previsão, a tabela 14 mostra os REQM's das previsões combinadas. O método de combinação que exhibe o melhor desempenho é o despeso estimado, por meio de regressão linear (última coluna da tabela). Os erros de previsão relativos à este método são menores se comparados àqueles oriundos das previsões individuais (vide 2ª coluna) e dos outros modelos combinados. Isto corrobora as proposições empíricas de Atkeson e Ohanian (2001); Lima e Céspedes (2006) e Timmermann (2006).

A Tabela 2.6 destaca um resultado comum dos diferentes métodos de previsão da inflação: a queda acentuada dos erros de previsão, se forem comparados os períodos antes (linhas 1 e 2 da tabela 2.6) e depois da implantação do modelo de metas de inflação (linhas 3, 4 e 5).

Vale ressaltar que as combinações, descritas na linha 2 da tabela 2.6, não reduziram, os erros de previsão da inflação se comparados os resultados das outras estimações. Além disso, a comparação com o modelo ECM (0,2934), mostra que houve um aumento nos erros de previsão da inflação de todas as combinações, para previsões 18 meses à frente e no período pré-meta de inflação.

Tabela 2.6: REQMs das previsões combinadas

| PERÍODO | PREVISÃO | REQM dos melhores modelos | MÉTODOS DE COMBINAÇÃO | | | | |
|---------|--------------------|---------------------------|-----------------------|--------------|--------------|-----------------|-----------|
| | | | Média simples | Inverso REQM | Inverso Rank | Bates & Granger | Reg. Lin. |
| ANTES | 12 PASSOS À FRENTE | ECM - 0.300888 | 0.317107 | 0.315939 | 0.315347 | 0.315292 | 0.249721 |
| | 18 PASSOS À FRENTE | ECM - 0.293434 | 0.309558 | 0.307928 | 0.329286 | 0.307076 | 0.302491 |
| DEPOIS | 12 PASSOS À FRENTE | EGARCH(1,1) - 0.098264 | 0.121009 | 0.116102 | 0.112912 | 0.111711 | 0.076824 |
| | 18 PASSOS À FRENTE | EGARCH(1,1) - 0.10593 | 0.096406 | 0.095603 | 0.094964 | 0.095097 | 0.089582 |
| | 24 PASSOS À FRENTE | ARMA(1,1) - 0.13208 | 0.141227 | 0.140451 | 0.137843 | 0.139698 | 0.105218 |

Fonte: Elaboração própria

2.5 Conclusão

O principal objetivo deste capítulo é estimar os erros de previsão da inflação na UEMOA. Utilizou-se dados mensais no período entre 1997 e 2015. Foram comparados os erros de previsão da inflação dos diferentes modelos: NAÏVE e modelos univariados de séries temporais (ARIMA e ARIMA-EGARCH-M) e dois modelos multivariados de séries temporais (ECM e BVAR). A amostra foi separada em dois períodos, aquele que contempla o modelo de metas de inflação e o período anterior. Neste caso, observou-se a importância da transparência e da credibilidade do BCEAO na determinação dos erros de previsão da inflação, uma vez que houve uma queda substancial dos erros de previsão se comparados os dois períodos. Este resultado se repetiu para todos os modelos e todos os horizontes de previsão (12, 18 e 24 meses à frente). Além disso, as combinações entre os modelos reduziram os erros de previsão (REQMs), com destaque para o período pós implementação dos modelos de metas de inflação.

Comparados os períodos antes e depois da introdução do regime de metas de inflação na zona da UEMOA, observa-se que ECM teve melhor desempenho para o período antes, considerando todos os horizontes de previsão. Ao passo que, para o período pós-introdução da meta de inflação o EGARCH-M(1,1) teve melhor desempenho para os horizontes de 12 e 18 passos à frente e para 24 passos à frente o ARMA(1,1) teve melhor precisão.

3. DETERMINANTES DO ERRO DE PREVISÃO FISCAL NA ZONA DA UEMOA: UMA ABORDAGEM DE DADOS EM PAINEL.

O advento da crise *subprime* foi acompanhado, na maioria dos países, por elevados *déficits* fiscais e trajetórias explosivas da relação Dívida/PIB. Isto implicou em um aumento da vulnerabilidade fiscal, inclusive em países integrantes na União Européia. Desta forma, previsões sobre a trajetória de variáveis fiscais passaram a ter uma maior importância para os gestores de política econômica.

A UEMOA, assim como a zona do EURO, teve problemas relacionados à vulnerabilidade fiscal de alguns países membros. Neste sentido, uma zona monetária comum está sujeita ao problema de “fundo comum” (common pool). Isso porque, embora tenha, entre as regras de convivência, um critério de convergência fiscal, o problema do “fundo comum” emerge do fato de que os gastos correntes podem ser financiados por emissão de dívidas¹². A consequência imediata disso pode ser gastos efetivos, cada vez maiores que os programados, e a razão Dívida/PIB com tendência ascendente. Desta forma, torna-se de fundamental importância elucidar os mecanismos que explicam essa diferença entre o orçamento previsto e o efetivo.

Este capítulo analisa os determinantes do erro de previsão do saldo orçamentário¹³ na zona da União, Econômica e Monetária da África Ocidental (UEMOA). Para tal, observa-se os fatores econômicos, políticos, institucionais e de governança. A análise destes determinantes se baseia no período entre 2000 e 2015, para 8 países da África Ocidental (Benin, Burkina Faso, Côte d’Ivoire, Guiné-Bissau, Mali, Níger, Senegal e Togo).

O trabalho segue a proposta empírica de Deus e de Mendonça (2015), numa perspectiva do uso de períodos de tempo mais longos para a análise de erros de previsão fiscal. Primeiramente, faz-se uma análise preliminar para mensurar a característica dos países estudados. Neste caso, a maioria dos países adota uma postura pessimista e prudente, para evitar possíveis perdas de reputação, decorrentes de *déficits* orçamentários efetivos serem maiores que *déficits* previstos.

As estimações dos determinantes dos erros de previsão fiscal foram feitas por meio de diferentes métodos, com objetivo de dar mais confiabilidade e robustez aos resultados das

¹² Para mais detalhes, ver por exemplo Von Hagen e Harden (1995), Wyplosz e Kostrup (2010).

¹³ O saldo orçamentário adotado neste estudo se refere a diferença entre receitas totais (sem considerar os donativos) e despesas totais.

estimativas¹⁴. Além dos métodos de mínimos quadrados comuns (OLS), usados para análise de dados de painel, utiliza-se uma análise mais robusta baseada no método generalizado de momentos em diferença (D-GMM) e no método generalizado de momentos sistêmico (S-GMM)¹⁵.

Os resultados mostram que, em todos os modelos, a previsão da taxa de crescimento do PIB é determinante para a explicação do erro de previsão fiscal nos países da UEMOA. Destarte, nas estimações dos modelos GMM, a relação Dívida/PIB tem importância na explicação destes erros, assim como a variável relativa à crise *subprime*. As variáveis institucionais não apresentaram significância estatística e, portanto, não explicam os erros de previsão do saldo orçamentário.

Este capítulo está organizado da seguinte forma: Seção 3.1 destaca o debate teórico em torno da previsão do saldo orçamentário. Seção 3.2 descreve os dados e a metodologia a ser empregada para a análise de dados neste capítulo. Seção 3.3 mostra os resultados empíricos encontrados. Seção 3.4 faz as considerações finais.

3.1 Revisão de Literatura

A responsabilidade dos governos pela gestão de fundos públicos e pela elaboração orçamentária implicou no desenvolvimento de técnicas de previsão e de monitoramento fiscal (Leal et al., 2007). Para tal, é necessária a compreensão das variáveis macroeconômicas e da ação discricionária do governo sobre receitas e despesas. Neste sentido, diversos estudos empíricos analisaram as previsões fiscais (receitas e gastos) governamentais, em termos de viés e dos determinantes dos erros de previsão.

Auerbach (1995 e 1996), Plesko (1988), Feenberg et al. (1989), Bretschneider *et al.* (1989), Shkurti e Winefordner (1989), Cassidy *et al.* (1989), Bruck e Stephan (2006), Jonung e Larch (2006) avaliaram o viés das previsões governamentais. Os autores concluíram que, na maioria das vezes, as previsões são viesadas, muito em função das metas serem irrealistas e definidas por influência política. Destarte, o viés otimista (erro de previsão negativo) das previsões fiscais desempenha um papel importante na geração de déficits fiscais excessivos, uma vez que nos períodos próximos à eleição os gestores de política fiscal tendem a

¹⁴ Ver também Leal et al. (2007).

¹⁵ Para mais detalhes ver de Deus e de Mendonça (2015).

apresentar previsões otimistas do crescimento do produto. Desta forma, os governos reduzem impostos e aumentam os gastos à medida que as eleições se aproximam.

No que concerne à natureza e às propriedades dos erros de previsão dos estados nacionais, destacam-se os trabalhos de Cohen e Follete (2002), Campbell e Ghysels (1995), Jennes e Arabackyj (1998), Auerbach (1999), Gentry et al. (1989), Fullerton (1989), Melliss (1996), Melliss e Whittaker (1998), Baguestani e McNown (1992), Mühleisen *et al.* (2005), Moulin e Wierds (2006) e Strauch *et al.* (2004). Há um consenso sobre o fato da incerteza das decisões políticas e das mudanças institucionais terem um impacto significativo sobre o erro de previsão ao longo do tempo.

Nesta mesma perspectiva, Bruck e Stephan (2006) correlacionam os erros de previsão fiscal com os ciclos políticos de vários países da zona do Euro. Além disso, os autores sustentam que há um padrão comum nas previsões fiscais dos países da zona do Euro. Neste caso, os países apresentam um viés otimista em períodos de deterioração do saldo orçamentário e um viés pessimista, durante períodos de melhora do saldo orçamentário, ou seja, percebe-se a existência de um hiato na execução fiscal. As causas desse hiato, de acordo com Joseph e De Mendonça (2015), estão relacionadas aos fatores políticos, econômicos, institucionais e de governança.

A pressão popular é o principal fator político causador do viés de previsão otimista. No geral, essa postura está relacionada aos ciclos eleitorais, uma vez que os políticos oportunistas tendem a se concentrar no ganho eleitoral de curto prazo, sem, no entanto considerar os efeitos de longo prazo do endividamento.

Nesse sentido, um viés otimista ou *deficitário* emerge do afrouxamento da política fiscal, por parte dos governos, antes de uma eleição, uma vez que estimulam ações políticas inconsistentes e de curto prazo. Além disso, os tipos de coalizões governamentais e a ideologia dos partidos políticos são importantes, tanto na direção como na dimensão desse viés. (de Deus e de Mendonça, 2015, Annett, 2005, Auerbach, 1995, Buti e van denNoord, 2004) ¹⁶.

No que diz respeito aos fatores econômicos, Artis e Marcellino (2001) reconhecem o papel-chave das projeções econômicas para os resultados da política fiscal. Neste sentido, os erros de previsão da taxa de crescimento do PIB representam a deterioração da posição fiscal, durante um período de tempo longo. A mesma visão também é corroborada por Feenberg *et*

¹⁶ Ver também Alesina e Roubini (1993), Alesina *et al.* (1998).

al. (1989), Cassidy *et al.* (1989), Keereman (1999), Melander *et al.* (2007), Strauch *et al.* (2004).

A prática comum dos governos conservadores é superestimar o déficit fiscal. Neste caso, as autoridades publicam uma previsão pessimista, com o objetivo de construir uma margem de segurança que lhes permita atingir metas orçamentárias, em caso de quedas na arrecadação ou aumentos súbitos nas despesas (Bretschneider *et al.*, 1989, Keereman, 1999, Jonung e Larch 2006).

A dívida pública também é tida como uma variável macroeconômica relevante no orçamento do governo. O argumento é de que quanto maior a dívida pública, maior é o esforço fiscal para estabilizar a relação Dívida/PIB. Outra variável econômica importante é o hiato do produto, tendo em conta que os gestores de política fiscal tendem a assumir posturas mais pró-cíclicas. Neste sentido, em períodos de “bonança”, as metas fiscais são relaxadas, uma vez que o aumento do nível de atividade produz receitas fiscais mais elevadas e há uma menor probabilidade de elevação da relação Dívida/PIB (Auerbach, 1994, Alesina e Perotti, 1996, Debrun e Faruqee, 2004, de Deus e de Mendonça, 2015).

Von Hagen (1992, 2010), Von Hagen e Harden (1996) destacam que os fatores institucionais e de governança também importam, uma vez que estes tendem a exacerbar o viés do erro de previsão fiscal. Neste caso, segundo Hallerberg (2004) a governança fiscal segue duas abordagens: governança por delegação ou por compromisso¹⁷. O autor ainda sustenta que é comum observar viés positivo do erro de previsão do saldo orçamentário e da receita para governos que operam sob compromisso de governança fiscal.

A explicação para o argumento de Hallerberg (2004) reside no fato de que as autoridades públicas apresentam uma previsão pessimista para construir uma margem de segurança que lhes permita atingir metas orçamentárias pré-estabelecidas (Keereman, 1999, Jonung e Larch, 2006, Bretschneider *et al.*, 1989). Por outro lado, os governos que operam sob delegação estão menos sujeitos à pressão política, uma vez que esta forma de governança, na maioria das vezes, é adotada nos governos de partido único¹⁸. Neste caso, tais governos

¹⁷ Na governança fiscal sob delegação as regras da etapa de planejamento executivo do processo orçamentário conferem autoridade especial a “um agente central” que determina os amplos parâmetros da política fiscal. Já a governança sob compromisso diz respeito a uma situação típica de coalizão, em que diferentes partes negociam um “contrato fiscal” que envolve metas orçamentárias rígidas.

¹⁸ Os governos de partido único podem se dar ao luxo de serem impopulares, se necessário, e ainda esperar vencer as eleições mais tarde. Além disso, os governos com ampla maioria parlamentar não enfrentam processos altamente competitivos na formação do governo pós eleitoral (Strauch, Hallerberg e von Hagen, 2004; Stephan, 2004).

tendem a acomodar os efeitos dos erros de previsão de receita no saldo orçamentário (de DEUS e de MENDONÇA, 2015).

Fabrizio e Mody (2006) também destacam a importância da regulamentação institucional na explicação dos erros de previsão fiscal. A necessidade de suprir as demandas dos diferentes grupos de interesses, que sustentam as bases políticas dos governos, implica uma postura expansionista das autoridades fiscais. Neste contexto, é necessário que os governos adotem regras fiscais formais, que limitem a discricão dos formuladores de políticas.

Tal como enfatizado por de Deus e de Mendonça (2015), de forma geral, existem duas metodologias para explicar os erros de previsão fiscal: aquela que usa os dados revisados *ex post* e a que utiliza os dados em tempo real. O uso de dados em tempo real permite ao formulador de políticas usar o conjunto de informação disponível no momento de planejar e de executar certa política. No entanto, os dados *ex post* revisados incluem informações disponíveis após as decisões e, portanto, podem acarretar viés quando o impacto das projeções sobre a política econômica é analisado¹⁹. Apesar disso, a metodologia com dados *ex post* é mais utilizada, em decorrência da disponibilidade das informações. Por outro lado, os governos não têm controle total dos gastos e das receitas públicas. Assim, a execução de medidas fiscais é tipicamente caracterizada por um alto grau de incerteza.

Feita a descrição dos principais determinantes do erro de previsão fiscal, o próximo passo é estimar a influência destes determinantes no contexto da UEMOA.

3.2 Dados e Metodologia

Este capítulo utiliza os dados da UEMOA para analisar os determinantes macroeconômicos e institucionais do erro de previsão fiscal do saldo orçamentário. Os dados anuais incluem oito (8) países da zona da UEMOA e compreendem o período entre 2000 a 2015. A escolha do período em questão está relacionada à disponibilidade de dados, tendo em conta que os dados referentes às variáveis institucionais utilizadas neste trabalho estão disponíveis a partir do ano 2000. Vale ressaltar que o trabalho também considera o período pré e pós crise de *subprime*, pois durante a referida crise, a maioria dos países fez o uso da

¹⁹De acordo com Cimadomo (2016) vários fatores podem contribuir para o viés do indicador fiscal, dentre os quais, destacam-se: mudança metodológica, atualizações nas fontes de dados, interferências políticas na produção das estatísticas.

política fiscal de maneira anticíclica. Assim, o erro de previsão do saldo orçamentário é dado por:

$$e_t = \beta_t - \beta_t^p \quad (3.1)$$

em que e_t é o erro corrente de previsão do saldo orçamentário, β_t^p é a previsão do saldo orçamentário no período t, para o ano corrente, e β_t é o saldo orçamentário efetivo no período t.

Um erro de previsão positivo indica uma situação em que as projeções subestimam o valor efetivo do saldo orçamentário, no caso de superávit ou superestimam este, em caso de déficit. Em outras palavras, no primeiro caso, está-se perante um caso de prudência fiscal, em que a execução orçamentária foi melhor do que o esperado. O contrário é observado para o segundo caso, em que o de erro fiscal é negativo²⁰, ou seja, o resultado fiscal foi pior do que esperado.

Os dados do saldo orçamentário anual e da previsão do saldo orçamentário, utilizados no cálculo do erro de previsão do saldo orçamentário do governo (correspondentes aos oito países que compõem a zona da UEMOA), foram coletados da base de dados e do relatório de supervisão multilateral da Comissão da UEMOA, respectivamente, para o período de 2000 a 2015.

A análise de qualidade das previsões foi considerada, por meio das estatísticas comuns dos erros de previsão: o erro médio (ME), o erro absoluto médio (MAE) e a raiz do erro quadrado médio (RMSE). O erro médio de previsão indica a direção das projeções, isto é, se existe uma tendência à superestimação ou subestimação do valor efetivo. Um ME positivo indica uma posição prudente em relação às previsões, enquanto os valores negativos indicam uma postura otimista, que pode gerar *déficit* e, conseqüentemente, aumento da dívida pública. As outras medidas (MAE e RMSE) estão relacionadas à precisão das previsões.

As derivações relativas aos erros de previsão fiscal são acompanhadas do teste de viés, que analisa os casos de superestimação ou subestimação sistemática do erro fiscal. Com objetivo de analisar uma possível persistência deste erro, são feitos testes de autocorrelação. Destarte, é feito um teste de assimetria da função perda, que enfatiza as perdas oriundas de desvios positivos ou negativos dos valores previstos. Logo, considera-se uma função de perda

²⁰ Para mais detalhes ver de Deus e de Mendonça (2015) e Pina e Venes (2011).

quadrática²¹ (vide equação 2) em que a é o peso referente ao erro de previsão negativo e b o peso relativo ao erro de previsão positivo.

$$\begin{aligned} c(e) &= ae_j^2, \quad \text{se } e \leq 0 \text{ e} \\ c(e) &= be_i^2, \quad \text{se } e \geq 0 \end{aligned} \quad (3.2)$$

Assim, pode-se determinar o valor do parâmetro b/a , assumindo que as previsões fiscais são ótimas dada a função perda do governo, $c'(e)$ igual a zero (condição de não viés). Se $b/a > 1$, há uma maior perda causada pelo erro de previsão positivo se comparada àquela resultante do erro de previsão negativo. No entanto, se $b/a < 1$ a perda decorrente do erro negativo supera a perda referente ao do erro de previsão positivo. Por fim, se b/a tenderà 1, a função de perda é simétrica.

A expressão (3.3) descreve o cálculo relativo à razão b/a e a estimação dos parâmetros a e b devem obedecer a condição de não viés da função de perda quadrática $[c(e)]$.

$$b/a = \frac{\sum e_i^2}{\sum e_j^2}. \quad (3.3)$$

Para reforçar os resultados relativos aos cálculos de a e b , utiliza-se a metodologia de Artis e Marcellino (1998, 2001), Keereman (1999) e de Deus e de Mendonça (2015). Neste caso, analisa-se o autocorrelação dos resíduos e a eficiência fraca das previsões. Sobre a hipótese da eficiência “fraca” (que se verifica em casos dos erros de previsão serem aleatórios, isto é, independentes e identicamente distribuídos e as informações disponíveis até o período $t-1$ não auxiliam a previsão no período t) das previsões. Assim, foi considerada a seguinte função: $c'(e) = \delta_0 + \delta_1 f_h + u$ e foram feitos os testes t para $\delta_0 = 0$ e $\delta_1 = 0$ e teste LM para autocorrelação dos resíduos.

Holden e Peel (1990) mostraram que o teste para eficiência “fraca”, embora forneça uma condição suficiente, não é uma condição necessária para previsões viesadas, uma vez que

²¹ Ver Artis e Marcellino (2001), Strauchet al. (2004), e Pina e Venes (2011).

a inexistência de autocorrelação nos resíduos é um indicativo da eficiência fraca. Desta forma, considerou-se um teste alternativo, de acordo com as proposições empíricas de Artis e Marcelino (2001) e de Deus e de Mendonça (2015).

O teste de viés é feito a partir da estimação do erro médio de previsão, considerando a seguinte função. $\epsilon_t = \gamma_0 + \gamma_1 \epsilon_{t-1} + \gamma_2 \epsilon_{t-2} + \mu_t$. Neste caso, as previsões são viesadas se não for possível rejeitar a hipótese nula de que a média estimada seja igual a zero ($\gamma_0 = 0$). No entanto, se o coeficiente estimado for negativo, as previsões são tendenciosas, mas de forma otimista, caso contrário, as previsões são tendenciosas de forma pessimista. O teste de correlação diz respeito a estatística conjunta F para a hipótese nula de que os erros de previsão não correlacionados no tempo (considerando a primeira e a segunda defasagem do termo do erro - $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = 0$)

O passo seguinte à avaliação da assimetria na função de perda é a definição da metodologia que será utilizada nas estimações dos determinantes do erro de previsão fiscal da UEMOA. Desta forma, o modelo empírico básico tem como variável dependente o erro de previsão fiscal e como variáveis explicativas: a defasagem do erro de previsão fiscal, o erro de previsão da taxa de crescimento do PIB, o hiato do produto e a relação Dívida /PIB.

Os dados considerados neste estudo são do tipo séries temporais transversais. Neste caso, o método de mínimos quadrados ordinários (MQO) não considera os efeitos não observados²² e os parâmetros estimados podem ser viesados. Então, torna-se necessário o uso de técnicas de estimação em painel, pois considera os efeitos não observados nas estimativas.

Em relação ao erro de previsão da taxa de crescimento do PIB, espera-se uma relação positiva com erro de previsão do saldo orçamentário. Quanto maior o erro de previsão de crescimento do PIB, maior será o erro de previsão orçamentário.

Tal como enfatizam de Deus e de Mendonça (2015), a relação entre o erro de previsão do saldo orçamentário e o hiato do produto é positiva. Entretanto, os autores ressaltam trabalhos que mensuram uma relação negativa para ambas as variáveis, como é o caso de Pina e Venes (2011).

O efeito da dívida pública sobre o erro de previsão orçamentária está sujeito a duas interpretações. Primeiro espera-se uma relação positiva, uma vez que governos irresponsáveis estão correlacionados com dívidas públicas elevadas. Assim, o comportamento errático ou discricionário destas autoridades fiscais implica maior erro de previsão do saldo orçamentário.

²²Efeito temporal e o efeito específico das unidades individuais de *cross-section*.

Segundo, enfatiza-se uma relação negativa entre a dívida pública do período anterior e o erro de previsão fiscal do período corrente. Agentes econômicos “ricardianos”, esperam que um maior endividamento público no período anterior seja acompanhado de políticas fiscais restritivas no período corrente e, por consequência, queda na dívida pública.

Com o propósito de observar apenas os efeitos dos fatores econômicos sobre o erro de previsão do saldo orçamentário, o modelo básico estimado é dado pela equação (4).

$$e_{i,t}^F = \beta_0 e_{i,t-1}^F + \beta_1 e_{i,t}^C + \beta_2 HIATO_{i,t-1} + \beta_3 DEBT_{i,t-1} + \delta_t + \omega_{i,t} + u_{i,t} \quad (3.4)$$

O erro de previsão do saldo orçamentário é definido por $e_{i,t}^F$ e $e_{i,t}^C$ representa o erro de previsão da taxa de crescimento do PIB²³. $HIATO_{i,t-1}$ é o hiato do produto, que representa o controle para o ciclo econômico, durante a fase do planejamento orçamentário. $DEBT_{i,t-1}$ (razão $\frac{dívida}{PIB}$) representa o efeito da dívida pública no erro de previsão fiscal. O termo δ_t permite controlar o efeito temporal, que captura os choques comuns a todos os países e $\omega_{i,t}$ controla os efeitos fixos.

A relevância das variáveis institucionais na explicação do erro de previsão fiscal, destacadas na seção 2, sugere o uso das mesmas como variáveis explicativas do erro de previsão fiscal. Logo, construiu-se a variável *dummy* (ELE), que é igual a 1 no ano anterior à eleição legislativa e zero, caso contrário. Devido a vigência do sistema presidencialista no Côte d’Ivoire e Togo, a variável *dummy* (ELE), para ambos, países foi definida com valor unitário no ano anterior à eleição presidencial e zero, caso contrário. Para averiguar se o efeito do ciclo eleitoral é significativo nos períodos de alta da economia, o produto das variáveis eleição e hiato do produto (ELE X HIATO) foi considerado como variável explicativa do modelo.

De acordo com Hallerberg e von Hagen (1999) e Hallerberg et al. (2001 e 2007), pode-se considerar duas abordagens para a análise do efeito das variáveis institucionais e de governança no erro de previsão do saldo orçamentário do governo: acordo de coalisão partidária (contratos fiscais) e delegação de poder de decisão (no caso, ao ministro das finanças). Neste contexto, a construção de variáveis *dummies* não é viável para

²³Esta variável representa a operação dos estabilizadores automáticos (Artis e Marcellino, 2001, de Deus e de Mendonça, 2015).

operacionalização de modelos dinâmicos como GMM, uma vez que essas variáveis são invariantes no tempo.

Os indicadores de "efetividade do governo" (GOV) e do "Estado de direito" (RULE) foram considerados em substituição das variáveis supramencionais. Estes indicadores foram coletados dos Indicadores de Governança Mundial e desenvolvidos por Kaufmann *et al.* (2010) Os indicadores têm uma variação de -2,5 para 2,5. Vale salientar que, quanto mais esses indicadores se aproximam do limite inferior (superior), mais fraca (mais forte) é a governança.

O ciclo político de negócios também foi levado em consideração na estimação do erro de previsão do saldo orçamentário dos países da UEMOA. Neste contexto, candidatos aos cargos políticos são motivados a apresentarem relatórios que evidenciam ambientes econômicos prósperos e induzem a um viés deficitário dos governos. Portanto, nos períodos próximos a realização de eleição, os governos são propensos a adotarem e a executarem medidas discricionárias, o que justifica a inclusão do efeito do ciclo eleitoral na explicação do erro de previsão do saldo orçamentário²⁴. Logo, construiu-se a variável *dummy* (ELE), que é igual a 1 no ano anterior à eleição legislativa e zero, caso contrário.

A outra variável conjuntural utilizada como controle nesta estimação é a crise *subprime*. O objetivo é evidenciar a fragilidade fiscal nos países da UEMOA, em decorrência de políticas anticíclicas (de Deus e de Mendonça 2015). Assim, com o propósito de observar o impacto causado pela crise *subprime*, incluiu-se na estimação uma variável *dummy* (CRIS), que é igual a 0 (zero) no período de 2000 a 2007 e 1 (um) no período entre 2008 e 2015.

O modelo apresentado na equação (3.4) (com fatores econômicos) foi aumentado e incluiu-se os fatores institucionais conjunturais. A equação (3.5) destaca o modelo aumentado com estas variáveis.

$$e_{i,t}^F = \chi_0 e_{i,t-1}^F + \chi_1 e_{i,t}^G + \chi_2 HIATO_{i,t-1} + \chi_3 DEBT_{i,t-1} + \chi_4 CRIS_{i,t} + \chi_5 P_{i,t} + \chi_6 I_{i,t} + \delta_\varepsilon + \omega_{i,t} + u_{i,t} \quad (3.5)$$

Neste caso, $P_{i,t}$ é o vetor das variáveis de política (ELE X HIATO) e $I_{i,t}$ é o vetor das variáveis institucionais e de governança (GOV e RULE). O método de estimação utilizado foi

²⁴Para mais detalhes ver Lewis-Beck, 1990, Alesina e Tabellini, 1990, Strauch *et al.* 2004 e de Deus e de Mendonça, 2015.

o S-GMM, tendo em conta a especificação do modelo, que passou a incluir variáveis categóricas, ou seja, invariantes no tempo.

Além dos problemas mencionados, as variáveis orçamentárias e institucionais tendem a apresentar problema de causalidade reversa²⁵, devido ao efeito do resultado fiscal nas instituições. Desta forma, para mitigar esses problemas, usa-se o estimador D-GMM proposto por Arellano e Bond (1991). Neste caso, supõe-se que o termo de erro $u_{i,t}$ não é autocorrelacionado e que os regressores são fracamente exógenos. A estratégia metodológica D-GMM consiste em diferenciar a equação (3.4) para eliminar o efeito fixo, referente a cada país, e usar a seguinte condição de momento para os instrumentos, $\zeta_{i,t-z}$:

$$E[\phi_{i,t-z}u_{i,t}] = 0 \text{ para } \begin{cases} Z \geq 1, t = 2, \dots, T, \text{ se } \zeta_{i,t} \text{ é predeterminado} \\ Z \geq 2, t = 3, \dots, T, \text{ se } \zeta_{i,t} \text{ é endôgeno} \end{cases} \quad (3.6)$$

em que $\zeta_{i,t} = (e_{i,t-1}^F, e_{i,t}^G, GAP_{i,t-1}, DEBT_{i,t-1})$. Em caso de ocorrência de endogeneidade de algum dos elementos de $\zeta_{i,t}$, a correlação com $u_{i,t}$ é resolvido usando defasagens de ordem superior, $Z \geq 2$.

No caso das defasagens dos regressores, em nível, serem instrumentos fracos para os regressores em primeira diferença, o GMM em primeira diferença (D-GMM) pode gerar estimativas tendenciosas e com baixa precisão (tanto para amostras grandes como para pequenas). Assim, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) sugeriram o uso da versão aumentada - GMM sistêmico (S-GMM). O estimador GMM sistêmico usa a equação em nível para obter um sistema de duas equações: uma em diferença e outra em nível. Ao adicionar a segunda equação, podem ser obtidos instrumentos adicionais. Assim, as variáveis em nível, na segunda equação, são instrumentalizadas com suas próprias primeiras diferenças, o que aumenta a eficiência do estimador²⁶. Logo, a seguinte condição de momento é considerada:

$$E[\Delta\phi_{i,t-z}(v_i + u_{i,t})] = 0 \text{ para } \begin{cases} Z \geq 1, t = 2, \dots, T, \text{ se } \zeta_{i,t} \text{ é predeterminado} \\ Z \geq 2, t = 3, \dots, T, \text{ se } \zeta_{i,t} \text{ é endôgeno} \end{cases} \quad (3.7)$$

²⁵Fabrizio e Mody (2006).

²⁶Ver Bond et al. (2001).

Para atestar a relevância dos instrumentos, seguindo a estratégia empírica utilizada por de Deus e de Mendonça (2015), foram realizados os testes de sobre identificação das restrições (teste de Hansen) e de autocorrelação serial dos resíduos (primeira e segunda ordem). Além disso, na estimação dos modelos, a matriz de variância e covariância robusta de White foi utilizada, para acomodar o problema de heterocedasticidade²⁷.

3.3 Resultados

3.3.1 Análise preliminar de dados

Esta sessão apresenta os resultados empíricos dos diferentes modelos propostos. Vale salientar que antes do exercício empírico, procedeu-se uma análise preliminar dos dados, com o propósito de observar a direção dos erros de previsão do saldo orçamentário e a acurácia da previsão.

Em relação à direção dos erros de previsão, os resultados apresentados na Tabela 1 indicam que a maioria dos países apresenta erros de previsão positivos (Benin, Burkina Faso, Guiné-Bissau, Mali e Níger). Por outro lado, Côte d'Ivoire, Senegal e Togo apresentam erros de previsão negativos. Vale destacar que um erro médio positivo sugere uma posição prudente em relação a previsão do saldo orçamentário, ao passo que, um erro de previsão negativo indica uma postura otimista, que pode acarretar *déficits* e conseqüente aumento da dívida pública.

Os erros de previsão positiva (postura prudente) e negativa (posição otimista) geram perdas de bem-estar social, uma vez que implicam erros na gestão orçamentária e na alocação ótima dos recursos (de Deus e de Mendonça, 2015).

As colunas dos indicadores MAE e RMSE (vide Tabela 3.1) mostram o *ranking* relativo à precisão das previsões fiscais dos países da UEMOA. Neste sentido, nenhum país manteve a mesma posição para os dois indicadores. Côte d'Ivoire, Senegal e Togo variaram uma posição. Benin, duas posições, Mali três posições, Guiné-Bissau quatro posições, e por último, Burkina Faso e Níger variaram cinco posições. No caso do MAE, observa-se que o Mali apresenta a melhor precisão preditiva e o Níger a pior, ao passo que no RMSE, a Guiné-Bissau apresenta a melhor precisão preditiva e o pior desempenho foi do Burkina Faso.

²⁷Arrelano, 2003, Arrelano e Bond, 1991.

Tabela 3.1: Resumo dos resultados ME, MAE e RMSE

| PAÍS | ME | MAE | RMSE |
|---------------|-----|-----|------|
| Benin | (+) | 1 | 3 |
| Burkina Faso | (+) | 2 | 8 |
| Côte d'Ivoire | (-) | 7 | 6 |
| Guinea-Bissau | (+) | 5 | 1 |
| Mali | (+) | 4 | 7 |
| Níger | (+) | 8 | 2 |
| Senegal | (-) | 6 | 5 |
| Togo | (-) | 3 | 4 |

Fonte: Elaboração própria

Obs: (+), erros de previsão positivos; (-) erros de previsão negativos. A classificação foi feita para capturar a precisão das previsões.

A Tabela 3.2 apresenta os resultados dos testes de viés e de eficiência, via função de perda apresentada na equação 2 (seção 3). Há, no entanto, razões para presumir que as funções de perda dos governos não sejam simétricas. Isto pode ser observado pelos valores de b/a (vide equação (2)), que não convergem para 1 em nenhum país. Portanto, há indícios de assimetria, uma vez que os países apresentam sobrestimação e subestimação sistemática do saldo orçamentário.

Os resultados apresentados na primeira coluna da tabela 2 indicam uma tendência assimétrica das instituições dos países da UEMOA em relação à previsão orçamentária, com especial destaque para Níger. Há dois países com erros positivos de previsões e elevada perda (valores maiores que 1): Guiné-Bissau e Níger. Por outro lado, os países com erros negativos de previsão e perda alta são: Benin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Mali, Senegal e Togo (valores menores que 1).

Para reforçar os resultados da primeira coluna da tabela 3.2, utiliza-se a metodologia de Artis e Marcellino (1998, 2001), Keereman (1999) e de Deus e de Mendonça (2015). Neste caso, analisa-se o viés e a eficiência das previsões. Caso a condição da eficiência fraca for observada, o termo do erro da função coincide com o erro de previsão, sugerindo a inexistência de influência política ou institucional na determinação do erro de previsão, pois o erro de previsão é aleatório. Os resultados desta análise, relativos à função de perda linear estão expostos nas colunas 2, 3 e 4. No caso da função de perda quadrática, os resultados estão destacados nas colunas 5, 6 e 7.

Sobre a hipótese da eficiência “fraca” das previsões e no caso da função perda simétrica, com a hipótese nula do teste F para intercepto igual a zero ($\beta_0 = 0$) e para o

parâmetro da inclinação igual a zero ($\delta_1 = 0$), quatro países são fracamente eficientes, em termos de previsão do saldo orçamentário. Estes são os casos em que não foi possível rejeitar a hipótese da eficiência fraca (Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guiné-Bissau e Mali). Para o caso da função perda assimétrica três países se mostraram fracamente eficientes (Burkina Faso, Guiné-Bissau e Mali).

Tabela 3.2: Simetria e eficiência fraca

| PAÍS | b/a | Função perda linear | | | Função perda quadrática | | |
|---------------|-------|---------------------|------------------|------------|-------------------------|------------------|------------|
| | | Não Corr | Eficiência fraca | | Não Corr | Eficiência fraca | |
| | | | δ_0 | δ_1 | | δ_0 | δ_1 |
| Benin | 0.48 | 0.96* | 0.56* | 0.57* | 0.91* | -0.92* | -1.39* |
| Burkina Faso | 0.50 | 1.61* | -3.93 | -4.95 | 2.37* | 4.72 | 4.11 |
| Côte d'Ivoire | 0.41 | 0.48* | -4.78 | -4.66 | 0.45* | 1.94** | -0.70* |
| Guinea-Bissau | 1.16 | 5.57*** | -3.90 | -6.54 | 0.56* | -3.14 | -5.34 |
| Mali | 0.08 | 0.93* | -6.33 | -8.40 | 4.12*** | 5.35 | 5.10 |
| Níger | 11.47 | 0.57* | 1.13* | -0.44* | 0.66* | 0.76* | -0.46* |
| Senegal | 0.16 | 1.32* | -0.84* | -0.34* | 0.49* | 0.70* | -0.50* |
| Togo | 0.33 | 4.96*** | -2.65*** | -3.93 | 2.18* | 2.60*** | 1.84** |

Fonte: Elaboração Própria

Obs: $b/a > 1$ são países com elevadas perdas com erros positivos de previsões e $b/a < 1$ são países com elevadas perdas com erros negativos de previsões.

Não Corr. se refere ao teste LM para não correlação da função perda. A eficiência fraca diz respeito aos testes t para $\delta_0 = 0$ e $\delta_1 = 0$ em $e'(e) = \delta_0 + \delta_1 \hat{f}_t + u$. *, **, *** rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1% respectivamente.

A Tabela 3.3 mostra que a hipótese de não viés é rejeitada em todos os casos. Se a função de perda for simétrica (coluna 2) os resultados indicam previsões com tendências otimistas (sinal negativo) para Burkina Faso, Senegal e Togo e previsões prudentes ou pessimistas (sinal positivo) para Benin, Côte d'Ivoire, Guiné-Bissau, Níger e Mali. Perda simétrica). Para a função perda assimétrica, a hipótese de não viés também é rejeitada para todos os casos. Contudo, a tendência otimista só foi observada para Níger (vide coluna 4). O teste conjunto (F) também é rejeitado em todos os casos. Isto implica que os erros de previsão são viesadas e as previsões são ineficientes.

Tabela 3.3: Viés e simetria

| PAÍS | Função perda simétrica | | Função perda assimétrica | |
|---------------|------------------------|-----------|--------------------------|-----------|
| | Não Vies. | Não Corr. | Não Vies. | Não Corr. |
| Benin | 0.22* | 0.64* | 0.88* | 0.61* |
| Burkina Faso | -0.26* | 1.07* | 0.37* | 1.58* |
| Côte d'Ivoire | 0.12* | 0.32* | 0.04* | 0.30* |
| Guiné-Bissau | 0.01* | 3.71** | 0.54* | 0.37* |
| Mali | 0.12* | 0.62* | 0.59* | 2.74** |
| Níger | 0.05* | 0.38* | -0.12* | 0.44* |
| Senegal | -0.29* | 0.88* | 0.16* | 0.33* |
| Togo | -1.40* | 3.31** | 0.48* | 1.45* |

Fonte: Elaboração Própria

Obs: "Não vies" é a estatística t, considerando a média dos erros de previsão igual a zero, ou seja, $\gamma_0 = 0$ na equação $e_t = \gamma_0 + \gamma_1 e_{t-1} + \gamma_2 e_{t-2} + \mu_t$. Não Corr se refere a estatística F na equação, para $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = 0$. *, **, *** rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1% respectivamente.

3.3.2 Análise empírica de dados

Com objetivo de dar robustez a análise dos determinantes do erro de previsão do saldo orçamentário, a equação (3.4) foi estimada por meio de quatro métodos econométricos (POLS, F-OLS, D-GMM e S-GMM). Isso porque a estimação da equação supracitada pode gerar vários problemas, entre os quais:

1. problema de causalidade reversa entre os regressores e a variável explicada, fazendo com que esses regressores estejam correlacionados com o termo do erro;
2. outro problema que também pode emergir da especificação acima referida é o problema das características específicas (efeito fixo) de cada país (uma vez que se está a tratar de um grupo de países), tais como: aspectos geográficos e demográficos, que podem estar correlacionados com as variáveis explicativas. Assim, os efeitos fixos contidos no termo do erro da equação (3) se configuram como efeitos específicos não observados de cada país;
3. por fim, a presença da variável dependente do lado direito da equação (3.4) pode gerar problema de autocorrelação no termo do erro.

A tabela 3.4 apresenta os resultados das estimativas, levando em consideração apenas os fatores econômicos. Observa-se que o coeficiente da defasagem do erro de previsão

do saldo orçamentário do governo $\varepsilon_{i,t}^F$ é positivo e estatisticamente significativo em todos os modelos, sugerindo a persistência temporal dos erros de previsão do saldo orçamentário do governo passados na determinação do erro de previsão do saldo orçamentário do governo contemporâneo. O erro de previsão do PIB $\varepsilon_{i,t}^G$ é positivo e estatisticamente significativo em todos os métodos de estimação (excepto no erro de previsão fiscal do modelo POLS). Isto indica que o viés político nas previsões do PIB se repercute, em certa medida, na estimativa do orçamento do governo, o que corrobora o resultado encontrado por de Deus e de Mendonça (2015).

A defasagem da dívida pública $DEBT_{i,t-1}$ se mostrou estatisticamente significativa e com sinal positivo (apenas para o erro de previsão fiscal estimado pelos modelos POLS e FE-OLS), indicando que uma dívida pública maior pode estar associada ao maior erro de previsão do saldo orçamentário, em função da irresponsabilidade dos governos. O sinal negativo e estatisticamente significativo do coeficiente do hiato do produto $HIATO_{i,t-1}$, igualmente para os modelos (POLS e FE-OLS), sugere que as instituições responsáveis pela previsão do saldo orçamentário têm tendência a realizar projeções otimistas, quando o hiato do produto é positivo (fase expansiva do produto) no ano anterior e vice-versa. Vale salientar que esses dois métodos de estimação são altamente vulneráveis aos problemas de alta persistência da variável dependente, causalidade reversa, heteroscedasticidade e autocorrelação.

Tabela 3.4: Erro de previsão do saldo orçamentário: Fatores econômicos

| Variáveis | POLS (1) | FE-OLS (2) | D-GMM (3) | S-GMM (4) |
|----------------------------|--------------------|--------------------|-------------------|-------------------|
| $e_{i,t-1}^F$ | 0.56*** (0.08) | 0.47*** (0.06) | 1.12*** (0.29) | 1.61*** (0.12) |
| $e_{i,t}^G$ | 0.02 (0.01) | 0.01** (0.00) | 0.02** (0.01) | 0.03*** (0.01) |
| $DEBT_{i,t-1}$ | 0.26** (0.12) | 0.31*** (0.06) | 0.09 (0.47) | -0.21 (0.14) |
| $HIATO_{i,t-1}$ | -0.37*** (0.09) | -0.25*** (0.09) | -0.70 (2.29) | -0.42 (0.79) |
| <i>m2 Test</i> | | | 0.09 | 0.06 |
| <i>(p – Valor)</i> | | | (0.41) | (0.53) |
| <i>J – test(p – Valor)</i> | | | 0.25 | 0.49 |
| <i>No de Inst.</i> | | | 6 | 7 |
| <i>Observ.</i> | | | 104 | 104 |

Fonte: Elaboração própria

OBS.: Erros padrões entre parênteses. *, **, ***Níveis de significância marginal para 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Outra informação importante são os testes de autocorrelação dos resíduos e da exogeneidade dos instrumentos. No caso da autocorrelação nos resíduos, o teste em segunda diferença (*m2*), para os modelos D-GMM e S-GMM, não rejeita a hipótese nula, ou seja, indica a ausência de correlação nos resíduos. A estatística J, com a hipótese nula de exogeneidade do grupo dos instrumentos também não rejeita a hipótese nula. Isto é, os instrumentos para obter as estimativas dos modelos D-GMM e S-GMM não são correlacionados com o termo do erro.

3.3.3 Análise de robustez

O resultado empírico apresentado na tabela 3.4 considera apenas o impacto dos fatores econômicos sobre o erro de previsão do saldo orçamentário do governo. No entanto, existem outros fatores que podem explicar o erro de previsão do saldo orçamentário no período em análise. Desta forma, a tabela 3.5 apresenta duas especificações, as quais incluem

fatores políticos, institucionais e de governança, bem como, o efeito da crise *subprime* na explicação do erro de previsão do saldo orçamentário.

O exercício de estimação compreende duas especificações diferentes, decorrentes da utilização da equação (3.5). A primeira especificação acrescenta no modelo básico (com fatores econômicos), a variável CRIS (crise *subprime*), a segunda inclui, além dos fatores econômicos, o efeito da crise sobredita, o efeito do ciclo eleitoral (ELE X HIATO) e dos institucionais e de governança (GOV).

Os resultados apresentados na tabela 3.5 sustentam a relevância dos fatores econômicos na explicação do erro de previsão do saldo orçamentário dos governos da UEMOA. Conforme observado no modelo básico, as especificações 1 e 2 confirmam o resultado D-GMM e S-GMM (com fatores econômicos). Neste caso, há uma relação positiva entre o erro de previsão do PIB e o erro de previsão fiscal, igualmente se observou uma relação positiva entre a defasagem do erro de previsão fiscal e o erro de previsão fiscal contemporâneo, sugerindo a persistência temporal do mesmo. O fato do coeficiente da variável CRIS não ser significativa indica que o efeito da crise do *subprime* na zona da UEMOA não é relevante para explicar o erro de previsão fiscal na referida zona.

As variáveis institucionais, de política e de governança não se mostraram significativas. Apesar da variável de política (ELE X HIATO) não ser significativa, o sinal encontrado é o mesmo do Merola e Pérez (2013) e de Deus e de Mendonça (2015). Nestes trabalhos os autores concluíram que o efeito do ciclo eleitoral sobre o desempenho fiscal é mais suave nos períodos de recessão do que nas fases de expansão da atividade econômica.

O teste de autocorrelação dos resíduos, em segunda diferença ($m2$) não rejeita a hipótese nula de inexistência da autorrelação dos resíduos (nas duas especificações em questão). Da mesma forma, o teste J indica a exogeneidade dos instrumentos utilizados.

Tabela 3.5: Previsão do saldo orçamentário: Fatores econômicos, políticos e institucionais

| Variáveis | Especificação I | Especificação III |
|--------------------------------|-------------------|-------------------|
| $e_{i,t-1}^F$ | 1.96*** (0.44) | 1.91*** (0.71) |
| $e_{i,t}^G$ | 0.03*** (0.01) | 0.03* (0.02) |
| $DEBT_{i,t-1}$ | 0.49 (0.66) | 0.30 (3.01) |
| $HIATO_{i,t-1}$ | -0.33 (1.63) | |
| $CRIS_{i,t}$ | 0.48 (0.44) | 0.38 (1.38) |
| $ELE_{i,t} \times HIATO_{i,t}$ | | 0.00 (0.12) |
| $GOV_{i,t}$ | | 0.42 (0.37) |
| $m2\ Test$ | 0.05 | 0.05 |
| $(p - Valor)$ | (0.61) | (0.64) |
| $J - test(p - Valor)$ | 0.36 | 0.11 |
| $No\ de\ Inst.$ | 7 | 7 |
| $Observ.$ | 104 | 104 |

Fonte: Elaboração própria

OBS.: Erros padrões entre parênteses. *, **, ***Níveis de significância marginal para 10%, 5% e 1%, respectivamente.

3.4 Conclusão

O trabalho analisa os determinantes do erro de previsão do saldo orçamentário na zona da União, Econômica e Monetária da África Ocidental (UEMOA), observando os fatores econômicos, políticos, institucionais e de governança.

A análise preliminar dos dados indica que a maioria dos países da UEMOA apresenta erros de previsão positivos, o que sugere uma postura prudente em relação à previsão do saldo orçamentário. Em relação ao *ranking* da precisão das previsões, considerando erro médio absoluto (MAE) e a raiz do erro quadrado médio (RMSE), percebe-

se que os países assumem posições diferentes entre esses dois indicadores. No caso do MAE, observa-se que o Mali apresenta a melhor precisão preditiva e o Níger a pior, ao passo que no RMSE, a Guiné-Bissau apresenta a melhor precisão preditiva e o pior desempenho foi do Burkina Faso.

Observou-se uma tendência assimétrica das instituições dos países da UEMOA em relação à previsão orçamentária, com especial destaque para Níger. Os países com elevada perda relativa às previsões positivas são: Guiné-Bissau e Níger. Por outro lado, os países com elevada perda com previsões negativas são: Benin, Burkuna Faso, Côte d'Ivoire, Mali, Senegal e Togo.

A hipótese de não correlação dos resíduos, isto é, se o erro médio de previsão é estatisticamente diferente de zero, é rejeitada em todos os casos. Isto indica previsões com tendências otimistas (sinal negativo) para Burkina Faso, Senegal e Togo e previsões prudentes (sinal positivo) para Benin, Côte d'Ivoire, Guiné-Bissau, Níger e Mali (para o caso da função perda simétrica). No caso da função perda assimétrica, a hipótese de não viés também é rejeitada para todos os casos. Contudo, a tendência otimista só foi observada para Níger. Na mesma perspectiva, o teste para autocorrelação dos erros rejeita a hipótese nula de inexistência de autocorrelação em todos os casos, o que implica que as previsões são ineficientes.

A análise empírica mostra que o coeficiente da defasagem do erro de previsão do saldo orçamentário do governo $e_{i,t-1}^F$ é positivo e estatisticamente significativo em todos os modelos, sugerindo a persistência temporal dos erros de previsão do saldo orçamentário do governo passados na determinação do erro de previsão do saldo orçamentário do governo contemporâneo. O erro de previsão do PIB $e_{i,t}^G$ é positivo e estatisticamente significativo em todos os métodos de estimação (exceto no erro de previsão fiscal do modelo POLS). Isto indica que o viés político nas previsões do PIB se repercute, em certa medida, na estimativa do orçamento do governo, o que corrobora o resultado encontrado por de Deus e de Mendonça (2015).

A defasagem da dívida pública $DEBT_{i,t-1}$ se mostrou estatisticamente significativa e com sinal positivo (apenas para o erro de previsão fiscal estimado pelos modelos POLS e FE-OLS), sugerindo que uma dívida pública maior pode estar associada ao maior erro de previsão do saldo orçamentário. O sinal negativo e estatisticamente significativo do coeficiente do hiato do produto $HIATO_{i,t-1}$, igualmente para os modelos (POLS e FE-OLS), O sinal

negativo do coeficiente do hiato do produto sugere uma tendência a projeções otimistas quando o hiato do produto é positivo no ano anterior e vice-versa.

A análise de robustez sustenta a relevância dos fatores econômicos na explicação do erro de previsão do saldo orçamentário dos governos da UEMOA. Os resultados do modelo básico se repetem no modelo aumentado, ou seja, há uma relação positiva entre o erro de previsão do PIB e o erro de previsão fiscal, igualmente se observou uma relação positiva entre a defasagem do erro de previsão fiscal e o erro de previsão fiscal contemporâneo, sugerindo a persistência temporal do mesmo. Por outro lado, a hipótese do efeito da crise de *subprime* de 2008 não foi confirmada na zona da UEMOA. Os fatores políticos, institucionais e de governança também não tiveram relevância na determinação do erro de previsão fiscal.

4. CONCLUSÃO

O propósito desta tese foi de estudar os erros de previsão da inflação e analisar os determinantes do erro de previsão do saldo orçamentário na União Econômica e Monetária do Oeste Africano (UEMOA).

Para o exercício de previsão de inflação foram utilizados os modelos Naive, os modelos univariados de séries temporais (ARMA(1,1) e EGARCH-M(1,1)) e os multivariados de séries temporais (ECM e BVAR), para os horizontes de previsão (12, 18, 24 meses à frente) e para os efeitos de comparação foi considerado a raiz do erro quadrado médio (REQM).

Neste caso, observou-se a importância da transparência e da credibilidade do BCEAO na determinação dos erros de previsão da inflação, uma vez que houve uma queda substancial dos erros de previsão se comprados os dois períodos. Este resultado se repetiu para todos os modelos e todos os horizontes de previsão (12, 18 e 24 meses à frente). Além disso, as combinações entre os modelos reduziram os erros de previsão (REQMs), com destaque para o período pós implementação do modelos de metas de inflação.

Comparados os períodos antes e depois da introdução do regime de metas de inflação na zona da UEMOA, observa-se que ECM teve melhor desempenho para o período antes, considerando todos os horizontes de previsão. Ao passo que, para o período pós-introdução da meta de inflação o EGARCH-M(1,1) teve melhor desempenho para os horizontes de 12 e 18 passos à frente e para 24 passos à frente o ARMA(1,1) teve melhor precisão.

Para a análise do erro de previsão fiscal, além de uma análise preliminar dos dados, que visa detetar viés e a assimetria nos erros de previsão do saldo orçamentário dos governos da UEMOA, a análise empírica considerou quatro métodos econométricos (POLS, FE-OLS, D-GMM e S-GMM).

A análise preliminar indicou uma tendência assimétrica das instituições dos países da UEMOA em relação à previsão orçamentária, com especial destaque para Níger. Os países com elevada perda relativa às previsões positivas são: Guiné-Bissau e Níger. Por outro lado, os países com elevada perda com previsões negativas são: Benin, Burkuna Faso, Côte d'Ivoire, Mali, Senegal e Togo.

A análise empírica mostra que o coeficiente da defasagem do erro de previsão orçamentária é estatisticamente significativa apenas para os métodos D-GMM e S-GMM, entretanto, apresenta sinal diferente para os dois casos. O erro de previsão do PIB é positivo e

estatisticamente significativo em todos os métodos de estimação, indicando a relevância do viés político na estimativa do PIB e conseqüentemente para a previsão do orçamento do governo. A defasagem da dívida pública $DEBT_{t,t-1}$ se mostrou estatisticamente significativa e com sinal positivo (apenas para o erro de previsão fiscal estimado pelos modelos POLS e FE-OLS), sugerindo que uma dívida pública maior pode estar associada ao maior erro de previsão do saldo orçamentário. O sinal negativo do coeficiente do hiato do produto sugere uma tendência a projeções otimistas quando o hiato do produto é positivo no ano anterior e vice-versa.

A análise de robustez sustenta a relevância dos fatores econômicos na explicação do erro de previsão do saldo orçamentário dos governos da UEMOA. Os resultados do modelo básico se repetem no modelo aumentado, ou seja, há uma relação positiva entre o erro de previsão do PIB e o erro de previsão fiscal, igualmente se observou uma relação positiva entre a defasagem do erro de previsão fiscal e o erro de previsão fiscal contemporâneo, sugerindo a persistência temporal do mesmo. Por outro lado, a hipótese do efeito da crise de *subprime* de 2008 não foi confirmada na zona da UEMOA. Os fatores políticos, institucionais e de governança também não tiveram relevância na determinação do erro de previsão fiscal.

REFERÊNCIAS

- ADDISON, John T. TEIXEIRA, P. *Is Portugal Really so Arteriosclerotic? Results from a cross-country analysis of labour adjustment*. ZEW Discussion Paper No. 99-30, Germany, 1999.
- ALESINA, A. PEROTTI, R. “*Budget deficits and budget institutions*”, IMF Working Paper No. 96/52, International Monetary Fund, Washington, DC, 1996.
- ALESINA, A. ROUBINI, N. *Electoral Business Cycles in Industrial Democracies*, European Journal of Political Economy. 9: 1–23, 1993.
- ALESINA, A. TABELLINI, G. *A positive theory of fiscal deficits and government debt*, The Review of Economic Studies, Vol. 57 No. 3, pp. 403-414, 1990.
- ALESINA, A., PEROTTIAND, R., TAVARES, J. *The Political Economy of Fiscal Adjustments*, Brookings Papers on Economic Activity. (1): 197–266, 1998.
- ALTAVILLA, C., CICCARELLI, M. *Inflation Forecasts, Monetary Policy and Unemployment Dynamics: Evidence from the US and the Euro Area*. European Central Bank Working Paper No. 725, 2007.
- ANNETT, A., DECRESSIN, J. DEPPLER, M. *Reforming the stability and growth pact*, IMF Policy Discussion Paper No. 05/2, International Monetary Fund, Washington, DC, 2005.
- AOLFI, M., A. TIMMERMANN. *Persistence of forecasting performance and combination strategies*, Journal of Econometrics, 135, 31-53, 2006.
- ARELLANO, M. BOND, S. *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*, The Review of Economic Studies, Vol. 58 No. 2, pp. 277-297, 1991.
- ARELLANO, M. *Panel Data Econometrics*, Oxford University Press, Oxford, 2003.
- ARELLANO, M., BOVER, O. *Another look at the instrumental-variable estimation of error components models*. Journal of Econometrics 68, 29-52, 1995.
- ARTIS, M., MARCELLINO, M. *Fiscal forecasting: the track record of the IMF, OCDE and EC*, Econometrics Journal, Vol. 4 No. 1, pp. S20-S36, 2001.
- ARTIS, M.J., M. MARCELLINO. *Fiscal Solvency and Fiscal Forecasting in Europe*, CEPR Discussion Paper 1836, 1998.
- ATHEY, S., ATKESON, A. and KEHOE, P. J., *On the optimality of transparent monetary policy*. Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper 613, 2001.
- ATKESON, A.; OHANIAN, L. E. *Are Phillips curves useful for forecasting inflation?* Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review v. 25:1, p. 2–11, 2001.

AUERBACH, A. J. *The U.S. Fiscal Problem: Where We Are, How We Got Here, and Where We're Going*. In *NBER Macroeconomics Annual 1994*, edited by S. Fischer and J. Rotemberg. Cambridge: MIT Press, 141-175, 1994.

AUERBACH, A.J. *Dynamic Revenue Estimation*, *Journal of Economic Perspectives* 10, p.141-157, 1996.

AUERBACH, A.J. *On the Performance and Use of Government Revenue Forecasts*, *National Tax Journal* 52, p.765-782, 1999.

AUERBACH, A.J. *Tax Projections and the Budget: Lessons from the 1980's*, *American Economic Review* 85, p.165-169, 1995.

BAGUESTANI, H., MCNOWN, R. *Forecasting the Federal Budget with Time series Models*, *Journal of Forecasting* 11, p. 127-139, 1992.

BALLABRIGA, F. C., GONZÁLES, L. J. A., JARENÓ, J.A *BVAR Macroeconometric Model for the Spanish Economy: Methodology and results*. Banco de España - Servicio de Estudios Económicos, nº 64 – 2000.

BARRO, R. J., XAVIER SALA-I-MARTIN. *Economic Growth*. New York, McGraw Hill, 1995.

BATES, J.M., GRANGER, C. W. J. *The Combination of Forecasts*. *Operations Research Quarterly*, Vol. 20, pp. 451–68, 1969.

BLINDER, A. *Central Banking in Theory and Practice*, MIT Press, Cambridge, Mass, 2000.

BLINDER, A. S. *Central-Bank Credibility: Why Do We Care? How Do We Built It?* *American Economic Review*, Vol. 90, No. 5, pp (1421-1431). December, 2000.

BLINDER, A.; EHRMANN, M.; FRATZSCHER, M.; de HANN, J.; e JANSEN, D. *Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence*. *Journal of Economic Literature*, 46(4), 910-945, 2008.

BLUNDELL, R., BOND, S. *Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models*, *Journal of Econometrics*, Vol. 87 No. 1, pp. 115-143, 1998.

BOLLERSLEV, T., MIKKELSEN, H. O. *Modeling and Pricing Long Memory in Stock Market Volatility*, *Journal of Econometrics*, nº 73, 151–184, 1996.

BOND, S., HOEFFLER, A., TEMPLE, J. *GMM estimation of empirical growth models*, CEPR Discussion Paper No. 3048, CEPR, London, 2001.

BRETSCHNEIDER, S.I., GORR, W.L. G., GRIZZLE, KLAY, E. *Political and organizational influences on the accuracy of forecasting state government revenues*, *International Journal of Forecasting* 5, p. 307-319, 1989.

BRUCK, T., STEPHAN, A. *Do Eurozone Countries Cheat with their Budget Deficit Forecasts*, *Kyklos* 59, 3-15, 2006.

BRUNILLA, A. e LAHDENPERÄ, H. Inflation-targets: Principal Issues and Practical Implementation. In: Haldane, A.G. (ed.) *Targeting Inflation. Bank of England*, 119-134, 1995.

BRUNO, M. EASTERLY, W. *Inflation Crisis and long run growth. Journal of Monetary Economics*.41, 1998.

BUTI, M., denNOORD, P. van. *Fiscal Policy in EMU: Rules, Discretion and Political Incentives*, Economic Papers European Commission. 206, 2004.

CAMPBELL, B., GHYSELS, E. *Federal Budget Projections: a nonparametric assessment of bias and efficiency*, *Review of Economics and Statistics*77, p. 17-31, 1995.

CAMPBELL, J., PERRON, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. In: Blanchard, O., Fisher, S. (eds.), *Macroeconomics Annual*. The MIT Press, Cambridge, 140-201, 1991.

CECCHETTI, S. G. *Inflation Indicators and Inflation Policy*. NBER Macroeconomics Annual, p. 189-219, 1995.

CECCHETTI, S. G., CHU, R.S., STEINDEL, C. *The Unreliability of Inflation Indicators*. Federal Reserve Bank of New York Current Issues in Economics and Finance, nº6 (4), p. 1-6, 2000.

CHADHA, J., CHARLES NOLAN, C. *Inflation Targeting, Transparency and Interest Rate Volatility: Ditching Monetary Mystique in the U.K*, *Journal of Macroeconomics*, 23, (3), 349-366, 2001.

CHAN, J.C.C. *Moving Average Stochastic Volatility Models with Application to Inflation Forecast*. *Journal of Econometrics*, nº 176(2), p. 162-172, 2013.

CHAN, M. *Modelos de previsão de inflação e estudo da dinâmica inflacionária brasileira*. Dissertação de Mestrado em Finanças e Economia Empresarial, FGV, 2009.

CHORTAREAS, G., STASAVAGE, D. and STERNE, G. *Does it pay to be transparent? International evidence from central bank forecasts*. Bank of England Working Paper 143, 2001.

CHOW, G. LIN, A. L. *Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series*. *The Review of Economics and Statistics*, nº 53, p. 372-75, 1971.

CLARE, A. and COURTENAY, R. *What can we learn about monetary policy transparency from financial market data?* Bundesbank Discussion Paper 06/01, 2001.

CLEMEN, R. T.; WINKLER, R. L. *Combining economic forecasts*. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 4, p. 39-46, 1986.

COHEN, D., FOLLETE, G. *Forecasting Government Taxes and Spending in the United States: An Overview*, paper presented at the 1st centra Workshop on Public Sector Forecasting and Monitoring, Seville 27-28 September 2002.

De MENDONÇA, H. F.; SIMÃO FILHO, J. Economic transparency and effectiveness of monetary policy. *Journal of Economic Studies* (Bradford), v. 34, p. 497-514, 2007.

De MENDONÇA, H.F., dos SANTOS, M. A. L. *Credibilidade da política monetária e a previsão do trade-off entre inflação e desemprego: uma aplicação para o Brasil*. Revista ANPEC, 7(2), p. 293-306, 2006.

de MENDONÇA, H.F., SIMÃO FILHO, J. *Macroeconomic effects due to central bank transparency*. Cato Journal, V. 28, N. 1, 111-130, 2008.

de MENDONÇA, H.F., Simão Filho, J. *Transparência do Banco Central e Mercado financeiro: Evidências para o caso brasileiro*, Brazilian Review of Finance, 9(1), 51-67, 2011.

DEBRUN, X., FARUQUEE, H. Has fiscal behavior changed under the European Economic and Monetary Union? In: *IMF World Economic Outlook*, 103-118, 2004.

DIEBOLD, F.X.; MARIANO, R. *Comparing Predictive Accuracy*. Journal of Business and Economic Statistics, n. 13, p. 253-265, 1995.

DINCER, N., EICHENGREEN, B. *Central Bank Transparency and Independence: Updates and New Measures*. International Journal of Central Banking, Vol. 10 No. 1, 190-252, 2014.

DINCER, N., EICHENGREEN, B. *Central Bank Transparency: Causes, Consequences and Updates*. Theoretical Inquiries in Law 11 (1), 2010.

DOAN, T., LITTERMAN, R. and SIMS, C. *Forecasting and Conditional Projections Using Realistic Prior Distributions*. Econometric Reviews, vol., nº 1, 1-100, 1984.

EHRMANN, Michael; EIJJFINGER, Sylvester; FRATZSCHER, Marcel. The role of central bank transparency for guiding private sector forecasts. **The Scandinavian Journal of Economics**, v. 114, n. 3, p. 1018-1052, 2012.

EIJJFINGER, S. C. and GERAATS, P. M. *How transparent are central banks?* CEPR Discussion Paper 3188, 2002.

EIJJFINGER, S. C., HOEBERICHTS, M. M. *Central bank accountability and transparency: theory and some evidence*, Bundesbank Discussion Paper 06, 2000.

EIJJFINGER, S., GERAATS, P. *How Transparent Are Central Banks?* European Journal of Political Economy 22 (1): 1-22, 2006.

FABRIZIO, S., MODY, A. *Can budget institutions counteract political indiscipline?* Economic Policy, Vol. 21 No. 48, pp. 689-739, 2006.

FEENBERG, D.R., GENTRY, W., GILROY, D., ROSEN, H.S. *Testing the rationality of State Revenue Forecasts*, Review of Economics and Statistics 71, p. 300-308, 1989.

FIGUEIREDO, F. M. R., *Forecasting Brazilian Inflation Using a Large Data Set*. Working Paper Series, Brasília. P. 1-56, December 2010.

FISHER, J.D.M., LIU, C.T., ZHOU, R. *When Can We Forecast Inflation?* Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives, p. 30-42, 2002.

FISHER, STANLEY. *Why are Central Banks Pursuing Long-Run Price Stability?* In Symposium on Achieving Price Stability. Proceedings of a conference held by the Federal Reserve Bank of Kansas City. August 1996.

FRY, M., JULIUS, D., MAHADEVA, L., ROGER, S., STERNE, G. Key Issues in the Choice of Monetary Policy Framework, in (L. Mahadeva e G. Sterne, eds), *Monetary Policy Frameworks in a Global Context*, London: Routledge, 1-216, 2000.

FUJIWARA, I. *Is the central bank's publication of economic forecasts influential?* Economics Letters, No. 89, pp 255 – 261, 2005.

FULLERTON Jr., T.M. *A composite approach to forecasting state government revenues: Case study of the Idaho sales tax*, International Journal of Forecasting 5, p. 373-380, 1989.

GENTRY, W.M. *Do State Revenue Forecasters Utilize Available Information?*, National Tax Journal 42, p. 429-39, 1989.

GERAATS, P. *Central bank transparency*. *The Economic Journal*, v. 112, p. 532-565, November, 2002.

GERAATS, P. M. *Why adopt transparency? The publication of central bank forecasts*. CEPR Discussion Paper 2582, 2000.

GERAATS, P.M. (2002). *Central Bank Transparency*. *The Economic Journal*, 112 (November), F532–F565.

GHOSH, A. E PHILLIPS, S. *Inflation, disinflation and growth*. IMF working paper, 98/68. May 1998.

GRANGER, C., RAMANATHAN, R. *Improved methods of combining forecasts*. Journal of Forecasting, 3, 197.204, 1984.

GREESPAN. A. *Getting the Markets In Synch with Monetary Policy*. Proceedings of the Twenty-Sixth Annual Economic Policy Conference of the Federal Reserve Bank of St. Louis-vol. 84, number 4 July/August 2002.

GÜRKAYNAK, R., LEVIN, A., SWANSON, E. *Does inflation targeting anchor long-run inflation expectations? Evidence from long-term bond yields in the US, UK and Sweden*, Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper No 2006-09, 2006.

GURKAYNAK, R.; SACK, B., SWANSON, E. *The Sensitivity of Long-Term Interest Rates to Economic News: Evidence and Implications for Macroeconomic Models*. American Economic Review, V. 95, N.1, 425-436, 2005.

HALLERBERG, M. *Domestic Budgets in a United Europe. Fiscal Governance from the End of Bretton Woods to EMU*, Ithaca (N.Y.), Cornell University Press, 2004.

HALLERBERG, M., STRAUCH, R., VON HAGEN, J. *The design of fiscal rules and forms of governments in EU countries*, European Journal of Political Economy, Vol. 23 No. 2, pp. 338-359, 2007.

HARVEY, D., LEYBOURNE, S. & NEWBOLD, P. *Testing the equality of prediction mean squared errors*. International Journal of Forecasting, 13, 281-291, 1997.

HARVEY, D., LEYBOURNE, S. & NEWBOLD, P. *Tests for forecast encompassing*. Journal of Business and Economic Statistics, 16, 254-259, 1998.

HENDRY, D. *Econometric modelling with cointegrated variables: an overview*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48, 201-212, 1986.

HERRENDORF, B. *Inflation Targeting as a Way of Precommitment*. Oxford Economic Papers. V. 50, N. 3, July, 431-448, 1998.

HOLDEN, K., PEEL, D. A. *On testing for unbiasedness and efficiency of forecasts*, The Manchester School 63, p. 120–127, 1990.

JANSEN, D., & DE HAAN, J. *Does ECB communication help in predicting its interest rate decisions?* Applied Economics, in press, 2008.

JENNES, B., ARABACKYJ, S. *Budget forecasting records of the federal and provincial governments*, Monthly Economic Review XVII, No. 1, Canada, 1998

JENSEN, H. *Optimal degrees of transparency in monetary policymaking: the case of imperfect information about the cost-push shock*. Mimeo, University of Copenhagen, 2010.

JONUNG, L., LARCH, M. *Fiscal policy in the EU: are official output forecasts biased?*, Economic Policy, July, p. 491-534, 2006.

KAUFMANN, D., KRAAY, A. MASTRUZZI, M. *The worldwide governance indicators: methodology and analytical issues*, World Bank Policy Research Working Paper No. 5430, World Bank, Washington, DC, September, 2010.

KEEREMAN, F. *The track record of the Commission Forecasts*”, Economic Papers 137, 1999.

Kenny, G. Meyler, A. Quinn, T. *Bayesian VAR Models for Forecasting Irish Inflation*, MPRA Paper 11360, University Library of Munich, Germany, 1998.

KOZICKI, S. *Why Do Central Banks Monitor So Many Inflation Indicators?* FRBKC Economic Review, Third Quarter 2001.

KREMERS, J., ERICSSON, N., DOLADO, J. *The power of cointegration tests*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 54, 325-348, 1992.

LAXTON, D., N'DIAYE, P. *Monetary Policy Credibility and the Unemployment-Inflation Trade-Off: Some Evidence from 17 Industrial Countries*, (December 2002). IMF Working Paper, Vol. , pp. 1-40, 2002.

LIMA, E. C. R.; CÉSPEDES, B. J. V. *O desempenho do mercado (Focus) e do Bacen na previsão da inflação: Comparações com modelos lineares univariados*. In: DE PAULA, L. F.

R.; FERREIRA, L. R.; ASSIS, M. (Org.). *Perspectivas para a economia brasileira: Inserção internacional e políticas públicas*. Rio de Janeiro: EDUERJ, 2006.

LITTERMAN, R. *Techniques for Forecasting with Vector Autoregressions*, University of Minnesota, Ph. D. Thesis, 1980.

MAKRIDAKIS, S. G.; WINKLER, R. L. *Averages of Forecasts: Some empirical results*. *Management Science*, v. 29, p. 987-996, 1983.

McCALLUM, B. T. *Monetary Policy Analysis in Models Without Money*. NEBR Working paper No. 8174, March 2001.

MELANDER, A., SISMANIDIS, G, GRENOUILLEAU, D. *The track record of the Commission's forecasts – an update, European Economy, Economic Papers 291, DG ECFIN, European Commission, Brussels, 2007.*

MELLISS, C. *The Treasury forecast record: an evaluation*, ESCR Macroeconomic Modelling Bureau Discussion Paper no. 47, 1996.

MELLISS, C., R. WHITTAKER. *The Treasury forecast record: some new results*, National Institute Economic Review, April, p. 65-79, 1998.

MENDONÇA, H. F. de; SIMÃO FILHO, J. *Economic transparency and effectiveness of monetary policy*. *Journal of Economic Studies (Bradford)*, v. 34, p. 497-514, 2007.

MORRIS, S. SHIN, H.S. *Welfare effects of public information*, Bundesbank Discussion Paper07, 2000.

MOULIN, L., WIERTS, P. *How Credible are Multiannual Budgetary Plans in the EU?*, in *Fiscal Indicators*, p. 983–1005, Bancad'Italia, 2006.

MÜHLEISEN, M., DANNINGER, S., HAUNER, D., KRAJNYÁČEK, K., SUTTON, B. *How do Canadian Budget Forecasts Compare with Those of Other Industrial Countries?*, IMF Working Paper WP/05/66, 2005.

MULLER, P., ZELMER, M. *Greater transparency in monetary policy: impact on financial markets*, Bank of Canada Technical Report 86, 1999.

MUSCATELLI, A. *Optimal inflation contracts and inflation targets with uncertain central bank preferences: accountability through independence?*, *Economic Journal*, V. 108, N. 447, 529–542, 1998.

PINA, A.M., VENES, N. *The political economy of EDP fiscal forecasts: an empirical assessment*, *European Journal of Political Economy*, Vol. 27 No. 3, pp. 534-546, 2011.

PLESKO, G.A. *The accuracy of government forecasts and budget projections*, *National Tax Journal*41, p. 483-501, 1998.

POOLE, W., R., THORNTON, D. *Market Anticipations of Monetary Policy Actions*, Federal Reserve Bank of St. Louis, Review, 84 (July/August), pp. 65-94, 2002.

POSEN, Adam S. *Six Practical Views of Central Bank Transparency*. Senior Fellow, Institute for International Economics, May 6, 2002.

RAPACH, D. E., STRAUSS, J. K., ZHOU, G. *Out-of-Sample Equity Premium Prediction: Combination Forecasts and Links to the Real Economy*. *Review of Financial Studies*, 23(2): 821-862, 2010.

SAREL, M. *Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth*. IMF staff papers. Vol. 43. No 1. March 1996.

SHKURTI, W.J., WINEFORDNER, D. *The politics of state revenue forecasting in Ohio, 1984-1987: A case study and research implications*, *International Journal of Forecasting* 5, p. 361-371, 1989.

SIKLOS, P.L. *Inflation Target Design: Changing Inflation Performance and Persistence in Industrial Countries*. *Review of Federal Reserve Bank of Saint-Louis*, March/April 1999.

STOCK, J., WATSON, M. *Forecasting Inflation*. NBER Working Paper Series. 7023, 1999.
 STOCK, J., WATSON, M. *Forecasting with many predictors*. In: Elliott, G., C.W.J. Granger, A. Timmermann (eds.), *Handbook of economic forecasting*, North-Holland, Vol. 1, 515-554, 2006.

STOCK, J., WATSON, M. *Macroeconomic forecasting using diffusion indexes*. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 147-162, 2002b.

STOCK, J.H., WATSON, M.W. *Forecasting using principal components from a large number of predictors*. *Journal of the American Statistical Association* 97, 1167-1179, 2002a.

STRAUCH, R., HALLERBERG, M., VON HAGEN, J. *Budgetary Forecasts in Europe – The Track Record of Stability and Convergence Programmes*, European Central Bank WP 307, 2004.

SVENSSON, L. E. *Inflation targeting as a monetary policy rule*. *Journal of monetary economics*, 43(3), p. 607-654, 1999.

SVENSSON, L. E. O. *Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets*. *European Economic Review*, n°41, p. 1111- 1146, 1997.

SVENSSON, L. E. O. *What is wrong with Taylor rules? Using judgement in monetary policy through targeting rules*. Mimeo, Princeton University, 2001.

SVENSSON, L. E. O. *What is wrong with Taylor rules? using judgement in monetary policy through targeting rules*. Mimeo, Princeton University, 2001.

TAYLOR, J. B. *Discretion versus Policy Rules in Practice*. *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, n39, p. 195-214, 1993.

TIMMERMANN, A. *Forecast Combinations*. In: ELLIOTT, G.; GRANGER, C. W. J.;

TIMMERMANN, A. *Handbook of Economic Forecasting*. San Diego: North-Holland, v. 1, 2006.

TODD, R.M. *Improving Economic Forecasting with Bayesian Vector Autoregression*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review, 1984.

TOÉ, M. D. *Modèles de Prévision de L'inflation dans les Pays Membres de L'UEMOA*. BCEAO, DPEE, BP 116, Dakar-Senegal, Decembre 2010.

TOURÉ M. *Une méthode de prévision des prix: application à l'indice des prix à la consommation des ménages à Bamako*, (504), Juin 2010.

TROGO, R. A., ROTATTORI, W. L. C., DE MENDONÇA, H. F., SIMÃO FILHO, J. *Central bank opacity and inflation uncertainty: Effects in a large emerging economy*, Journal of Economic Studies, Vol. 44 Issue: 2, pp.313-328, 2017.

VON HAGEN, J. *Budgeting procedures and fiscal performance in the European communities*, Economic Paper No. 96, Commission of the European Communities, Directorate General for Economic Affairs, Brussels, 1992.

VON HAGEN, J. *Sticking to fiscal plans: the role of institutions*, Public Choice, Vol. 144 No. 3, pp. 487-503, 2010.

VON HAGEN, J., HARDEN, I. 1996. *Budget processes and commitment to fiscal discipline*. IMF Working Paper, 1996.

VON HAGEN, J., HARDEN, I. J. *Budget Processes and Commitment to Fiscal Discipline*" European Economic Review 39 (April): 771-79, 1995.

WALSH C. E. *Transparency in monetary policy*, FRBSF Economic Letter, pp 2001–26, September 7, 2001.

WALSH, C. E. *Announcements, inflation targeting and central bank incentives*. *Economica*, vol.66, pp. 255–69, 1999.

WALSH, C. E. *Speed Limit Policies: The Output Gap and Optimal Monetary Policy*, *American Economic Review*, 93(1), pp. 265-278, March 2003a.

WOODFORD, M. *Central-Bank Communication and Policy Effectiveness*. NBER Working Paper No. 11898, December 2005.

WOODFORD, M. *Interest and Prices Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton Univ. Press, Princeton, 2003.

WYPLOSZ, C. AND KOSTRUP, S. *A Common Pool Theory of Supranational Deficit Ceilings*. *European Economic Review*, Vol. 54, pp. 269–278, 2010.

APÊNDICE A: DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

- *Setor externo*

Este setor capta a influência das decisões de agentes econômicos não residentes na zona da UEMOA, tendo em conta que as últimas décadas foram marcadas pela grande abertura das economias aos mercados externos, o que possibilitou um aumento considerável da inter-relação entre as variáveis domésticas e internacionais. Desta forma, torna-se necessário incluir no modelo algumas variáveis que refletem explicitamente o ambiente externo. Assim, o modelo inclui medidas de preços externos (taxa de câmbio efetivo e inflação francesa).

A taxa de câmbio e a inflação francesa foram incluídas por dois motivos. Primeiro, porque são variáveis que condicionam a política monetária. Em segundo lugar, ambos são transmissores de efeitos dos preços externos sobre o poder de compra da economia.

O índice harmonizado de preço ao consumidor na França (obtido na base de dados do BCE) é usado como *proxy* para a inflação importada: esta escolha se justifica pelo fato de que a França é o principal parceiro comercial da UEMOA e a forte correlação entre o índice da França e o da zona do euro como um todo. Assim, um aumento do índice harmonizado de preço do consumidor da França tenderia a aumentar a inflação da zona da UEMOA.

A taxa de câmbio é usada como indicativa da competitividade da economia da zona da UEMOA. Portanto, nesta perspectiva da competitividade, a medida de câmbio mais apropriado é a taxa de câmbio multilateral. A taxa de câmbio efetiva real da UEMOA é calculada como uma média ponderada (pelo peso da intensidade das trocas comerciais) dos índices cambiais com os diversos parceiros da UEMOA. Uma diminuição da taxa de câmbio efetiva real (obtida na base de dados da BCEAO) reflete uma desvalorização do franco CFA em relação às moedas dos países parceiros. Então, uma valorização cambial impactaria negativamente a inflação.

As medidas dos preços das commodities (índice de preço do petróleo e índice de preço da matéria prima agrícola) foram incluídas para capturar o efeito da inflação importada do resto do mundo. O índice de preço do petróleo (conseguido da base de dados do IFS) por ser um importante componente do custo de geração da energia na zona da UEMOA e o índice de preço da matéria prima (excluindo o petróleo – conseguido da base de dados do IFS), igualmente por compor uma parte importante do custo de produção agrícola na zona da UEMOA. Portanto, a variação desses preços pode ser importante na explicação da inflação da

UEMOA. Logo, o aumento do preço das commodities elevaria a inflação na zona da UEMOA.

- ***Setor monetário***

O setor monetário se refere às decisões da autoridade monetária (Banco Central da UEMOA – BCEAO) e das instituições financeiras. As relações inerentes a esse setor podem ser capturadas pela variação da taxa de juros e ou do estoque monetário. A taxa de juros é o principal instrumento da política monetária da zona da UEMOA²⁸ e é fundamental na determinação das decisões de consumo e investimento de agentes econômicos.

No caso da zona da UEMOA existem duas taxas de juros diretores – taxa de juros mínima semanal de oferta no mercado de balcão e a taxa de empréstimo marginal, ou taxa marginal, que é a taxa overnight que o Banco Central empresta liquidez aos bancos. Entretanto, por razões de disponibilidade de dados, a taxa de juros marginal (obtida na base de dados do BCEAO) é usada neste trabalho para caracterizar a política monetária e seu efeito sobre as decisões de gastos dos agentes econômicos. Neste caso, o aumento da taxa de juros acarretaria a queda da inflação.

A utilização da variável de estoque monetário (M3 – obtido na base de dados do BCEAO) neste estudo é associada ao fato de que, embora a taxa de juros seja o principal instrumento da política monetária, o estoque de moeda é tido como objetivo intermediário da política monetária na zona da UEMOA. Assim, um aumento da oferta monetária levaria a um aumento da inflação.

- ***Setor público***

As atividades do setor público são diversas e complexas. Entretanto, podem ser aproximadas pelo seu aspecto orçamentário, que pode, por sua vez, ser representado pelo déficit orçamentário, mas por uma questão de disponibilidade de dados, este estudo usa a série receita fiscal para representar o efeito da atuação do setor público sobre a atividade econômica e conseqüentemente a inflação. Portanto, um aumento da receita fiscal causaria queda na inflação.

²⁸Desde 2010.

- ***Setor privado (não monetário)***

Esse setor representa as decisões dos agentes domésticos nos mercados de bens e serviços, bem como no mercado de trabalho. Para tal, foram selecionadas as variáveis de atividade, a não inclusão da série salarial, com o propósito de representar a dinâmica do mercado de trabalho está relacionada dificuldade de disponibilidade de dados. O índice de produção industrial (obtido na base de dados do BCE) e o nível de crédito real à economia (obtido na base de dados da UEMOA) foram incluídos como variáveis para refletir o impacto da atividade real da economia na inflação.

APÊNDICE B – Testes da raiz unitária

Tabela 2.7: Teste Dickey-Fuller aumentado nas variáveis em nível

Hipótese nula: série tem raiz unitária

Amostra: 1997M01 - 2015M12

| Variável dependente | Variável exógena | Estatística t |
|---------------------|------------------------------|---------------|
| $ihpc\psi$ | Constante e tendência linear | -2.828481*** |
| $ihpc\zeta$ | Constante e tendência linear | -1.529335*** |
| ipi | Constante e tendência linear | -1.060137*** |
| ipp | Constante e tendência linear | -1.929234*** |
| $ipmp$ | Constante e tendência linear | -2.550901*** |
| cer | Constante e tendência linear | -0.502587*** |
| cre | Constante | 1.412008*** |
| $m3$ | Constante e tendência linear | -1.458824*** |
| rf | Constante e tendência linear | -0.166327*** |
| tj | Constante e tendência linear | -1.970493*** |

Fonte: Elaboração própria

Tabela 2.8: Teste Dickey-Fuller aumentado nas variáveis em diferença

Hipótese nula: série tem raiz unitária

Amostra: 1997M01 - 2015M12

| Variável dependente | Variável exógena | Estatística t |
|---------------------|------------------------------|---------------|
| $\Delta ihpc\psi$ | Constante e tendência linear | -4.030531*** |
| $\Delta ihpc\zeta$ | Constante e tendência linear | -5.593885*** |
| Δipi | Constante e tendência linear | -9.177771*** |
| Δipp | Constante e tendência linear | -6.036443*** |
| $\Delta ipmp$ | Constante e tendência linear | -4.680552*** |
| Δcer | Constante e tendência linear | -2.957457 |
| Δcre | Constante | -2.09505** |
| $\Delta m3$ | Constante e tendência linear | -2.964505 |
| Δrf | Constante e tendência linear | -3.678008** |
| Δtj | Constante e tendência linear | -5.032496*** |

Fonte: Elaboração própria

Tabela 2.9: Teste Phillips-Perron nas variáveis em nível
 Hipótese nula: série tem raiz unitária
 Amostra: 1997M01 - 2015M12

| Variável dependente | Variável exógena | Estatística t |
|---------------------|------------------------------|---------------|
| $ihpcw$ | Constante e tendência linear | -1.505201*** |
| $ihpcj$ | Constante e tendência linear | -1.687527*** |
| ipi | Constante e tendência linear | -3.037308*** |
| ipp | Constante e tendência linear | -1.524411*** |
| $ipmp$ | Constante e tendência linear | -1.887587*** |
| cer | Constante e tendência linear | 2.790758*** |
| cre | Constante | 0.995757*** |
| $m3$ | Constante e tendência linear | 0.78319*** |
| rf | Constante e tendência linear | 1.32845*** |
| tj | Constante e tendência linear | -1.73002*** |

Fonte: Elaboração própria

Tabela 2.10: Teste Phillips-Perron nas variáveis em diferença
 Hipótese nula: série tem raiz unitária
 Amostra: 1997M01 - 2015M12

| Variável dependente | Variável exógena | Estatística t |
|---------------------|------------------------------|---------------|
| $\Delta ihpcw$ | Constante e tendência linear | -10.448800*** |
| $\Delta ihpcj$ | Constante e tendência linear | -12.16036*** |
| Δipi | Constante e tendência linear | -21.42095*** |
| Δipp | Constante e tendência linear | -10.59207*** |
| $\Delta ipmp$ | Constante e tendência linear | -10.5073*** |
| Δcer | Constante e tendência linear | -10.0194*** |
| Δcre | Constante | 4.442138*** |
| $\Delta m3$ | Constante e tendência linear | -9.010905*** |
| Δrf | Constante e tendência linear | -7.414653*** |
| Δtj | Constante e tendência linear | -15.54448*** |

Fonte: Elaboração própria

Tabela 2.11: Teste Kunitwsky-Phillips-Schmidt-Shinnas variáveis em nível

Hipótese nula: série é estacionária

Amostra: 1997M01 - 2015M12

| Variável dependente | Variável exógena | Estatística t |
|---------------------|------------------------------|---------------|
| $ihpcw$ | Constante e tendência linear | 0.408817*** |
| $ihpcj$ | Constante e tendência linear | 0.333543*** |
| ipi | Constante e tendência linear | 0.407973*** |
| ipp | Constante e tendência linear | 0.273074*** |
| $ipmp$ | Constante e tendência linear | 0.402406*** |
| cer | Constante e tendência linear | 1.02387*** |
| cre | Constante | 1.283679*** |
| $m3$ | Constante e tendência linear | 1.034129*** |
| rf | Constante e tendência linear | 0.98186*** |
| tj | Constante e tendência linear | 0.397338*** |

Fonte: Elaboração própria

Tabela 2.12: Teste Kunitwsky-Phillips-Schmidt-Shinnas variáveis em diferença

Hipótese nula: série é estacionária

Amostra: 1997M01 - 2015M12

| Variável dependente | Variável exógena | Estatística t |
|---------------------|------------------------------|---------------|
| $\Delta ihpcw$ | Constante e tendência linear | 0.116465*** |
| $\Delta ihpcj$ | Constante e tendência linear | 0.257132*** |
| Δipi | Constante e tendência linear | 0.070173*** |
| Δipp | Constante e tendência linear | 0.097017*** |
| $\Delta ipmp$ | Constante e tendência linear | 0.187332*** |
| Δcer | Constante e tendência linear | 0.307401 |
| Δcre | Constante | 0.319406*** |
| $\Delta m3$ | Constante e tendência linear | 0.104524*** |
| Δrf | Constante e tendência linear | 0.122951** |
| Δtj | Constante e tendência linear | 0.091107*** |

Fonte: Elaboração própria

APÊNDICE C – Funções de Autocorrelação, Autocorrelação Parcial e estatísticas Ljung-Box

Tabela 2.13: Funções de autocorrelação, autocorrelação parcial e estatísticas Ljung-Box do modelo ARMA(1,1)

| Autocorrelation | PartialCorrelation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
|-----------------|--------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| . . | . . | 1 | -0.046 | -0.046 | 0.4861 | |
| . . | . . | 2 | -0.017 | -0.019 | 0.5541 | |
| . . | . . | 3 | 0.005 | 0.003 | 0.5600 | 0.454 |
| . . | . . | 4 | 0.010 | 0.010 | 0.5822 | 0.747 |
| . . | . . | 5 | 0.012 | 0.013 | 0.6160 | 0.893 |
| . . | . . | 6 | 0.013 | 0.015 | 0.6573 | 0.956 |
| . . | . . | 7 | 0.014 | 0.015 | 0.7018 | 0.983 |
| . . | . . | 8 | 0.015 | 0.017 | 0.7581 | 0.993 |
| . . | . . | 9 | 0.020 | 0.022 | 0.8568 | 0.997 |
| . . | . . | 10 | 0.016 | 0.018 | 0.9177 | 0.999 |
| . . | . . | 11 | 0.019 | 0.020 | 1.0013 | 0.999 |
| *** . | *** . | 12 | -0.452 | -0.453 | 50.501 | 0.000 |
| . . | . . | 13 | 0.007 | -0.042 | 50.514 | 0.000 |
| . . | . . | 14 | 0.001 | -0.020 | 50.514 | 0.000 |
| . . | . . | 15 | 0.002 | 0.008 | 50.515 | 0.000 |
| . . | . . | 16 | -0.008 | 0.004 | 50.530 | 0.000 |
| . . | . . | 17 | -0.013 | 0.001 | 50.571 | 0.000 |
| . . | . . | 18 | -0.015 | -0.000 | 50.626 | 0.000 |
| . . | . . | 19 | -0.016 | -0.001 | 50.689 | 0.000 |
| . . | . . | 20 | -0.015 | 0.002 | 50.747 | 0.000 |
| . . | . . | 21 | -0.012 | 0.011 | 50.782 | 0.000 |
| . . | . . | 22 | -0.020 | -0.008 | 50.881 | 0.000 |
| . . | . . | 23 | -0.031 | -0.030 | 51.131 | 0.000 |
| * . | **** . | 24 | -0.182 | -0.495 | 59.650 | 0.000 |
| . . | * . | 25 | -0.003 | -0.098 | 59.652 | 0.000 |
| . . | . . | 26 | -0.001 | -0.044 | 59.652 | 0.000 |
| . . | . . | 27 | 0.004 | 0.032 | 59.656 | 0.000 |
| . . | . . | 28 | -0.001 | 0.029 | 59.656 | 0.000 |
| . . | . . | 29 | -0.002 | 0.021 | 59.657 | 0.000 |
| . . | . . | 30 | -0.002 | 0.014 | 59.658 | 0.000 |
| . . | . . | 31 | -0.002 | 0.012 | 59.659 | 0.001 |
| . . | . . | 32 | -0.002 | 0.015 | 59.660 | 0.001 |
| . . | . . | 33 | -0.004 | 0.026 | 59.664 | 0.001 |
| . . | . . | 34 | -0.013 | -0.043 | 59.711 | 0.002 |
| . . | * . | 35 | -0.027 | -0.136 | 59.906 | 0.003 |
| . *** | . . | 36 | 0.410 | 0.067 | 105.69 | 0.000 |

Tabela 2.14: Funções de autocorrelação, autocorrelação parcial e estatísticas Ljung-Box do modelo EGARCH-M(1,1)

| Autocorrelation | PartialCorrelation | AC | PAC | Q-Stat | Prob* | |
|-----------------|--------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| . . | . . | 1 | -0.015 | -0.015 | 0.0537 | 0.817 |
| . . | . . | 2 | -0.026 | -0.026 | 0.2108 | 0.900 |
| . . | . . | 3 | -0.027 | -0.027 | 0.3754 | 0.945 |
| . . | . . | 4 | -0.027 | -0.029 | 0.5468 | 0.969 |
| . . | . . | 5 | -0.028 | -0.030 | 0.7268 | 0.981 |
| . . | . . | 6 | -0.028 | -0.031 | 0.9092 | 0.989 |
| . . | . . | 7 | -0.028 | -0.032 | 1.0887 | 0.993 |
| . . | . . | 8 | -0.027 | -0.032 | 1.2593 | 0.996 |
| . . | . . | 9 | -0.026 | -0.032 | 1.4188 | 0.998 |
| . . | . . | 10 | -0.022 | -0.029 | 1.5339 | 0.999 |
| . . | . . | 11 | -0.017 | -0.025 | 1.6016 | 0.999 |
| *** | ** | 12 | 0.357 | 0.351 | 32.352 | 0.001 |
| . . | . . | 13 | -0.020 | -0.017 | 32.449 | 0.002 |
| . . | . . | 14 | -0.023 | -0.013 | 32.581 | 0.003 |
| . . | . . | 15 | -0.026 | -0.016 | 32.747 | 0.005 |
| . . | . . | 16 | -0.025 | -0.015 | 32.898 | 0.008 |
| . . | . . | 17 | -0.025 | -0.015 | 33.050 | 0.011 |
| . . | . . | 18 | -0.025 | -0.015 | 33.207 | 0.016 |
| . . | . . | 19 | -0.025 | -0.016 | 33.368 | 0.022 |
| . . | . . | 20 | -0.026 | -0.017 | 33.532 | 0.029 |
| . . | . . | 21 | -0.026 | -0.019 | 33.705 | 0.039 |
| . . | . . | 22 | -0.024 | -0.019 | 33.845 | 0.051 |
| . . | . . | 23 | -0.021 | -0.019 | 33.958 | 0.066 |
| * | . . | 24 | 0.124 | -0.011 | 37.897 | 0.036 |
| . . | . . | 25 | -0.014 | -0.009 | 37.949 | 0.047 |
| . . | . . | 26 | -0.022 | -0.017 | 38.069 | 0.060 |
| . . | . . | 27 | -0.027 | -0.020 | 38.253 | 0.074 |
| . . | . . | 28 | -0.027 | -0.022 | 38.438 | 0.090 |
| . . | . . | 29 | -0.027 | -0.023 | 38.628 | 0.109 |
| . . | . . | 30 | -0.027 | -0.024 | 38.827 | 0.130 |
| . . | . . | 31 | -0.028 | -0.025 | 39.033 | 0.152 |
| . . | . . | 32 | -0.028 | -0.025 | 39.242 | 0.177 |
| . . | . . | 33 | -0.028 | -0.025 | 39.455 | 0.204 |
| . . | . . | 34 | -0.027 | -0.026 | 39.647 | 0.233 |
| . . | . . | 35 | -0.017 | -0.017 | 39.730 | 0.267 |
| *** | *** | 36 | 0.424 | 0.430 | 88.743 | 0.000 |

APÊNDICE D: Resultado dos modelos estimados

Tabela 2.15: Modelo estimado ARMA(1,1)

Variável dependente: ihpcw

Método de estimação: Máxima Verossimilhança (OPG – BHHH)

| Variável | Coefficiente | Desvio-pad. | Estatística t |
|---------------------------|--------------|-------------|---------------|
| AR(1) | 0.953163 | 0.026880 | 35.46020*** |
| MA(1) | -0.651945 | 0.050478 | -12.91545*** |
| SIGMASQ | 0.058053 | 0.001607 | 36.12570*** |
| Teste de diagnóstico | | | |
| Teste Jarque-Bera | 14542.39 | | 0.0000 |
| Teste ARCH: Obs*R-squared | 0.573573 | | 0.4488 |

Fonte: Elaboração própria

Tabela 2.16: Modelo estimado EGARCH(1,1)

| Variável | Coefficiente | Desvio-pad. | Estatística t |
|------------------------------|--------------|-------------|---------------|
| @SQRT(GARCH) | 0.988201 | 0.132464 | 7.460146 *** |
| AR(1) | 0.577191 | 0.038357 | 15.04775 *** |
| MA(1) | -0.076277 | 0.042856 | -1.779846* |
| Equação da Variância | | | |
| C(5) | -3.786994 | 0.124157 | -30.50177 *** |
| C(6) | 1.200678 | 0.102589 | 11.70372 *** |
| C(7) | 0.710048 | 0.080848 | 8.782540 *** |
| C(8) | -0.030171 | 0.035206 | -0.856974 |
| Teste de diagnóstico | | | |
| Teste ARCH LM: Obs*R-squared | 0.052765 | | 0.8183 |
| Teste Jarque-Bera | 16.216.20 | | 0.0000 |

Fonte: Elaboração própria

Tabela 2.17: Modelo estimado VAR Bayesiano

| Variável | Coefficiente |
|---------------------|--------------------------|
| $ihpcw_{t-1}$ | 0.185172* [3.30823] |
| $ihpcw_{t-2}$ | 0.080548** [2.01490] |
| $ihpcf_{t-1}$ | 0.149285* [1.90596] |
| $ihpcf_{t-2}$ | 0.109948* [1.96936] |
| $lipi_{t-1}$ | -0.371851 [-1.69610] |
| $lipi_{t-2}$ | -0.003821 [-0.02061] |
| $lcre_{t-1}$ | -0.153481 [-0.85089] |
| $lcre_{t-2}$ | -0.029986* [-0.31273] |
| irf_{t-1} | -0.654005 [-0.38979] |
| irf_{t-2} | 0.474012 [0.27970] |
| tj_{t-1} | -0.024411* [-0.25528] |
| tj_{t-2} | -0.052254* [-0.56917] |
| C | 4.542157 [2.55097] |
| R-quadrado | 0.234878 |
| R-quadrado ajustado | 0.189649 |
| Erro padrão | 0.243648 |
| Estatística – F | 5.193089 |

OBS: Estatística t entre colchetes []

Figura 2.1: Função impulso resposta do modelo BVAR

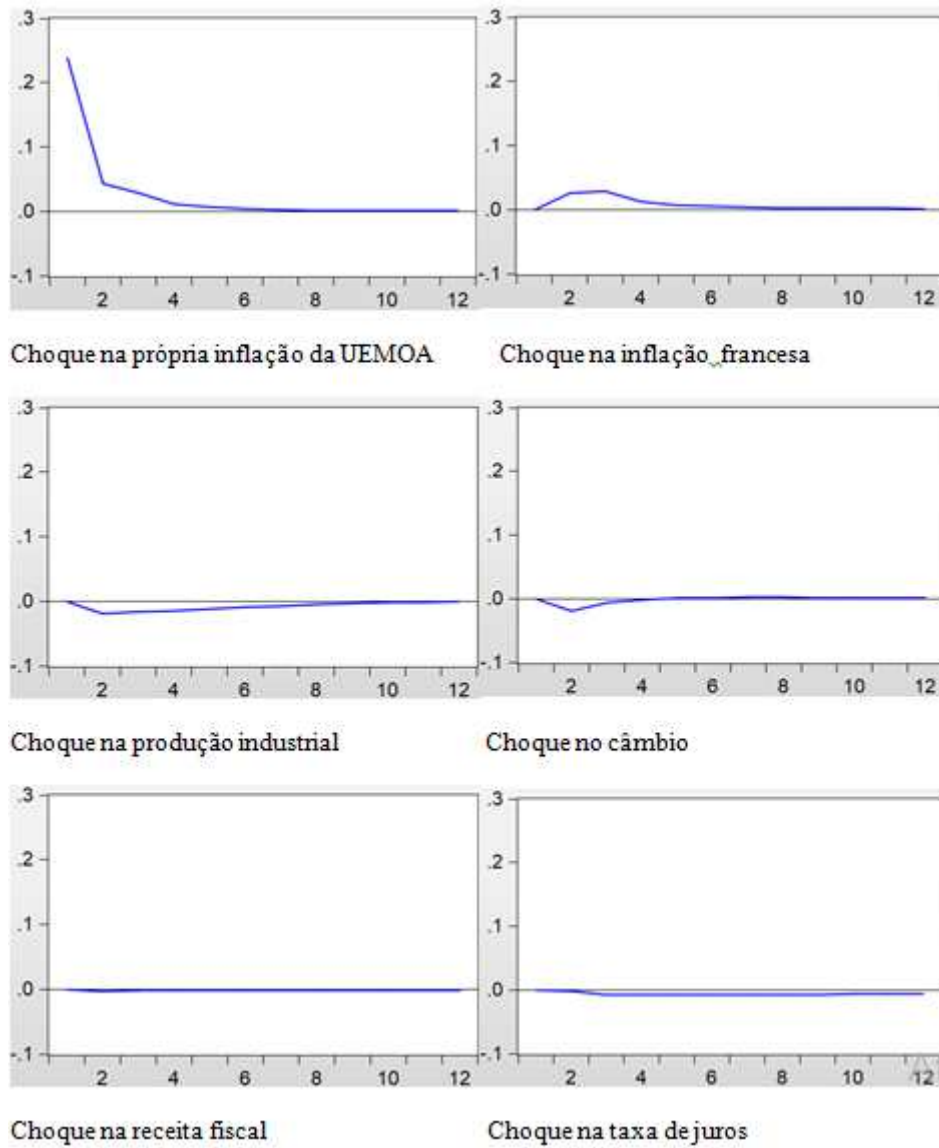


Tabela 2.18: Decomposição da variância – Modelo BVAR

| Período | Choque no IW | Choque na IF | Choque na PI | Choque no CRE | Choque na RF | Choque na TJ |
|---------|--------------|--------------|--------------|---------------|--------------|--------------|
| 1 | 100.0000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 2 | 97.63124 | 1.130247 | 0.615821 | 0.593508 | 0.019835 | 0.009345 |
| 3 | 95.80659 | 2.427485 | 0.999022 | 0.646515 | 0.026363 | 0.094029 |
| 4 | 95.12911 | 2.663904 | 1.348544 | 0.643738 | 0.032806 | 0.181895 |
| 5 | 94.73684 | 2.739695 | 1.563007 | 0.641947 | 0.039064 | 0.279450 |
| 6 | 94.47056 | 2.770810 | 1.695780 | 0.644877 | 0.045281 | 0.372695 |
| 7 | 94.28015 | 2.786836 | 1.770954 | 0.649533 | 0.051364 | 0.461167 |
| 8 | 94.13771 | 2.796012 | 1.810965 | 0.654068 | 0.057348 | 0.543896 |
| 9 | 94.02539 | 2.801934 | 1.830333 | 0.657837 | 0.063253 | 0.621253 |
| 10 | 93.93205 | 2.806055 | 1.838329 | 0.660774 | 0.069094 | 0.693699 |
| 11 | 93.85079 | 2.809057 | 1.840508 | 0.663002 | 0.074883 | 0.761756 |
| 12 | 93.77742 | 2.811298 | 1.840077 | 0.664677 | 0.080633 | 0.825894 |

Fonte: Elaboração própria

Tabela 2.19: Modelo de correção do erro – Regressão de Cointegração

Variável dependente: $ihpcw_t$

Método de estimação: Mínimos Quadrados Ordinários

| Variável | Coefficiente | Desvio-pad. | Estatística t |
|-----------|--------------|-------------|---------------|
| C | -70.52400 | 3.590848 | -19.63993*** |
| $ihpcf_t$ | 1.008034 | 0.024678 | 40.84772*** |
| cre_t | 0.004839 | 0.002245 | 2.155020** |
| cer_t | -8.54E-07 | 3.41E-07 | -2.506801** |
| ipi_t | -0.075422 | 0.010087 | -7.476832*** |
| $ipmp_t$ | -0.072134 | 0.013414 | -5.377432*** |
| ipp_t | 0.045344 | 0.006400 | 7.085129*** |
| $m3_t$ | 1.79E-06 | 2.30E-07 | 7.770421*** |
| rf_t | -0.001762 | 0.000515 | -3.424134*** |
| tj_t | 0.123227 | 0.122833 | 1.003209*** |

| | | | |
|---------------------|-----------|-----------------------|--------------|
| R-quadrado | 0.992452 | Críter. Info. Akaike | 2.982210 |
| R-quadrado ajustado | 0.992176 | Críter. Info. Schwarz | 3.117579 |
| Erropadrão | 1.054250 | Críter. Hannan-Quinn | 3.036828 |
| Log Máximaveros. | -330.9720 | ADF | -3.898402*** |
| CRDW | 0.278356 | Phillips-Perron | -4.666628*** |

Fonte: Elaboração própria

Tabela 2.20: Testes de raiz unitária no termo do erro

| Amostra: 1997M01 - 2015M12 | | | |
|----------------------------|---------------------|------------------|---------------|
| Teste | Variável dependente | Variável exógena | Estatística t |
| ADF | | Constante | -3.898402*** |
| Phillips-Perron | ECT | Constante | -4.666628*** |
| KPSS | | Constante | 0.139829*** |

Fonte: Elaboração própria

Tabela 2.21: Modelo de correção do erro – Regressão do curto prazo

Variável dependente: $\Delta ihpc_t$

Método de estimação: Mínimos Quadrados Ordinários

| Variável | Coefficiente | Desvio-pad. | Estatística t |
|--------------------------------|--------------|-----------------------|---------------|
| $\Delta ihpcw_{t-2}$ | 0.346193 | 0.055177 | 6.274194*** |
| $\Delta ihpcf_{t-2}$ | 0.521406 | 0.080691 | 6.461731*** |
| $\Delta ihpcf_{t-5}$ | 0.177674 | 0.079518 | 2.234389** |
| Δipi_t | 0.007636 | 0.002708 | 2.819940*** |
| $\Delta ipin_{t-7}$ | -0.009450 | 0.002709 | -3.488706*** |
| $\Delta im3_{t-2}$ | 6.05E-07 | 1.60E-07 | 3.776924*** |
| Δrft_t | -0.001659 | 0.000392 | -4.226965*** |
| Δect_{t-2} | -0.042026 | 0.013913 | -3.020651*** |
| R-quadrado | 0.351497 | Crater. Info. Akaike | -0.390580 |
| R-quadrado ajustado | 0.330084 | Crater. Info. Schwarz | -0.267176 |
| Erro padrão | 0.195524 | Crater. Hannan-Quinn | -0.340746 |
| Log Máximaveros. | 50.96382 | | |
| Estatística DW | 1.773533 | | |
| Teste de diagnóstico | | | |
| Teste LM: Obs*R-squared | | 16.63785 | 0.0828 |
| Teste ARCH: Obs*R-squared | | 0.176577 | 0.9155 |
| Teste de Harvey: Obs*R-squared | | 6.767093 | 0.5620 |
| Teste norm. (Jarque-Bera) | | 2716.131 | 0.0000 |

Fonte: Elaboração Própria

APÊNDICE E: Estatísticas de diferença e abrangência entre as previsões

O teste Diebold-Mariano modificado, proposto por Harvey *et al.* (1997) foi utilizado, com o propósito de verificar se as estimativas dos modelos são estatisticamente diferentes entre si. O teste compara a diferença entre os erros de previsão, através de uma função quadrática, $L(\mathbf{e})$, tal que $(\mathbf{e}_{x_t}, \mathbf{e}_{z_t})$, $t = 1, \dots, n$ representa um par de previsões diferentes.

em que

$$L(\mathbf{e}_{x_t}) = \sum_{t=1}^T (y_t - x_t^p)^2 \quad (2.16)$$

e

$$L(\mathbf{e}_{z_t}) = \sum_{t=1}^T (y_t - z_t^p)^2 \quad (2.17)$$

$L(\mathbf{e}_{x_t})$ representa os erros de previsão do modelo Naïve e $L(\mathbf{e}_{z_t})$ corresponde aos erros de previsão do modelo a ser comparado (z_t^p). A hipótese nula do teste é de que os modelos são igualmente acurados, ou seja:

$$H_0: E[L(\mathbf{e}_{x_t}) - L(\mathbf{e}_{z_t})] = 0 \quad (2.18)$$

A estatística do teste se baseia na média amostral observada, isto é: $\bar{d} = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T d_t$

e é dada por: a covariância da série de perda diferencial é estacionária. O teste DM tem distribuição assintótica normal padrão sob a hipótese nula de igual acurácia preditiva. A estatística de teste é:

$$MDM = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\hat{V}(\bar{d})}} \left(T^{-\frac{1}{2}} [T + 1 - 2h + T^{-1}h(h-1)]^{1/2} \right) \quad (2.19)$$

$\hat{V}(\bar{d})$ é uma estimativa consistente da variância assintótica de \bar{d} . Assumindo que as previsões h passos à frente apresentam até a ordem $h-1$, tem-se que:

$$\hat{V}(\bar{d}) \approx \frac{1}{T} \left(\gamma_0 + 2 \sum_{i=1}^{h-1} \gamma_i \right) \quad (2.20)$$

em que γ_i é a i -ésima autocovariância de \bar{d} , estimada por

$$\hat{\gamma}_i = T^{-1} \sum_{t=i+1}^T (d_t - \bar{d})(d_{t-i} - \bar{d}).$$

Para a combinação das previsões, em primeiro lugar, foram determinados os pesos w^i , considerando cada um dos modelos, assim:

$$y_{t+h}^c = w^1 y_{t+h}^1 + w^2 y_{t+h}^2 + \dots + w^N y_{t+h}^N \quad (2.21)$$

em que $y_{t+h}^i, i = 1, \dots, N$ é a previsão do modelo i .

Tabela 2.22: Estatística do teste Diebold-Mariano modificado

| Período | Amostra | ESTATISTICAS mDM 12 PASSOS A FRENTE | | | | | | | | | |
|---------|-----------------|-------------------------------------|-------|--------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | | NA-AR | NA-EG | NA-ECM | NA-BVAR | AR-EG | AR-ECM | AR-BVAR | EG-ECM | EG-BVAR | ECM-BVAR |
| ANTES | 2002:01-2011:03 | 8.115 | 9.059 | 2.530 | 1.217 | 4.684 | -0.799 | -4.280 | -1.543 | -5.023 | -1.989 |
| DEPOIS | 2011:04-2015:12 | 6.063 | 6.456 | -2.626 | -0.242 | 2.103 | -6.294 | -4.366 | -6.386 | -4.495 | 1.995 |
| Período | Amostra | ESTATISTICAS mDM 18 PASSOS A FRENTE | | | | | | | | | |
| | | NA-AR | NA-EG | NA-ECM | NA-BVAR | AR-EG | AR-ECM | AR-BVAR | EG-ECM | EG-BVAR | ECM-BVAR |
| ANTES | 2002:01-2011:03 | 4.471 | 5.321 | 2.913 | -0.144 | 5.243 | 0.784 | -3.750 | 0.102 | -4.297 | -3.321 |
| DEPOIS | 2011:04-2015:12 | 5.973 | 4.980 | -3.999 | 1.495 | 1.700 | -6.511 | -0.922 | -7.202 | -1.232 | 4.537 |
| Período | Amostra | ESTATISTICAS Mdm 24 PASSOS A FRENTE | | | | | | | | | |
| | | NA-AR | NA-EG | NA-ECM | NA-BVAR | AR-EG | AR-ECM | AR-BVAR | EG-ECM | EG-BVAR | ECM-BVAR |
| ANTES | 2002:01-2011:03 | 3.445 | 3.843 | 2.130 | -1.582 | 2.724 | 0.737 | -4.697 | 0.450 | -4.855 | -4.030 |
| DEPOIS | 2011:04-2015:12 | 4.952 | 5.252 | -3.276 | 0.509 | -0.825 | -4.568 | -0.567 | -4.290 | -0.501 | 2.756 |

Obs: Nível de significância - 5%, T - 111 e 57--; Graus de liberdade - 110 e 56; Estatística t - 2.0301

Fonte: Elaboração própria

Tabela 2.23: Teste de abrangência entre os modelos

| Teste mHLN - Encompassing para previsão 12 passos a frente - período antes da meta de inflação (2002:01 - 2011:03) | | | | | | | | | | |
|---|----------------------------------|--|---------------------------------------|------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|-------------------------------------|---------------------------|--------------------------------|-----------------------|
| Estatística do teste | ECM abrangeEGARCH- M(1,1)? | ECM abrange ARMA(1,1)? | ECM abrange BVAR? | ECM abrangeNAIVE? | EGARCH-M(1,1) abrangeARMA(1,1)? | EGARCH-M(1,1) abrangeBVAR(1,1)? | EGARCH- M(1,1) abrange NAIVE? | ARMA(1,1) abrangeBVAR? | ARMA(1,1) abrange NAIVE? | BVAR abrangeNAIVE? |
| Estatística t | NA | NA | NA | NÃO | NÃO | NÃO | NÃO | NÃO | NÃO | NA |
| Estatística t | | | | 5.292 | -3.781 | 3.807 | -4.558 | 3.059 | -2.832 | |
| Teste mHLN - Encompassing para previsão 12 passos a frente - período depois da meta de inflação (2011:04 - 2015:12) | | | | | | | | | | |
| Estatística do teste | EGARCH-M(1,1) abrangeARMA? | EGARCH- M(1,1) abrange NAIVE? | EGARCH- M(1,1) abrange BVAR? | EGARCH-M(1,1) abrangeECM? | ARMA(1,1) abrangeNAIVE(1,1)? | ARMA(1,1) abrangeBVAR(1,1)? | ARMA(1,1) abrange ECM? | NAIVE abrangeBVAR? | NAIVE abrange ECM? | BVAR abrangeECM? |
| Estatística t | SIM | NÃO | NÃO | SIM | NÃO | SIM | SIM | NA | NÃO | NA |
| Estatística t | -0.630 | -6.181 | 2.072 | -1.937 | -3.737 | 1.224 | -1.902 | | 2.625 | |

Nível de Significância - 5%; T - 111 e 57; Graus de liberdade - 110 e 56; Estatística t - 2,0301

Obs: Os modelos estão classificados de acordo com o menor REQM. Antes: ECM, EGARCH(1,1), ARMA(1,1), BVAR e NAIVE; Depois: EGARCH(1,1), ARMA(1,1), BVAR, NAIVE e ECM

Fonte: Elaboração própria

Tabela 2.24: Teste de abrangência entre os modelos

| Teste mHLN - Encompassing para previsão 18 passos a frente - período antes da meta de inflação (2002:01 - 2011:03) | | | | | | | | | | |
|--|-----------------------------|------------------------------|-----------------------------|----------------------------|----------------------------------|------------------------------|-----------------------------|--------------------------|-------------------------|---------------------|
| Estatística do teste | ECM abrange EGARCH-M(1,1)? | ECM abrange ARMA(1,1)? | ECM abrange NAIVE? | ECM abrange BVAR? | EGARCH-M(1,1) abrange ARMA(1,1)? | EGARCH-M(1,1) abrange NAIVE? | EGARCH-M(1,1) abrange BVAR? | ARMA(1,1) abrange NAIVE? | ARMA(1,1) abrange BVAR? | NAIVE abrange BVAR? |
| Estatística t | NA | NA | NÃO | NÃO | NÃO | SIM | NÃO | SIM | NÃO | NA |
| | | | 3.977 | 4.719 | -4.615 | -0.149 | 2.101 | 0.279 | 2.146 | |
| Teste mHLN - Encompassing para previsão 18 passos a frente - período antes da meta de inflação (2002:01 - 2011:03) | | | | | | | | | | |
| Estatística do teste | EGARCH-M(1,1) abrange ARMA? | EGARCH-M(1,1) abrange NAIVE? | EGARCH-M(1,1) abrange BVAR? | EGARCH-M(1,1) abrange ECM? | ARMA(1,1) abrange BVAR? | ARMA(1,1) abrange NAIVE? | ARMA(1,1) abrange ECM? | BVAR abrange NAIVE? | BVAR abrange ECM? | NAIVE abrange ECM? |
| Estatística t | NA | NA | NÃO | NÃO | NA | NÃO | SIM | NA | NÃO | SIM |
| | | | -2.914 | -3.152 | | -4.597 | -1.312 | | 6.163 | 1.183 |

Nível de Significância - 5%; T - 111 e 50; Graus de liberdade - 110 e 49; Estatística t - 2,0301

Obs: Os modelos estão classificados de acordo com o menor REQM: Antes - ECM, EGARCH(1,1), ARMA(1,1), NAIVE e BVAR; Depois - EGARCH(1,1), ARMA(1,1), BVAR, NAIVE e ECM

Fonte: Elaboração própria

Tabela 2.25: Teste de abrangência entre os modelos

| Teste mHLN - Encompassing para previsão 24 passos a frente - período antes da meta de inflação (2002:01 - 2011:03) | | | | | | | | | | |
|--|-----------------------------------|--------------------------|------------------------|---------------------|--|--|---------------------------------------|----------------------------|-------------------------------|---------------------------|
| Estadística do teste | ECM abrange EGARCH-M(1,1)? | ECM abrangeARMA(1,1)? | ECM abrange NAIVE? | ECM abrangeBVAR? | EGARCH-M(1,1) abrangeARMA(1,1) ? | EGARCH- M(1,1) abrangeNAIVE ? | EGARCH- M(1,1) abrange BVAR? | ARMA(1,1) abrangeNAIVE? | ARMA(1,1) abrange BVAR? | NAIVE abrangeBVAR ? |
| Estadística t | NA | NA | NÃO | NÃO | SIM | SIM | SIM | SIM | SIM | NÃO |
| | | | 5.372 | 5.064 | -1.836 | 0.598 | 0.031 | 1.173 | -0.617 | 5.263 |
| Teste mHLN - Encompassing para previsão 24 passos a frente - período antes da meta de inflação (2002:01 - 2011:03) | | | | | | | | | | |
| Estadística do teste | ARMA abrangeEGARCH- M(1,1)? | ARMA abrange BVAR? | ARMA abrange NAIVE? | ARMA abrangeECM? | EGARCH-M(1,1) abrangeBVAR(1,1)? | EGARCH- M(1,1) abrangeNAIVE ? | EGARCH- M(1,1) abrangeECM? | BVAR abrangeNAIVE? | BVAR abrangeECM ? | NAIVE abrange ECM? |
| Estadística t | NA | NA | NÃO | SIM | NA | NÃO | SIM | NA | NÃO | SIM |
| | | | -5.098 | 0.798 | | -5.398 | 1.052 | | 6.145 | 1.910 |

Nível de Significância - 5%; T - 111 e 57; Graus de liberdade - 110 56; Estadística t - 2,0301

Obs: Os modelos estão classificados de acordo com o menor REQM: Antes -ECM, EGARCH(1,1), ARMA(1,1), NAIVE e BVAR; Depois - ARMA(1,1), EGARCH(1,1), BVAR, NAIVE e ECM

Fonte: Elaboração própria

ANEXOS

**ANEXO 1: STATUTS
DE LA BANQUE CENTRALE DES ETATS DE
L'AFRIQUE DE L'OUEST**

**TITRE PREMIER
DISPOSITIONS GÉNÉRALES**

CHAPITRE PREMIER

**STATUT JURIDIQUE ET PRINCIPES DE FONCTIONNEMENT DE
LA BANQUE CENTRALE**

Section première

Statut juridique de la Banque Centrale

Article premier

La Banque Centrale des Etats de l’Afrique de l’Ouest (BCEAO) ci-après dénommée «la Banque Centrale», est un établissement public international constitué entre les Etats membres de l’Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA).

Conformément aux dispositions de l’article 27 du Traité de l’Union Monétaire Ouest Africaine, ci-après désigné « Traité de l’UMOA », elle est régie par les présents Statuts annexés audit Traité dont ils font partie intégrante.

Article 2

La Banque Centrale est dotée de la personnalité juridique et de l’autonomie financière.

Elle jouit de la pleine personnalité juridique et, en particulier, de la capacité de contracter, d’acquérir ou d’aliéner des biens mobiliers et immobiliers et d’ester en justice.

A cet effet, elle jouit dans chacun des Etats membres de l’UMOA de la capacité juridique la plus large reconnue aux personnes morales.

Article 3

Le capital de la Banque Centrale est entièrement souscrit à parts égales par les Etats membres de l'UMOA.

Section 2

Principes de fonctionnement de la Banque Centrale

Article 4

Dans l'exercice des pouvoirs et dans l'accomplissement des missions qui leur sont conférés par le Traité de l'UMOA et par les présents Statuts, la Banque Centrale, ses organes, un membre quelconque de ses organes ou de son personnel ne peuvent solliciter, ni recevoir des directives ou des instructions des institutions ou organes communautaires, des Gouvernements des Etats membres de l'UMOA, de tout autre organisme ou de toute autre personne.

Les institutions et organes communautaires ainsi que les Gouvernements des Etats membres de l'UMOA s'engagent à respecter ce principe.

Article 5

Les membres des organes et le personnel de la Banque Centrale sont tenus au secret professionnel.

Ils sont tenus au respect de cette obligation même après la cessation de leurs fonctions.

Article 6

Les membres du personnel de la Banque Centrale ne peuvent prendre ou recevoir une participation ou quelque intérêt ou rémunération que ce soit, par travail ou conseil, dans une entreprise publique ou privée, industrielle, commerciale, financière ou de services, sauf dérogation accordée par le Gouverneur.

Les dispositions du présent article ne s'appliquent pas à la production des œuvres scientifiques, littéraires ou artistiques.

CHAPITRE II

PRIVILEGES ET IMMUNITES DE LA BANQUE CENTRALE

Article 7

La Banque Centrale bénéficie, sur le territoire de chacun des Etats membres de l'UMOA, des privilèges et immunités nécessaires pour lui permettre de remplir ses fonctions, dans les conditions précisées par le Protocole annexé au Traité de l'UMOA, dont il fait partie intégrante.

TITRE II

OBJECTIFS, MISSIONS ET FONCTIONS

DE LA BANQUE CENTRALE

CHAPITRE PREMIER

OBJECTIFS ET MISSIONS DE LA BANQUE CENTRALE

Section première

Objectifs de la Banque Centrale

Article 8

L'objectif principal de la politique monétaire de la Banque Centrale est d'assurer la stabilité des prix. L'objectif d'inflation est défini par le Comité de Politique Monétaire.

Sans préjudice de cet objectif, la Banque Centrale apporte son soutien

aux politiques économiques de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), en vue d'une croissance saine et durable.

Section 2

Missions fondamentales de la Banque Centrale

Article 9

La Banque Centrale est investie des missions fondamentales suivantes :

- définir et mettre en œuvre la politique monétaire au sein de l'UMOA,
- veiller à la stabilité du système bancaire et financier de l'UMOA,
- promouvoir le bon fonctionnement et assurer la supervision et la sécurité des systèmes de paiement dans l'UMOA,
- mettre en œuvre la politique de change de l'UMOA dans les conditions arrêtées par le Conseil des Ministres,
- gérer les réserves officielles de change des Etats membres de l'UMOA.

Section 3

Missions spécifiques de la Banque Centrale

Article 10

La Banque Centrale peut conduire, dans le respect de l'équilibre monétaire, des missions ou projets spécifiques qui concourent à l'amélioration de l'environnement de la politique monétaire, à la diversification ainsi qu'au renforcement du système financier de l'UMOA et des capacités techniques et professionnelles dans le secteur bancaire et financier.

Para mais detalhes consulta os documentos sobre o tratado da UEMOA (2007) e que entrou em vigor em Abril de 2010 e os Estatutos do BCEAO na página:

<https://www.bceao.int/fr/content/cadre-institutionnel>.

ANEXO 2: ACCORD DE COOPÉRATION ENTRE LA RÉPUBLIQUE FRANÇAISE ET LES RÉPUBLIQUES MEMBRES

DE L'UNION MONÉTAIRE OUEST-AFRICAINE

Le Gouvernement de la République de Côte d'Ivoire,

Le Gouvernement de la République du Dahomey, devenue République populaire du Bénin,

Le Gouvernement de la République de Haute-Volta, devenue Burkina Faso,

Le Gouvernement de la République du Niger,

Le Gouvernement de la République du Sénégal,

Le Gouvernement de la République togolaise, **

**La République du Mali a adhéré à l'Accord le 1er juin 1984

Le Gouvernement de la République française,

- déterminés à poursuivre leurs relations dans un esprit de compréhension mutuelle, de confiance réciproque et de coopération, notamment dans les domaines économique, monétaire et financier,

- considérant la résolution des États de l'Afrique de l'Ouest, parties au présent Accord, à demeurer en union monétaire ayant un institut d'émission commun,

- soucieux que ces institutions monétaires communes, appuyées par l'assistance de la République française, apportent la plus grande contribution au financement du développement des États de l'Union Monétaire Ouest Africaine, sont convenus des dispositions ci-après :

Article 1er - La République française apporte son concours à l'Union Monétaire Ouest Africaine pour lui permettre d'assurer la libre convertibilité de sa monnaie.

Les modalités de ce concours seront définies par une Convention de compte d'opérations conclue entre le Ministre de l'Économie et des Finances de la République française et le Président du Conseil des Ministres de l'Union agissant pour le compte de la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest.

Article 2 - Les transactions entre le franc français et la monnaie de l'Union s'effectueront à un cours fixe, sur la base de la parité en vigueur.

Les transactions entre la monnaie de l'Union et les devises autres que le franc français s'exécuteront au taux du marché des changes selon les dispositions convenues conformément à l'article 6 ci-après.

Article 3 - Les États membres de l'Union conviennent de centraliser, dans les conditions précisées par la Convention visée à l'article 1er, leurs avoirs en devises et autres moyens de paiement internationaux.

Article 4 - Le solde créditeur du compte visé à l'article 3 de la présente Convention est garanti par référence à une unité de compte agréée d'accord parties.

Article 5 - Les États signataires se consulteront, dans toute la mesure du possible, au sujet des modifications qu'ils se proposeront d'apporter à la définition de leur monnaie et aux conditions de négociation de celle-ci sur les marchés des changes.

La République française tiendra informé le Conseil des Ministres de l'Union de l'évolution de la situation du franc français sur les marchés des changes et de toute question monétaire d'intérêt particulier pour l'Union.

Article 6 - La réglementation uniforme des relations financières extérieures des États de l'Union, établie conformément aux dispositions de l'article 22 du Traité du 14 novembre 1973 constituant l'Union Monétaire Ouest Africaine, sera maintenue en harmonie avec celle de la République française.

Cette harmonisation, concertée au sein du Conseil d'Administration de la Banque Centrale, assurera, en particulier, La liberté des relations financières entre la France et les États de l'Union.

Si les besoins ou les circonstances faisaient apparaître à l'un des Gouvernements signataires du présent Accord La nécessité de déroger à l'harmonisation convenue aux alinéas ci-dessus, il en aviserait, avant toute mesure d'application, les autres Gouvernements signataires en vue d'une décision concertée. selon les dispositions de l'article 13 du présent Accord.

Article 7 - Les autorités de la République française et celles des États membres de l'Union collaboreront à la recherche et à la répression des infractions à la réglementation des changes selon les modalités qui seront précisées par un protocole particulier.

Article 8 - Dans les conditions qu'elles conviendront, la Banque de France et la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest échangeront les données statistiques qu'elles rassemblent sur les règlements et mouvements de créances et dettes entre la France et les États de l'Union Monétaire Ouest Africaine.

Article 9 - La République française apportera son assistance à la constitution et au financement des institutions financières communes de développement dont le Conseil des Ministres de l'Union déciderait de la création en application de l'article 23 du Traité du 14 novembre 1973 constituant l'Union Monétaire Ouest Africaine.

Ces institutions communes de financement seront autorisées à placer des emprunts sur le marché financier français et auprès des banques et établissements de crédit français. La garantie de la République française pourra être consentie à ces emprunts.

Les modalités de l'assistance apportée par la République française pour l'application du présent article feront l'objet de conventions appropriées entre le Ministre de l'Économie et des Finances de la République française, au nom de celle-ci, et le Président du Conseil des Ministres de l'Union au nom des institutions communes de celle-ci.

Article 10 - Deux Administrateurs désignés par le Gouvernement français participent au Conseil d'Administration de La Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest, dans les mêmes conditions et avec les mêmes attributions que les Administrateurs désignés par les États membres de l'Union.

Article 11 - La République française reconnaît à la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest, pour ses établissements et opérations sur son territoire, les immunités, privilèges et exemptions fiscales qui lui sont reconnus par les États membres de l'Union Monétaire et précisés par les articles 4 et 62 des Statuts de la Banque Centrale.

Article 12 - Dans le cas où l'un ou l'autre des États membres de l'Union Monétaire se dégagerait unilatéralement des engagements stipulés au présent Accord et au Traité du 14 novembre 1973 constituant l'Union Monétaire Ouest Africaine, l'application de la Convention visée à l'article 1er ci-dessus serait suspendue de plein droit en ce qui concerne cet État.

Il en serait de même au cas d'exclusion de l'Union Monétaire de l'un de ses membres, par application de l'article 4 du Traité du 14 novembre 1973 constituant l'Union Monétaire Ouest Africaine.

Article 13 - A la demande de tout État signataire du présent Accord qui estimerait que l'évolution du régime défini par cet Accord compromet ou risque de compromettre substantieusement ses intérêts, les États signataires se concerteraient sans délai afin de décider des mesures appropriées. Si aucune décision ne pouvait être arrêtée en commun, le présent Accord pourrait être dénoncé par tout signataire.

En cas de dénonciation par un État membre de l'Union, le présent Accord demeure en vigueur entre les autres États signataires.

En cas de dénonciation du présent Accord, les États signataires se concertent sans délai afin de décider des nouvelles bases de leur coopération en matière monétaire et, éventuellement, des modalités d'un régime transitoire.

Article 14 - Les dispositions du présent Accord se substituent à toutes dispositions contraires des accords et conventions ci-après énumérés :

- Accord de coopération entre la République française et les Républiques membres de l'Union Monétaire Ouest Africaine, conclu le 12 mai 1962 et complété par la Convention du 27 novembre 1963 entre les mêmes parties;
- Accord de coopération en matière économique, monétaire et financière entre la République française et la République de Côte d'Ivoire, signé le 24 avril 1961;
- Accord de coopération en matière économique monétaire et financière entre la République français et la République du Dahomey, signé le 24 avril 1961;
- Accord de coopération en matière économique, monétaire et financière entre la République française et la République de Haute-Volta, signé le 24 avril 1961;
- Accord de coopération en matière économique, monétaire et financière entre la République française et la République du Niger, signé le 24 avril 1961;
- Accord conclu entre la République française et la Fédération du Mali, le 22 juin 1960, et dont la République du Sénégal a convenu de reprendre les droits et obligations par échange de lettres des 16 et 19 septembre 1961;
- Accord de coopération en matière économique, monétaire et financière entre la République française et la République togolaise, conclu le 10 juillet 1963.

ADDITIF : 3

- Accord de coopération en matière économique, monétaire et financière entre la République française et la République du Mali conclu le 19 décembre 1967

Article 15- Sous réserve des ratifications nécessaires, le présent Accord entrera en application à la date d'entrée en vigueur du Traité constituant l'Union Monétaire Ouest Africaine, conclu le 14 novembre 1973 entre les États membres de cette Union.

Fait à Dakar, le 4 décembre 1973

Pour le Gouvernement de la République de Côte d'Ivoire

Konan BEDIE

Pour le Gouvernement de la République du Dahomey

Janvier ASSOGBA

Pour le Gouvernement de la République de Haute-Volta

Tiémoko Marc GARANGO

Pour le Gouvernement de la République du Niger

Mouddour ZAKARA

Pour le Gouvernement de la République du Sénégal

Babacar BA

Pour le Gouvernement de la République togolaise Édouard KODJO

Pour le Gouvernement de la République française

Valéry GISCARD d'ESTAING

Para mais detalhes sobre o acordo entre a República da França e os Estados membros da

UEMOA consultar: <https://www.tresor.economie.gouv.fr/Ressources/File/391299> e

<https://www.banque->

[france.fr/sites/default/files/principes_de_cooperation_monetaire_en_zf_0.pdf](https://www.banque-france.fr/sites/default/files/principes_de_cooperation_monetaire_en_zf_0.pdf).