



Agostinho Machava

**Abordagem Monetária da Taxa de Câmbio e a Regra de Taylor:
Evidência Empírica de Moçambique**

Setembro de 2018

DOCUMENTO DE TRABALHO

Abordagem Monetária da Taxa de Câmbio e a Regra de Taylor: Evidência Empírica de Moçambique

Agostinho Machava

Resumo

Não obstante o facto de um número considerável de estudos tenha tentado verificar empiricamente o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio, poucos estudos forneceram evidências da presença de assimetrias na relação entre a taxa de câmbio e os seus determinantes macroeconómicos. Para contribuir para o enriquecimento da literatura, o presente estudo apresenta uma extensão do modelo monetário padrão de determinação da taxa de câmbio, permitindo assimetrias na função de reacção do banco central (regra de Taylor assimétrica), porém, sem porém se basear da paridade da taxa de juros descoberta conforme tem sido comum na literatura existente. O modelo desenvolvido no presente trabalho implica que o tamanho das respostas da taxa de câmbio à taxa de juro de política depende da posição da inflação e do produto em relação a sua meta e seu potencial, respectivamente. O modelo é aplicado à taxa de câmbio das três principais moedas estrangeiras (Dólar americano, Euro e Rand sul-africano) transacionadas em Moçambique do primeiro trimestre de 1998 ao primeiro trimestre de 2018. Os resultados desta pesquisa indicam que, ao ignorar o processo assimétrico de fixação de taxa de juros na base de regra de Taylor, a abordagem monetária tradicional para a determinação da taxa de câmbio subestima o impacto da taxa de juros na taxa de câmbio, o que pode induzir a erros na formulação da política monetária. Em outras palavras, a ligação entre taxa de juros e taxa de câmbio é medida com mais precisão quando se considerara os efeitos assimétricos da regra de Taylor, significando que, contrariamente ao que é previsto pela maioria da literatura existente sobre abordagem monetária para a determinação da taxa de câmbio, a política monetária tem um importante papel na determinação do nível de taxa de câmbio.

Palavras-Chave – Banco de Moçambique, Taxa de Câmbio; Regra de Taylor; Efeitos Assimétricos

JEL – E4, E5.

1. Introdução

Desde os trabalhos pioneiros de Frenkel (1976) e Mussa (1976), a abordagem monetária tornou-se o modelo dominante de determinação da taxa de câmbio (Bilson, 1978, Boughton, 1998, Rogoff, 1999, Neely e Sarno, 2002, Wilson, 2009 e Afat et al., 2015). A abordagem monetária para a determinação da taxa de câmbio estabelece que a taxa de câmbio bilateral, definida como o preço relativo de duas ou mais moedas, é uma função da oferta de moeda, do PIB real e da taxa de juros dos países envolvidos. No entanto, esta teoria tem sido criticada pelo seu fracasso em fornecer uma explicação satisfatória dos movimentos da taxa de câmbio (Harvey, 1996, Afat *et al.*, 2015 e Stillwagon, 2016).

Uma das premissas da abordagem monetária é que a paridade descoberta da taxa de juros (PDTJ) é satisfeita. No entanto, a probabilidade de falha da PDTJ é particularmente alta em economias em vias de desenvolvimento por causa de seu sistema financeiro pouco desenvolvido (Hassan e Simione, 2013 e Bruyn *et al.*, 2013). Em economias com mercados financeiros subdesenvolvidos, o princípio da não-arbitragem é violado porque os mercados são incompletos, sobretudo devido aos baixos níveis de liquidez.¹

O fracasso da abordagem monetária na explicação dos movimentos da taxa de câmbio estimulou uma quantidade maior de estudos teóricos e empíricos sobre o assunto. As novas contribuições na literatura concentram-se em tornar o modelo monetário tradicional mais realista, relaxando algumas dos pressupostos desta teoria. Por outro lado, alguns estudos usam técnicas econométricas mais recentes e sofisticadas para testar a validade empírica da relação entre a taxa de câmbio e seus fundamentos macroeconómicos, conforme sugerido pela teoria. É neste contexto que Hassan e Simione (2013), usando dados de Moçambique, implementaram um modelo monetário alternativo proposto por Engel e West (2006), no qual a suposição da PDTJ é relaxada para se adaptar às especificidades de uma economia com baixa produtividade e mercado financeiro ineficiente. Os detalhes sobre o modelo de Hassan e Simione são fornecidas na Secção 3.

A outra razão para a não verificação empírica da abordagem monetária é a suposição de existência de uma relação linear (simétrica) entre a taxa de câmbio e seus determinantes macroeconómicos (ver por exemplo, Taylor e Peel (2000) e Li *et al.* (2013)). Assumir um processo não-linear (assimétrico) como linear pode, obviamente, conduzir a erros na

¹ Dentre as várias razões para as evidências empíricas desfavoráveis da condição da PDTJ nos países em vias de desenvolvimento destaca-se a existência de “prêmio” adicional para o risco de inadimplência (o “prêmio” pelo risco de inadimplência decorre das características essenciais das economias em vias de desenvolvimento, como reformas institucionais incompletas e instabilidade económica), maior intervenção do banco central nos mercados (por vezes impondo de controle de capitais) e quebras estruturais relativamente frequentes (Karahan e Çolak, 2012).

análise económica e, portanto, induzir à formação de políticas económicas desajustadas a realidade. Sobre este aspecto, Constâncio (2014) e Postek (2016) explicam que a presença de assimetrias na relação entre a taxa de câmbio e seus determinantes macroeconómicos têm implicações para a formulação de políticas, principalmente no que se refere à incerteza sobre a transmissão monetária nas flutuações dos ciclos económicos.

A possibilidade de existência de não-linearidades (assimetrias) na relação entre taxa de câmbio e seus fundamentos é teoricamente baseada nas seguintes constatações. Primeiro, a intervenção do banco central (“*o medo de flutuar*”) (Sanchez, 2005): normalmente, os bancos centrais são menos tolerantes à depreciação da moeda doméstica relativamente à sua apreciação. Este comportamento é particularmente mais pronunciado nas economias africanas em vias de desenvolvimento, onde por razões políticas, os bancos centrais têm um controle excessivo sobre os mercados de cambiais (Dutta e Leon, 2006 e Hodgson, 2010)². Nhapulo e Nicolau (2017) apresentam algumas evidências de uma função não-linear (assimétrica) de reacção do banco central de Moçambique, onde as autoridades monetárias estão mais preocupadas com a inflação quando acompanhada por um alto hiato de crescimento do produto, definido como o diferencial entre a taxa de crescimento económico observado e a taxa de crescimento económico potencial. Razafimahefa (2012) explica que muitas vezes há relutância, por parte dos bancos centrais, em permitir o reajustamento da taxa de câmbio, porque o repasse da taxa de câmbio para o preço de bens e serviços cria perturbações na estabilidade da economia doméstica. Segundo, *os custos de transação*: as reacções não-lineares (assimétricas) da taxa de câmbio às mudanças nos fundamentos macroeconómicos podem surgir dos custos de transação e da arbitragem internacional (Leon e Najarian, 2003). Tais custos criam um intervalo específico no qual o ajuste torna-se muito caro para os agentes do mercado. Assim, pequenos desvios da paridade do poder de compra (PPC) não são corrigidos se não forem grandes o suficiente para cobrir os custos de transação da arbitragem internacional, conseqüentemente, as taxas de câmbio respondem apenas a movimentos maiores nos fundamentos, já que o custo marginal de arbitrar diferenças entre taxa de câmbio e seus fundamentos excede o benefício marginal para desvios menores dos fundamentos (Arghyrou *et al.*, 2006).

O presente trabalho propõe uma extensão do modelo de Hassan e Simione (2013), que na verdade, é uma versão modificada da abordagem monetária para a determinação da

² Não obstante a liberalização da taxa de câmbio que teve lugar no início de 1980 em muitos países Africanos, os governos desses países ainda exercem um controlo excessivo sobre a taxa de câmbio por forma a salvaguardar o valor da moeda doméstica (Maehle *et al.*, 2013).

taxa de câmbio, incorporando regras de taxa de juros (“regra de Taylor simétrica”), mas não dependendo da PDTJ. No entanto, ao contrário da especificação de Hassan e Simione (2013), o modelo empírico proposto neste trabalho é mais realista por permitir relações assimétricas na função de reacção do banco central (regra de Taylor assimétrica). Esta é a principal contribuição deste estudo para a literatura tanto teórica como empírica. Evidências sobre a regra de Taylor em Moçambique são fornecidas por Fernandes (2011) e Nhapulo e Nicolau (2017)³. O modelo aqui proposto implica diferenças na magnitude das respostas da taxa de câmbio aos seus fundamentos macroeconómicos dependendo da posição da inflação e do produto em relação à sua meta e potencial, respectivamente. Portanto, esse modelo pode descrever com mais precisão a dinâmica do mercado de câmbio em economias em vias de desenvolvimento, onde os bancos centrais são tipicamente mais aversos à depreciação da moeda doméstica. Na verdade, este é o primeiro estudo que examina evidências empíricas de uma relação assimétrica entre a taxa de câmbio e seus fundamentos macroeconómicos para uma economia africana em vias de desenvolvimento.

Os resultados do presente estudo indicam que, ao ignorar o processo assimétrico de fixação de taxa de juros na base de regra de Taylor, a abordagem monetária tradicional para a determinação da taxa de câmbio subestima o impacto da taxa de juros na taxa de câmbio que pode induzir a erros na formulação da política monetária. Por outras palavras, a ligação entre taxa de juros e taxa de câmbio é medida com mais precisão quando se considera os efeitos assimétricos da regra de Taylor, significando que, contrariamente ao que é previsto pela maioria da literatura existente sobre abordagem monetária para a determinação da taxa de câmbio, a política monetária tem um importante papel na determinação do nível de taxa de câmbio. A principal conclusão é que existem efeitos assimétricos dos desvios da inflação e do hiato do produto na determinação da taxa de câmbio. Essas assimetrias são determinadas pelas preferências do banco central no contexto da regra de Taylor. No entanto, embora haja evidência suficiente para concluir que a taxa de câmbio é mais sensível a hiatos de produto acima do potencial, o mesmo não

³A evidência da função assimétrica de reacção do banco de Moçambique em Nhapulo e Nicolau (2017) é baseado no índice da taxa de câmbio efectiva real. Entretanto, o modelo proposto no presente estudo segue a literatura teórica e empírica sobre a abordagem monetária de determinação da taxa de câmbio na qual a taxa de câmbio usada é bilateral e nominal (ver, por exemplo, Frenkel (1976), Backus (1984), Engel e West (2006), Chin et al. (2007) e Afat et al. (2015). Neste sentido, as análises de política aqui realizadas referem-se apenas aos efeitos da política monetária sobre o valor nominal do Metical (moeda moçambicana) em relação à uma determinada moeda estrangeira, sem, no entanto, inferir sobre efeitos na competitividade da economia moçambicana no mercado internacional.

se pode afirmar em relação aos efeitos assimétricos da inflação, cujas características são peculiares à taxa de câmbio em consideração.

Este trabalho está organizado em seis secções, incluindo esta introdução. A Secção 2 descreve a teoria da abordagem monetária da taxa de câmbio. Na Secção 3 desenvolve-se os modelos económicos e econométricos propostos neste estudo. A Secção 4 descreve os dados e explica os procedimentos de estimação. Os resultados são apresentados e analisados dos na Secção 5. A Secção 6 apresenta as conclusões.

2. Fundamentos Teóricos da Abordagem Monetária

A abordagem monetária tenta identificar os factores macroeconómicos que explicam a taxa de câmbio. Esta teoria baseia-se nos seguintes pressupostos: (i) equilíbrio do mercado monetário (a oferta de moeda é exógena e a taxa de juros é endogenamente determinada no mercado monetário); (ii) PPP (os mercados internacionais de bens estão perfeitamente integrados) e (iii) a PDTJ (perfeita mobilidade de capital, uma vez que os ativos estrangeiros e domésticos são substitutos perfeitos).

2.1. Equilíbrio dos Mercados Monetários Doméstico e Estrangeiro

Em linha com Afat *et al.* (2015), vamos supor que tanto o país doméstico como o país estrangeiro tenham uma procura por moeda estável do tipo proposto por Cagan (1956)⁴:

$$L(Y_t, I_t) = Y_t^{\phi} e^{-\Upsilon i_t} \quad (1)$$

$$L(Y_t^*, I_t^*) = Y_t^{*\phi^*} e^{-\Upsilon^* i_t^*}, \quad (2)$$

onde o sobrescrito asterisco (*) indica variáveis estrangeiras e onde, em consonância com a literatura existente, $I_t = 1 + i_t$. As variáveis Y_t e i_t são o rendimento e taxa de juros nominal, respectivamente. O e é a “base natural” e L é a função de procura real de moeda. Os parâmetros ϕ (ϕ^*) e Υ (Υ^*) são a elasticidade-rendimento e a semi-elasticidade da taxa de juros da procura de moeda doméstica (estrangeira), respectivamente. Ambos ϕ e Υ são positivos para que a procura real de moeda aumente com o rendimento real e diminua na taxa de juros nominal. A imposição do equilíbrio do mercado monetário resulta em:

$$M_t/P_t = Y_t^{\phi} e^{-\Upsilon i_t} \quad (3)$$

⁴ Cagan (1956) formulou uma versão específica da função de procura de moeda baseada em novas hipóteses sobre a formação de expectativas inflacionárias. O trabalho de Cagan tratou de questões sobre o papel da moeda na geração de inflação. Os resultados do seu trabalho tem tido várias aplicações no contexto de uma abordagem monetária para a determinação da taxa de câmbio (ver, por exemplo, Boughton, 1998, Hassan e Simione, 2013, Warshaw, 2016).

$$M_t^*/P_t^* = Y^{*f^*} e^{-\Upsilon^* i_t^*}, \quad (4)$$

onde M e M^* são a oferta monetária doméstica e estrangeira, respectivamente. P e P^* denotam o nível de preços doméstico e estrangeiro, respectivamente. Fazendo transformações logarítmicas em ambos os lados das equações (3) e (4), e reorganizando-as obtemos as equações (5) e (6).

$$p_t = m_t - \phi y_t + \Upsilon i_t \quad (5)$$

$$p_t^* = m_t^* - f^* y_t^* + \Upsilon^* i_t^*, \quad (6)$$

onde $p = \ln P$, $m = \ln M$ e $y = \ln Y$. As equações (5) e (6) mostram que os preços, tanto no país doméstico como no país estrangeiro são uma função da oferta monetária, do lado da oferta, e do rendimento real e taxa de juros nominal, no lado da procura.

2.2. Paridade de Poder de Compra (PPC)

Considere que S representa a taxa de câmbio nominal, expressa em unidades de moeda nacional por unidade de moeda estrangeira. Na sua versão absoluta, a PPC estabelece a relação entre a taxa de câmbio e a relação entre os preços doméstico e estrangeiro, de modo que:

$$S_t = P_t/P_t^*. \quad (7)$$

Aplicando logaritmos naturais na equação (7) obtém-se:

$$s_t = p_t - p_t^*, \quad (8)$$

onde a $s = \ln S$. A equação (8) estabelece que um aumento no nível de preços no mercado doméstico ou uma diminuição no nível de preços no estrangeiro resulta na depreciação da taxa de câmbio para manter a PPC entre as moedas doméstica e estrangeira. Substituindo a equação (5) e (6) na equação (8), tem-se que:

$$s_t = (m_t - m_t^*) - (\phi y_t - \phi^* y_t^*) + (\Upsilon i_t - \Upsilon^* i_t^*). \quad (9)$$

Este é o modelo monetário tradicional de determinação da taxa de câmbio que implicitamente assume a observância da PDTJ. Este modelo tem sido criticado por causa da inadequação de alguns dos pressupostos usados para sua derivação (Mussa, 1984). De acordo com a literatura, as principais deficiências desse modelo são os seguintes: (i) o pressuposto de PPC não é realista e (ii) a especificação insuficiente de funções de procura, incluindo a restrição imposta pela modelagem econométrica que requer uma relação de um para um entre o nível de preço e a oferta real de moeda (ver, por exemplo, Mussa, 1976, Boughton, 1998, e Afat *et al.*, 2015). Outra crítica está relacionada com o facto de o

pressuposto de PDTJ apenas ser verificável em economias com sistemas financeiros desenvolvidos e por horizontes temporais longos (Bruyn *et al.*, 2013).

2.3 Modelo Monetário na Forma Restrita

Tal como referenciado na Secção 2.2, tradicionalmente, a abordagem monetária é empiricamente testada pela imposição de restrições às elasticidades das procura doméstica e estrangeira na equação (9), i.e. $\phi = \phi^*$ e $\Upsilon = \Upsilon^*$ (veja, por exemplo, Neely e Sarno (2002), Chin *et al.* (2007), Loría *et al.* (2010), Alao *et al.* (2011), Papadamou e Markopoulos (2012) e Bruyn *et al.* (2013)). Consequentemente, o modelo empírico é:

$$s_t = \alpha_0 + \alpha_1(m_t - m_t^*) + \alpha_2(y_t - y_t^*) + \alpha_3(i_t - i_t^*) + \mu_t, \quad (10)$$

onde $m_t - m_t^*$, $y_t - y_t^*$ e $i_t - i_t^*$ representam os diferenciais da oferta de moeda, rendimento real e taxa de juros nominal, respectivamente, $\alpha_2 @ f = f^*$ e $\alpha_3 @ \Upsilon = \Upsilon^*$. O coeficiente α_0 é o intercepto e μ_t é um termo de erro aleatório. De acordo com a teoria, espera-se que os paraametros α_1 e α_3 sejam positivos e α_2 negativo.

Segundo Bahmani-Oskooee *et al.* (2010), duas condições devem ser satisfeitas para se verificar empiricamente o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio: (i) evidência de uma relação de longo prazo entre a taxa de câmbio e seus determinantes macroeconómicos, e (ii) o sinal esperado e significância estatística dos parâmetros. A Tabela 1 resume os resultados de alguns estudos empíricos sobre a abordagem monetária de determinação da taxa de câmbio. Apesar de a maioria dos estudos listados na Tabela 1 terem encontrado parâmetros com sinais consistentes com o que o modelo teórico prevê, outros estudos apresentam evidência contrária ao modelo monetário de determinação da taxa de câmbio. Para além dos factores já arrolados na Secção 2.2, a modelagem econométrica tem também um papel relevante no (in)sucesso da verificação empírica do modelo monetário tradicional de determinação da taxa de câmbio (Pentecost, 1991, Afat *et al.*, 2015). Note também que o modelo tradicional não prevê o diferencial de preço como uma das variáveis determinantes da taxa de câmbio. No entanto, alguns estudos propuseram modelos empíricos em que o diferencial de preços é adicionado como uma das variáveis explicativas da taxa de câmbio (Bahmani-Oskooee e Barry, 1998, Karfakis, 2003, Khan e Qayyum, 2011, Papadamou e Markopoulos, 2012 e Hassan e Simione, 2013). Os autores apresentam diferentes razões para incluir diferenciais de preço no modelo.

Tabela 1: Estudos Empíricos Seleccionados sobre a Abordagem Monetária

<i>Estudo</i>	<i>Taxa de Câmbio</i>	$m_t - m_t^*$	$y_t - y_t^*$	$p_t - p_t^*$	$i_t - i_t^*$	<i>Sinal esperado?</i>
Frenkel (1976)	DEM/USD	0.98 (0.05)	-	-	0.59 (0.07)	Sim
Bilson (1978)	DEM/GBP	1.26 (-)	-1.39 (-)	-	1.38 (-)	Sim
Backus (1984)	CAD/USD	1.12 (3.26)	-0.96 (1.58)	-	-0.01 (1.33)	Não
Smith e Wickens (1986)	DEM/USD	1.34 (-)	-1.72 (-)	-	-	Sim
Bahmani-Oskooee e Barry (1998)	RUB/USD	0.37 (-)	-3.03 (-)	2.87 (-)	-	Sim
Karfakis (2003)	RON/USD	0.91 (0.05)	-1.61 (0.41)	0.03 (0.01)	-	Sim
Chin et al. (2007)	MYR/USD	0.82 (-)	-0.86 (-)	-	-0.23 (-)	Não
Loría et al. (2010)	MXN/USD	0.70 (-)	-0.13 (-)	-	0.21 (-)	Sim
Khan e Qayyum (2011)	PKR/USD	0.42 (0.26)	-1.76 (0.18)	27.64 (6.09)	-0.07 (0.02)	Não
Papadamou e Markopoulos (2012)	NOK/USD	-1.35 (-)	8.73 (-)	0.14 (-)	-0.03 (-)	Não
Bruyn et al. (2013)	ZAR/USD	0.22 (0.04)	-1.01 (0.02)	-	-	Sim
Hassan e Simione (2013)	MZN/USD	0.32 (-)	-1.14 (-)	0.19 (-)	-	Sim
Effiong (2014)	NGN/USD	0.97 (0.05)	-3.00 (0.51)	-	0.07 (0.01)	Sim
Warshaw (2016)	TRY/USD	-0.29 (-)	-12.61 (-)	-	0.04 (-)	Não

Nota: USD - Dólar Americano, GBP - Libra Estrelina; CAD - Dólar Canadano, DEM - Marco Alemão, RUB - Rubro Russo, RON - Leu da Roménia; MYR - Ringgit da Malásia; MXN - Peso Mexicano; PKR - Rúpia Paquistanesa; NOK - Coroa Norueguesa, ZAR - Rand Sul Africano; MZN - Metical, NGN - Naira Nigeriana; TRY - Lira Turquesa; “-” e “(-)” indicam coeficientes e erros padrão não reportados nos estudos listados, respectivamente.

Por exemplo, Bahmani-Oskooee e Barry (1998) usam os preços como *proxy* da taxa de juros para colmatar o problema de limitação de dados na Rússia. Hassan e Simione (2013) motivam os diferenciais de preço como um dos determinantes da taxa de câmbio, explicando que nos países em vias desenvolvimento como Moçambique, a procura de moeda é impulsionada principalmente pelo comércio de bens e serviços, em vez da especulação e do *hedging* cambial⁵.

3. Especificação do Modelo

Conforme descrito na Secção 2, o modelo monetário tradicional não trata a política monetária como um factor endógeno para a determinação da taxa de câmbio. No entanto, Engel e West (2006) avançaram uma nova abordagem para este modelo endogeneizando a política monetária e explicitamente introduzindo os diferenciais da taxa de juros na base da regra de Taylor. Estes autores mostraram que o seu modelo, baseado na regra de Taylor tem melhor desempenho do que o modelo tradicional. Os estudos empíricos de Binici e

⁵ Hedging cambial é uma operação financeira que permite ao investidor reduzir ou eliminar a sua exposição ao risco.

Cheung (2012) sobre a taxa de câmbio Dólar/Libra e Mark (2009) sobre o Marco alemão em relação ao Euro e ao Dólar encontraram evidências a favor do modelo proposto por Engel e West (2006). Seguindo o espírito de Engel e West (2006), Hassan e Simione (2013) propuseram uma extensão do modelo monetário simples desenvolvido para uma pequena economia aberta em vias de desenvolvimento, usando Moçambique como estudo de caso. Note também que diferentemente de Engel e West (2006), que modelam as taxas de câmbio reais, a análise de Hassan e Simione (2013) é baseada em taxas de câmbio nominais. O seu modelo difere do modelo de abordagem monetária tradicional por relaxar o pressuposto de PDTJ (activos domésticos e estrangeiros não são substitutos perfeitos devido ao nível pouco desenvolvido dos mercados financeiros e controle da taxa de câmbio nas economias africanas em vias de desenvolvimento como discutido na introdução) e levando em conta as intervenções do banco central no mercado cambial. No entanto, o modelo de Hassan e Simione mantém dois dos principais pilares de construção do modelo monetário tradicional, a saber, o equilíbrio do mercado monetário e a PPC. A principal implicação deste modelo é que a magnitude do efeito do diferencial de taxa de juros sobre a taxa de câmbio é determinado pela regra de Taylor.

O processo de construção do modelo proposto no presente estudo baseia-se em Hassan e Simione (2013). Isso significa que são estabelecidos os seguintes pressupostos: equilíbrio no mercado monetário tanto no país doméstico como no país estrangeiro e existência de PPC mas não de PDTJ isto é, a paridade internacional decorre exclusivamente do comércio de bens reais (Hassan e Simione, 2013). No entanto, ao contrário de Hassan e Simione (2013), aqui considera-se a possibilidade de efeitos assimétricos na regra de taxas de juro. A próxima secção apresenta a descrição detalhada da abordagem metodológica usada no presente estudo.

3.1. Regra de Taylor Assimétrica

Enquanto na abordagem monetária tradicional o nível da taxa de juros é determinado no mercado monetário (equações 5 e 6), no modelo proposto neste estudo, os bancos centrais dos países envolvidos determinam a taxa de juros de curto prazo em resposta aos fundamentos macroeconómicos com base na regra de Taylor (Taylor, 1993).⁶ Alguns exemplos são Wang e Wu (2009), Wu e Wang (2013), Alba et al. (2015) e Ince et al. (2016). A literatura sobre a regra de Taylor, especialmente a mais recente, considera a

⁶ A taxa de juros de política afecta a taxa de câmbio através do seu impacto em toda a curva de estrutura de de juros (curva de rendimentos). Para mais detalhes sobre este assunto veja Boughton (1988) e Saraç e Karagöz (2016).

possibilidade dos bancos centrais seguirem uma função de reacção não linear (assimétrica). Esta situação verifica-se especialmente quando o banco central minimiza uma função de perda na qual são atribuídos diferentes pesos para desvios negativos e positivos da inflação e do produto, e relação a sua meta e potencial, respectivamente (Petersen, 2007). De acordo com Cukierman e Muscatelli (2008) existem dois tipos de funções assimétricas de reacção do banco central, a saber, as preferências de aversão a recessão económica (PAR) e as preferências de aversão a inflação (PAI). Nas PAI, os formuladores de políticas tendem a reagir de forma mais vigorosa a desvios positivos de inflação em relação à sua meta. Nas PAR, o banco central toma mais precauções contra os crescimentos negativos do que contra o variações positivas no produto.

O objectivo do presente trabalho é analisar o papel da regra de Taylor assimétrica no modelo monetário de determinação da taxa de câmbio. Assim, o este estudo segue a metodologia de Klose (2011), na qual o banco central pode reagir assimetricamente a desvios da inflação em relação a metas $\bar{\pi}$, para o país doméstico e $\bar{\pi}^*$, para o país estrangeiro. Por analogia, a possibilidade de efeitos assimétricos na taxa de juros é também considerada para desvios do crescimento do produto em relação ao seu potencial \bar{g} , para o país doméstico, e \bar{g}^* para o país estrangeiro. Por simplicidade, as metas são assumidas como constantes (Taylor, 1993 e Klose, 2011)⁷, e o banco central reage à informação actual (Hassan e Simione, 2013). Assim, e ainda seguindo Klose (2011), as funções de reacção dos bancos centrais doméstico e estrangeiro são respectivamente:⁸

$$i_t = \bar{i} + \psi^+ (\pi_t - \bar{\pi})^+ + \psi^- (\pi_t - \bar{\pi})^- + \chi^+ (g_t - \bar{g})^+ + \chi^- (g_t - \bar{g})^- \quad (11)$$

$$i_t^* = \bar{i}^* + \psi^{*+} (\pi_t^* - \bar{\pi}^*)^+ + \psi^{*-} (\pi_t^* - \bar{\pi}^*)^- + \chi^{*+} (g_t^* - \bar{g}^*)^+ + \chi^{*-} (g_t^* - \bar{g}^*)^-, \quad (12)$$

onde $\pi_t = \log P_t - \log P_{t-1}$ é a taxa de inflação e $g_t = \log Y_t - \log Y_{t-1}$ é a taxa de crescimento do PIB. O \bar{i} é taxa de juros nominal de longo prazo que prevalece quando a inflação está em equilíbrio. As variáveis $\bar{\pi}$ e $\bar{\pi}^*$ são as metas de inflação no país doméstico e no país estrangeiro, respectivamente. Os diferenciais $\pi_t - \bar{\pi}$ e $\pi_t^* - \bar{\pi}^*$ representam os desvios da inflação de sua meta no país doméstico e no país estrangeiro, respectivamente. As

⁷ Embora reconhecendo que uma meta variável com o tempo seja mais realista, recorre-se ao procedimento comum na literatura que consiste em usar uma meta constante para simplificar a análise. As potenciais implicações de tal procedimento nos resultados das equações da regra de Taylor são discutidas em Klose (2011).

⁸ Estas regras de taxa de juro de política são a versão assimétrica das regras de política definidas por Hassan e Simione (2013). No entanto, diferentemente de Hassan e Simione (2013) que usam o logaritmo de preços e logaritmo do produto como variáveis explicativas na equação da regra de Taylor, no presente trabalho segue-se o procedimento padrão na literatura que consiste em usar taxas de inflação e taxas de crescimento do produto.

variáveis g_t e g_t^* representam o crescimento do produto corrente no país doméstico e no país estrangeiro, respectivamente. Os diferenciais $g_t - \bar{g}$ e $g_t^* - \bar{g}^*$ representam os desvios do crescimento do produto corrente do seu potencial no país doméstico e no país estrangeiro, respectivamente. Os parâmetros ψ e C são coeficientes de longo prazo da regra de Taylor (Kim *et al.*, 2015). O parâmetro ψ mede o grau de resposta da taxa de juros aos desvios da inflação e o parâmetro χ mede o grau de resposta da taxa de juros a desvios no crescimento do produto.

Enquanto o sobrescrito "+" representa os casos em que a taxa de inflação e o crescimento do produto está acima da meta e potencial, respectivamente, "-" representa situações em que a inflação e o crescimento do produto estão abaixo da meta e potencial, respectivamente. Portanto, os coeficientes ψ^+ , ψ^{*+} , χ^{*+} e χ^{*+} medem a resposta da taxa de juros à mudanças na taxa de inflação e no hiato de crescimento do produto quando ambos estão acima da meta e do potencial, respectivamente, tanto no país doméstico assim como no país estrangeiro. Por outro lado, ψ^- , ψ^{*-} , χ^- e χ^{*-} denotam os efeitos sobre a taxa de juros, dos movimentos da taxa de inflação e do crescimento do produto abaixo da meta e do potencial, respectivamente, nos países envolvidos. Uma possível interpretação para as equações (11) e (12) é que a resposta de política (ou intervenções do banco central no mercado monetário) pode ser diferente dependendo da fase do ciclo económico. Especificamente, as intervenções do banco central são mais assentuadas durante períodos de recessão económica ou subida da inflação (Ahmad, 2016). Assim, se $\psi^+ > \psi^-$ ($\chi^+ > \chi^-$), o banco central moçambicano - Banco de Moçambique (BM) reage mais aos desvios positivos do que aos negativos em relação à meta de inflação (ao crescimento do produto potencial). O inverso aplica-se se $\psi^+ < \psi^-$ ($\chi^+ < \chi^-$). Por analogia, se $\psi^{*+} > \psi^{*-}$ ($\chi^{*+} > \chi^{*-}$), o banco central estrangeiro é mais interventivo no mercado monetário quando a inflação está acima de sua meta (o crescimento do produto está acima de seu potencial). Novamente, o oposto é válido se o diferencial das taxa de juro (definido como o a diferença entre a taxa de juros nominal doméstica e estrangeira) satisfizer a seguinte relação $\psi^{*+} < \psi^{*-}$ ($\chi^{*+} < \chi^{*-}$). Subtraindo a equação (12) na equação (11), obtemos a expressão do diferencial de taxas de juros doméstica e estrangeira:

$$i_t - i_t^* = \bar{i} - \bar{i}^* + \mathcal{Y}^+ (\rho_t - \bar{\rho})^+ - \mathcal{Y}^{*+} (\rho_t^* - \bar{\rho}^*)^+ + \mathcal{Y}^- (\rho_t - \bar{\rho})^- - \mathcal{Y}^{*-} (\rho_t^* - \bar{\rho}^*)^- \\ + c^+ (g_t - \bar{g})^+ - c^{*+} (g_t^* - \bar{g}^*)^+ + c^- (g_t - \bar{g})^- - c^{*-} (g_t^* - \bar{g}^*)^- \quad (13)$$

Note que a equação da regra de Taylor pode incluir outras variáveis entre as quais a taxa de câmbio (Engel e West, 2006, Belke and Klose, 2010). A principal questão que confronta toda pesquisa empírica sobre este assunto é a determinação simultânea de intervenções oficiais e as variações na taxa de câmbio. A hipótese central é que a intervenção afecta a taxa de câmbio, mas a decisão de intervir não é independente dos movimentos na taxa de câmbio (Disyatat e Galati, 2005). De acordo com boa parte da literatura, a taxa de juros precede a variações na taxa de câmbio (Frenkel, 1976, Bahmani-Oskooee e Barry, 1998, Chin et al., 2007, Loria et al., 2010, Alao *et al.*, 2011, Bruyn et al., 2013, Saraç e Karagöz, 2016 e Alba e Wang, 2017). Além disso, por simplicidade, e tendo em mente a ideia de que a preferência do banco central pela apreciação da moeda doméstica e não pela sua depreciação, tal como foi discutido na introdução, assume-se que as intervenções do banco central no mercado cambial ocorrem quando a inflação e o crescimento do produto estão acima da meta e abaixo do potencial, respectivamente.

3.2. Modelo Monetário com Regra de Taylor Assimétrica

Substituindo a equação (13) na equação (10) obtém-se:

$$s_t = a_0 + a_1 (m_t - m_t^*) + a_2 (y_t - y_t^*) + a_3 (\bar{i} - \bar{i}^*) + a_3 \mathcal{Y}^+ (\rho_t - \bar{\rho})^+ - a_3 \mathcal{Y}^{*+} (\rho_t^* - \bar{\rho}^*)^+ \\ + a_3 \mathcal{Y}^- (\rho_t - \bar{\rho})^- - a_3 \mathcal{Y}^{*-} (\rho_t^* - \bar{\rho}^*)^- + a_3 c^+ (g_t - \bar{g})^+ - a_3 c^{*+} (g_t^* - \bar{g}^*)^+ \\ + a_3 c^- (g_t - \bar{g})^- - a_3 c^{*-} (g_t^* - \bar{g}^*)^- + m_t \quad (14)$$

A equação (14) caracteriza a taxa de câmbio como uma função das variáveis macroeconómicas previstas pela abordagem monetária tradicional quando as intervenções dos bancos centrais doméstico e estrangeiro são geridos pela regra de Taylor assimétrica. Tal como indicado em Hassan and Simione (2013), a equação (14) representa um modelo de médio e longo prazo porque cada um dos pressupostos assumidos só pode descrever (de forma realística) comportamentos de baixa frequência. Note ainda que o modelo de Hassan e Simione (2013) é na prática, um caso particular do modelo representado na equação (14) quando as seguintes restrições são estabelecidas: (i) regra Taylor linear (simétrica) tanto no país doméstico ($\mathcal{Y}^+ = \mathcal{Y}^-$, $c^+ = c^-$) como no país estrangeiro ($\mathcal{Y}^{*+} = \mathcal{Y}^{*-}$, $c^{*+} = c^{*-}$); (ii) meta de inflação e níveis de crescimento potencial de produto

iguais ($\bar{\pi} = \bar{\pi}^*$ and $\bar{g} = \bar{g}^*$) e (iii) taxa de juros nominal de equilíbrio iguais ($\bar{i} = \bar{i}^*$). Comparando o modelo monetário tradicional na equação (10) com o modelo da equação (14), surgem as seguintes diferenças. Primeiro, diferentemente do caso da equação (10), o diferencial de inflação é encontrado como um dos determinantes macroeconómicos da taxa de câmbio, como é em Bahmani-Oskooee e Barry (1998), Karfakis (2003), Khan e Qayyum (2011), Papadamou e Markopoulos (2012) e Hassan e Simione (2013). Em segundo lugar, os efeitos da taxa de juros sobre a taxa de câmbio são impulsionados por desvios da taxa de inflação e do produto de acordo com a regra de Taylor. Terceiro, e diferentemente do resultado de Hassan e Simione (2013), o modelo proposto no presente estudo sugere que o efeito da taxa de juros de política na determinação da taxa de câmbio varia dependendo se a taxa de inflação e/ou ou crescimento da produto está acima ou abaixo da meta ou potencial, respectivamente (ou seja, o produto nem sempre está no seu nível natural, conforme assumido no modelo tradicional). Assim, o tamanho dos efeitos da regra de Taylor sobre a taxa de câmbio dependerá de uma combinação das preferências do banco central (estabilidade de preços ou crescimento económico) e da conjuntura económica.

4. Metodologia

4.1. Modelo Empírico

Motivado pela literatura teórica e empírica, este trabalho testa a hipótese de um modelo monetário não linear (assimétrico) para a determinação da taxa de câmbio. Para este fim, combina-se a metodologia de Klose (2011) para a estimação de equações assimétricas da regra de Taylor e o modelo monetário proposto por Engel e West (2006), e aplicado por Hassan e Simione (2013) para o caso de Moçambique. Assim, a taxa de câmbio é determinada da seguinte forma:

$$s_t = b_0 + b_1(m_t - m_t^*) + b_2(y_t - y_t^*) + b_3^+(p_t - \bar{p})^+ + b_3^{*+}(p_t^* - \bar{p}^*)^+ + b_3^-(p_t - \bar{p})^- + b_3^{*-}(p_t^* - \bar{p}^*)^- + b_4^+(g_t - \bar{g})^+ + b_4^{*+}(g_t^* - \bar{g}^*)^+ + b_4^-(g_t - \bar{g})^- + b_4^{*-}(g_t^* - \bar{g}^*)^- + m_t, \quad (15)$$

$$\text{onde } \begin{cases} b_0 = a_0 + a_3(\bar{i} - \bar{i}^*) \\ b_1 = a_1; b_2 = a_2 \\ b_3^+ = a_3 y^+; b_3^{*+} = -a_3 y^{*+}; b_3^- = -a_3 y^-; b_3^{*-} = a_3 y^{*-} \\ b_4^+ = a_3 c^+; b_4^{*+} = -a_3 c^{*+}; b_4^- = a_3 c^-; b_4^{*-} = -a_3 c^{*-} \end{cases} \text{ e } \begin{cases} b_0 \neq 0; \\ b_1 > 0; b_2 < 0 \\ b_3^+ > 0; b_3^- > 0; b_4^+ > 0; b_4^- > 0 \\ b_3^{*+} < 0; b_3^{*-} < 0; b_4^{*+} < 0; b_4^{*-} < 0 \end{cases} .$$

Os parâmetros $b_3^+; b_4^+; b_3^-; b_4^-; b_3^{*+}; b_4^{*+}; b_3^{*-}; b_4^{*-}$ captam o impacto da regra assimétrica de Taylor na determinação da taxa de câmbio através de seu efeito na taxa de juros de política, conforme definido e discutido nas equações (11), (12) e (13). Assim, se $b_3^+ > b_3^- \left(b_3^{*+} > b_3^{*-} \right)$, a taxa de câmbio é mais sensível à taxa de inflação doméstica (estrangeira) acima do que quando ela está abaixo de sua meta. Da mesma forma, se $b_4^+ > b_4^- \left(b_4^{*+} > b_4^{*-} \right)$, a taxa de câmbio é mais sensível à taxas de crescimento do produto doméstico (estrangeiro) acima do potencial do que quando este está abaixo de seu potencial. Como os efeitos assimétricos da inflação e do crescimento do produto na taxa de câmbio são consequência das preferências do banco central (conforme analisado na Secção 3.1), a implicação económica da equação (15) é que tendo a PAI, o comportamento da BM levará à depreciação da moeda doméstica. Assim, o comportamento do BM seria contrário ao seu objectivo de promover o valor do Metical. A variável m_t denota os resíduos que representam os desvios do equilíbrio de longo prazo, os quais espera-se que sejam estacionários.

4.2. *Descrição dos Dados*

O presente estudo baseia-se em dados trimestrais (1998Q1 a 2018Q1) da taxa de câmbio da moeda moçambicana, o Metical (MZN), face às três principais moedas estrangeiras transacionadas em Moçambique, o Dólar americano (USD), o Euro (EUR) e o Rand sul africano (ZAR). O período de análise foi definido pela disponibilidade de dados. A base de dados também inclui a taxa de juros, a oferta monetária (M1), o Produto Interno Bruto (PIB) real e a taxa de inflação (Índice de Preços ao Consumidor). As variáveis estão representadas na forma logarítmica, e os diferenciais são definidos como a diferença logarítmica entre os fundamentos macroeconómicos domésticos (Moçambique) e estrangeiros (Estados Unidos, Zona Euro e África do Sul). As metas de inflação para os países utilizados neste estudo são: Moçambique (5%), África do Sul (5%), Zona Euro (2%) e Estados Unidos (2%).⁹ Tal como em Taylor (1993), o crescimento potencial do produto é definido como a tendência linear do PIB real. Note que, devido à diferenças no nível de desenvolvimento e no tamanho das economias em estudo, existe uma discrepância entre os valores de M1 e do PIB real de Moçambique e os outros três países

⁹Formalmente, Moçambique não segue um regime de metas de inflação, no entanto, o BM conduz a sua política monetária no sentido de garantir que a inflação não supere o nível de 5% conforme as diretrizes de convergência monetária da Comunidade Económica para o Desenvolvimento da Africa Austral (BNA, 2012).

ou grupos de países deste estudo. Para contornar esta situação, a oferta monetária e o PIB são medidos como índices cujo ano base é 2010.¹⁰ As várias fontes de dados e a respectiva descrição são apresentadas no Anexo A e a descrição estatística dos mesmos é resumida no Anexo B.

4.3. Procedimentos de Estimação

A implementação empírica do modelo proposto neste estudo envolve várias etapas. Na primeira etapa, são analisadas as propriedades estocásticas dos dados usados para estimar as equações (11) - (15) por forma a testar a sua não-estacionariedade (raiz unitária), pois as variáveis económicas, no geral, podem evoluir gradualmente ao longo do tempo como resultado de mudanças estruturais como regulamentos de mercado ou outros aspectos institucionais. Para testar as propriedades de integração dos dados usa-se os testes de raiz unitária *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), *Phillips-Perron* (PP) e *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS). Os métodos ADF e PP testam a hipótese nula de que uma série é não-estacionária. A hipótese nula para o teste KPSS é que a série temporal subjacente é estacionária. O uso desses três testes garante resultados mais robustos. Embora os testes ADF e PP sejam assintoticamente equivalentes, eles podem diferir substancialmente devido às diferentes maneiras pelas quais eles corrigem a correlação serial na regressão do teste. O teste KPSS é mais poderoso que os testes ADF e PP para amostras pequenas ($n \leq 100$), tal como é no caso do presente estudo (Shin e Schmidt, 1992). Especificamente, e como explicado por Kocenda e Cerný (2015, p.164), uma série temporal próxima à raiz unitária que tipicamente é, de forma errada, considerada não-estacionária com os testes ADF e PP, pode ser correctamente considerada estacionária, usando o teste KPSS.

De acordo com Kocenda e Cerný (2015, p.73), a decisão sobre a estacionariedade é determinada pela seguinte combinação de resultados: (i) se a hipótese nula não for rejeitada para o teste ADF ou PP, mas rejeitada para o teste KPSS, a série tem raiz unitária; (ii) se a hipótese nula para os testes ADF ou PP for rejeitada mas não rejeitada pela KPSS, a série é estacionária; (iii) se a hipótese nula para todos os testes não puder ser rejeitada, devemos ter muito cuidado com nossa conclusão final (o resultado do teste com uma significância estatística mais forte determinará a decisão final e (iv) se a hipótese nula para todos os testes são rejeitados, os testes são inconclusivos. Seguindo o procedimento

¹⁰ Estes índices estão disponíveis na base de dados da Organização para Cooperação Económica e Desenvolvimento (OECD, sigla em inglês) (OECD, 2017).

comum na literatura, o desfasamento temporal escolhido para os testes de raiz unitária é 4, visto que os dados usados neste estudo são de frequência trimestral. A segunda etapa consiste em estimar os parâmetros da regra de Taylor (ψ^+, ψ^-, χ^+ e χ^-) dos bancos centrais doméstico e estrangeiro nas equações (11) e (12), respectivamente. Os parâmetros da regra de Taylor são usados, na terceira etapa, para obter os diferenciais da taxa de juros através da equação (13). Na quarta etapa, estima-se os modelos representados na equação (15). Lembre-se de que conforme indicado na Secção 2, uma das condições para a verificação empírica do modelo é a existência de evidência de uma relação de longo prazo entre a taxa de câmbio e seus fundamentos macroeconómicos. Assim, na quarta etapa realizam-se testes para auferir se existe uma combinação linear estacionária entre taxa de câmbio e as variáveis explicativas. Para o efeito, e em consonância com a explicação na Secção 4.2, três regressões são estimadas para a equação (15): os modelos da taxa de câmbio MZN/USD (modelo USD), da taxa de câmbio MZN/EUR (modelo EUR) e da taxa de câmbio MZN/ZAR (modelo ZAR). Como observado por Warshaw (2016), alguns estudos empíricos empregam métodos de cointegração para evitar regressões espúrias porque as séries temporais relevantes são frequentemente não-estacionárias (tal como acontece com algumas das variáveis do presente trabalho conforme se pode ver no Anexo C). No entanto, os resultados da regressão na equação (15), que consistem numa mistura de séries estacionárias e não-estacionárias, podem ser validados se o resíduo da regressão for estacionário, o que implica a existência de uma relação de cointegração (longo prazo) entre as variáveis envolvidas (Patterson, 2000 e Verbeek, 2004). Finalmente, a quinta etapa consiste em testar a presença de simetria de longo prazo ($b_3^+ = b_3^-$ ou $b_3^{*+} = b_3^{*-}$ e $b_4^+ = b_4^-$ ou $b_4^{*+} = b_4^{*-}$) usando os testes de Wald (Wald, 1939). Os resultados destes testes darão uma primeira ideia sobre a sensibilidade da taxa de câmbio aos efeitos assimétricos da taxa de inflação e da taxa de crescimento real do produto na base da regra de Taylor.

5. Análise e Discussão dos Resultados

O primeiro passo para a análise dos resultados é a descrição da estacionaridade das variáveis usadas para a estimação do modelo. Os resultados dos testes de raiz unitária apresentados no Anexo C indicam que algumas variáveis são estacionárias, outras apresentam raiz unitária, e para outras os resultados são inconclusivos. Assim, e de modo a evitar regressões espúrias, as variáveis não estacionárias só serão consideradas no

modelo final se, e apenas se, tiverem uma relação de cointegração (relação de longo prazo) com a variável dependente, neste caso a taxa de câmbio.

5.1. Resultados para as Equações de Regra de Taylor

O objectivo principal deste estudo é explicar os movimentos da taxa de câmbio através de uma versão modificada da abordagem monetária com a adição da regra de Taylor assimétrica como uma das variáveis explicativas. Como indicado antes, o procedimento empírico tem como primeiro passo a estimação dos coeficientes da regra de Taylor na equação (11) para Moçambique (MZ) (ψ^+ , ψ^- , χ^+ e χ^-) e equação (12) para os Estados Unidos (EUA), Zona Euro (ZE) e África do Sul (AS) (γ^{*+} , γ^{*-} , c^{*+} e c^{*-}). Os resultados são apresentados na Tabela 2. Todas as quatro equações da regra de Taylor apresentam coeficientes com os sinais esperados (as únicas excepções são os coeficientes do hiato do produto abaixo do potencial dos países estrangeiros). Note que enquanto nas equações da regra de Taylor para MZ e AS, a taxa de juro de política só responde à inflação acima da meta, para os EUA e ZE, a taxa de juro de política responde apenas a inflação abaixo da meta, estando deste modo em linha com os resultados de Dutta e Lenon (2006) e Hodgson (2010) que sugerem que os bancos centrais nas economias africanas reagem mais à depreciação da moeda doméstica do que à sua apreciação. Além disso, os resultados na Tabela 2 estão em consonância com os resultados de Alba e Wang (2017), Caputo e Diaz (2017) e Baaziz e Lahiani (2013) para os EUA, ZE e AS, respectivamente.

Entretanto, para uma análise mais aprofundada, é conveniente apresentar as equações da regra de Taylor em termos de diferenciais conforme a representação na equação (13). Observando os diferenciais das taxas de juros, eliminamos qualquer efeito de tendência temporal comum entre as moedas envolvidas, o que reduziria a probabilidade de se ter regressões espúrias. Adicionalmente, estimar a regra de Taylor nas diferenças (equação 13) torna os resultados dos testes de assimetria na Tabela 3 directamente comparáveis aos os testes que serão realizados nos modelos de taxa de câmbio (equação 14). Sobre a Tabela 3, estas equações da regra de Taylor podem ser classificadas em termos das escolhas de política monetária de cada país. Os resultados na Tabela 3 são consistentes com os da Tabela 2. Isto é, todos os coeficientes estatisticamente significativos têm o sinal esperado como previsto na equação (13). A evidência da presença de preferências assimétricas do banco central é mista.

Tabela 2: Resultados da Regra de Taylor Assimétrica (equações 11 e 12)

	TJ_{MZ}	TJ_{EUA}	TJ_{ZE}	TJ_{AS}
ψ^+	0.776*** (0.178)	0.510 (0.737)	0.522 (0.600)	0.974*** (0.208)
ψ^-	0.842* (0.465)	0.735** (0.275)	0.957** (0.410)	-0.061 (0.159)
χ^+	-0.104 (0.170)	0.499* (0.289)	0.302* (0.161)	0.332 (0.360)
χ^-	0.130** (0.051)	-0.691*** (0.276)	-0.036 (0.355)	-0.152 (0.590)
\bar{i}	0.055*** (0.060)	0.005* (0.020)	0.006** (0.003)	0.030*** (0.005)
Obs.	81	77	81	81
R^2 Ajustado	0.516	0.352	0.419	0.22
F	22.33	11.86	14.71	6.64
<i>Testes de Raiz Unitária para os Resíduos[†]</i>				
$Z(t)_{ADF}$	-2.801*	-2.727*	-1.585	-3.457***
$Z(t)_{PP}$	-2.582*	-1.911	-1.648	-2.383
$Z(t)_{KPSS}$	0.106**	0.209	0.154	0.295
Decisão	Estacionário	Não- Estacionário	Não- estacionário	Inconclusivo

Nota: TJ_{MZ} , taxa de juros de Moçambique; TJ_{EUA} , taxa de juros dos Estados Unidos da América; TJ_{ZE} , taxa de juros da Zona Euro; TJ_{AS} , taxa de juros da África do Sul. Os testes ADF e PP testam a hipótese nula segundo a qual as séries são não-estacionárias. A hipótese nula para o teste KPSS define que as séries são estacionárias (os asteriscos indicam aceitação da hipótese nula). [†] os valores críticos para os testes de raiz unitária foram obtidos em Hamilton (1994). Erros padrões de Newey-West entre parenteses (Newey and West, 1987): ao nível de 1% (***), 5% (***) e 10% (*).

No diferencial de taxa de juro MZ/US, a hipótese nula que estabelece que $y^{*+} = y^{*-}$ não é rejeitada, isto é, não há efeitos assimétricos dos desvios da inflação de MZ. Ambos os coeficientes dos desvios da inflação dos EUA não são estatisticamente significativos ao nível de 5%. A falta de evidências sobre os efeitos assimétricos da inflação é ainda mais pronunciada no diferencial de taxas de juros MZ/ZE, onde o único parâmetro estatisticamente significativo é o desvio positivo da inflação de MZ. O cenário é ligeiramente diferente para o caso do diferencial de taxas de juros MZ/AS. Aqui, enquanto a hipótese nula que estabelece que $y^+ = y^-$ não é rejeitada para os desvios da inflação de MZ, portanto, há evidências de efeitos assimétricos dos desvios da inflação da AS com $y^{*+} > y^{*-}$. Em geral, o diferencial da taxa de juros é mais sensível (ou somente responsivo) à inflação acima da meta do que quando esta está abaixo da sua meta. Este resultado, que está em linha com os resultados obtidos por Geyik (2011) e Klose (2011), é consistente com a hipótese da PAI.

Tabela 3: Resultados da Regra de Taylor Assimétrica em Diferenciais (equação 13)

	DTJ_{EUA}	DTJ_{ZE}	DTJ_{AS}
y^+	0.603*** (0.206)	0.639*** (0.171)	0.838*** (0.211)
y^{*+}	-1.588* (0.904)	-0.593 (0.895)	-1.017** (0.370)
y^-	1.633** (0.579)	0.104 (0.400)	1.649** (0.592)
y^{*-}	0.327 (0.492)	0.618 (0.853)	0.0439* (0.232)
c^+	-0.177 (0.127)	-0.012 (0.107)	-0.020 (0.093)
c^{*+}	-1.200** (0.434)	-0.904** (0.322)	-1.568** (0.670)
c^-	0.147* (0.085)	0.070 (0.059)	-0.010 (0.086)
c^{*-}	1.640** (0.570)	1.568** (0.773)	0.918 (0.665)
$\bar{i} - \bar{i}^*$	0.067** (0.013)	0.058*** (0.010)	0.031** (0.011)
<i>Obs.</i>	81	77	81
R^2 <i>Ajustado</i>	0.639	0.530	0.543
<i>F</i>	18.70	11.69	9.89
<i>Testes de Raiz Unitária para os Resíduos[†]</i>			
$Z(t)_{ADF}$	-3.688**	-3.917**	-3.900**
$Z(t)_{PP}$	-3.466**	-2.894**	-3.163**
$Z(t)_{KPSS}$	0.048**	0.081**	0.090**
<i>Decisão</i>	Estacionário	Estacionário	Estacionário
<i>Testes Wald para Assimetrias</i>			
$F_{y^+=y^-}$	2.02	1.39	1.23
$F_{y^{*+}=y^{*-}}$	2.86*	0.88	8.33**
$F_{c^+=c^-}$	3.21*	0.46	4.47**
$F_{c^{*+}=c^{*-}}$	8.66**	7.42**	7.42**

Nota: DTJ_{EUA} , diferencial de taxa de juros com os Estados Unidos da América; DTJ_{ZE} , diferencial de taxa de juros com a Zona Euro; DTJ_{AS} , diferencial de taxa de juros com a África do Sul. Os testes ADF e PP testam a hipótese nula segundo a qual as séries são não-estacionárias. A hipótese nula para o teste KPSS define que as séries são estacionárias (os asteriscos indicam aceitação da hipótese nula). [†] os valores críticos para os testes de raiz unitária foram obtidos em Hamilton (1994). Erros padrões de Newey-West entre parenteses (Newey and West, 1987): ao nível de 1% (***), 5% (**) e 10% (*).

Em relação ao hiato do produto, os resultados da Tabela 3 sugerem que apenas o desvio do produto estrangeiro é relevante para determinar o diferencial da taxa de juros. O

parâmetro do hiato do produto de MZ é apenas estatisticamente significativo na equação diferencial da taxa de juros da AS. Há evidência de efeitos assimétricos do hiato do produto dos EUA, da ZE e da AS. Além disso, em todos os casos $C^{*+} < C^{*-}$, o que é consistente com a hipótese da PAR encontrado por Geyik (2011) e Klose (2011). Note também que há alguma evidência de efeitos assimétricos do hiato do produto de MZ na equação de diferencial de taxa de juro da AS, no entanto, ambos são estatisticamente insignificantes. A principal conclusão que se pode tirar da análise de regressão é a interpretação económica que está em linha com os resultados de Nhapulo e Nicolau (2017), segundo a qual, o hiato do produto é irrelevante para a BM e, de facto, não deveria ser, visto que o objectivo principal do BM é o controle da inflação.

5.2. *Resultados para as Equações de Taxa de Câmbio*

De acordo com os procedimentos de estimação descritos na Secção 4.3, o próximo passo é estimar os três modelos de taxa de câmbio (os modelos USD, EUR e ZAR), conforme especificado na equação (15). Os resultados são apresentados na Tabela 4. A não-estacionariedade, em pelo menos uma das variáveis, força a verificação do nível de integração entre a taxa de câmbio e as respetivas variáveis explicativas para evitar a obtenção de resultados espúrios. Para este fim, são realizados testes de raiz unitária também para os resíduos de cada regressão definidos na equação (15) e os resultados são apresentados na Tabela 3. Os resultados dos testes de raiz unitária de ADF, PP e KPSS mostram que os resíduos produzidos por cada uma das três regressões estimadas na equação (15) são estacionários, significando assim que os coeficientes das regressões estimadas não são espúrios, ou seja, os coeficientes estimados são estatisticamente consistentes. Portanto, a hipótese de resíduos não-estacionários foi rejeitada, confirmando a existência de uma relação de longo prazo entre a taxa de câmbio e seus determinantes macroeconómicos, incluindo aqueles baseados na regra de Taylor. Com poucas excepções (uma no modelo USD, duas no modelo EUR e três no modelo ZAR), os sinais de coeficiente são consistentes com as previsões na equação (15).

5.2.1. *Efeitos de Desvios da Inflação*

A partir do modelo USD, podemos encontrar evidências de efeitos assimétricos dos desvios da inflação dos EUA com a taxa de câmbio MZN/USD reagindo mais aos desvios da inflação acima da meta do que quando esta está abaixo da meta. Não há evidências de efeitos assimétricos da inflação doméstica.

Tabela 4: Modelo Monetário da Taxa de Câmbio com Regra de Taylor Assimétrica (Equação 15)

	TC_{EUA}	TC_{ZE}	TC_{AS}
β_1	0.229*** (0.048)	0.644*** (0.063)	0.459** (0.072)
β_2	0.419*** (0.110)	0.001 (0.050)	-0.033 (0.029)
β_3^+	1.149** (0.737)	0.926** (0.635)	0.875 (0.947)
β_3^{+*}	-7.989** (2.386)	-15.591*** (5.479)	-3.000** (1.025)
β_3^-	4.677** (1.486)	2.614 (3.603)	1.500 (2.105)
β_3^{*-}	2.239 (2.180)	2.357 (5.159)	-1.968** (0.576)
β_4^+	-1.824*** (0.455)	-1.557** (0.442)	-1.775** (0.576)
β_4^{*+}	0.120 (0.188)	5.000*** (1.196)	6.586** (2.265)
β_4^-	0.997*** (0.256)	0.757** (0.311)	0.793** (0.336)
β_4^{*-}	4.730*** (1.256)	1.532 (4.894)	-1.656 (1.919)
b_0	1.530*** (0.031)	1.620*** (0.029)	0.563*** (0.035)
<i>Obs.</i>	81	77	81
<i>R² ajustado</i>	0.928	0.938	0.732
<i>F</i>	147.41	50.02	22.81
<i>Testes de Raiz Unitária para os Resíduos[†]</i>			
$Z(t)_{ADF}$	-3.123***	-2.939**	-3.3461*
$Z(t)_{PP}$	-4.461**	-4.063**	-3.556**
$Z(t)_{KPSS}$	0.123**	0.071**	0.066**
<i>Decisão</i>	Estacionário	Estacionário	Estacionário
<i>Testes Waldo para Assimetrias</i>			
$F_{\beta_3^+ = \beta_3^-}$	-2.42	0.41	0.08
$F_{\beta_3^{*+} = \beta_3^{*-}}$	9.18**	-10.82**	0.28
$F_{\beta_4^+ = \beta_4^-}$	18.05**	9.33**	7.95**
$F_{\beta_4^{*+} = \beta_4^{*-}}$	6.91**	-1.23	7.43**

Nota: TC_{EUA} , taxa de câmbio MZN/USD; TC_{ZE} , taxa de câmbio MZN/EUR; TC_{AS} , taxa de câmbio MZN/ZAR. Os testes ADF e PP testam a hipótese nula segundo a qual as séries são não-estacionárias. A hipótese nula para o teste KPSS define que as séries são estacionárias (os asteriscos indicam aceitação da hipótese nula). [†] os valores críticos para os testes de raiz unitária foram obtidos em Hamilton (1994). Erros padrões de Newey-West entre parênteses (Newey and West, 1987): ao nível de 1% (***), 5% (**) e 10% (*).

Quando olhamos para o modelo EUR, vemos que, tal como no modelo USD, a taxa de câmbio MZN/EUR está positivamente (negativamente) relacionada com os desvios da inflação doméstica (estrangeira). No entanto, a taxa de câmbio MZN/EUR apenas reage à inflação doméstica acima da meta. Como esperado, a reação da taxa de câmbio MZN/EUR

aos desvios da inflação estrangeira é maior para desvios acima da meta. Em relação ao modelo ZAR, constata-se que as variações nos desvios da inflação doméstica não afetam a taxa de câmbio MZN/ZAR. Da mesma forma, a taxa de câmbio MZN/ZAR não reage nem aos desvios da inflação estrangeira acima da meta. Na verdade, a taxa de câmbio MZN/ZAR só responde aos desvios da inflação estrangeira quando está abaixo da meta. Esses resultados levam à conclusão de que há efeitos assimétricos de desvios da inflação (na base da regra de Taylor) na taxa de câmbio. No entanto, se esses efeitos são maiores quando a inflação está acima ou abaixo de sua meta depende da taxa de câmbio em consideração.

5.2.2. Efeitos do Hiato do Produto

Quando analisamos o impacto do ciclo económico, medido pelo hiato do produto, podemos encontrar efeitos assimétricos significativos em todos os modelos, tanto para os hiatos de produto doméstico assim como para os hiatos dos produtos estrangeiros. A única exceção é o hiato do produto para a ZE. Especificamente, no modelo USD, a taxa de câmbio MZN/USD só responde ao hiato do produto quando o hiato do produto doméstico está abaixo do seu nível potencial, portanto o crescimento do produto acima do potencial não tem efeito na determinação da taxa de câmbio. Os resultados são diferentes em relação ao hiato do produto estrangeiro. Aqui o coeficiente de hiato do produto é significativamente maior e aponta para uma reação negativa, logo, a taxa de câmbio MZN/USD acomoda ainda mais desvios do produto do seu nível potencial. No entanto, o coeficiente estimado tem um sinal contrário ao previsto pela equação (15). Se o hiato do produto estiver acima do potencial, a taxa de câmbio MZN/USD reage mais a uma expansão da economia do que a uma recessão económica. Passando para o modelo EURO, vemos que o hiato do produto doméstico acima da meta é o único coeficiente de produção que afecta a taxa de câmbio MZN/EURO. Assim, conclui-se que o hiato do produto da ZE (abaixo e acima do potencial) não tem efeito na taxa de câmbio MZN/EURO. Os resultados para o modelo ZAR indicam que tanto o hiato do produto tanto doméstico como estrangeiro têm um efeito significativo na taxa de câmbio MZN/ZAR apenas quando o hiato do produto está acima do seu potencial. Com base nos resultados obtidos nos três modelos, conclui-se que a taxa de câmbio é mais sensível ao desalinhamento do produto acima do seu potencial, o que é consequência da PAR do banco central.

5.3. Análise Comparativa

Passemos agora à principal questão de interesse, que consiste em comparar o modelo proposto no presente estudo (equação 15) com o modelo monetário tradicional de determinação da taxa de câmbio (equação 10). Especificamente, pretende-se avaliar como o impacto dos diferenciais de taxa de juros sobre a taxa de câmbio é afectado quando os diferenciais de taxa de juros são definidos na base de regra de Taylor assimétrica. Para permitir essa comparação, calcula-se os valores dos diferenciais de taxa de juros obtidos com base nas regressões de regra de Taylor (equações 11 e 12) e, em seguida, usa-se esses valores na equação (10).

Tabela 5: Modelo Monetário da Taxa de Câmbio com Regra de Taylor Assimétrica

	TC_{EUA}		TC_{ZE}		TC_{AS}	
	<i>Modelo Tradicional</i>	<i>Modelo Actual</i>	<i>Modelo Tradicional</i>	<i>Modelo Actual</i>	<i>Modelo Tradicional</i>	<i>Modelo Actual</i>
a_1	0.281*** (0.053)	0.276*** (0.051)	0.684*** (0.097)	0.669*** (0.097)	0.474*** (0.123)	0.448*** (0.090)
a_2	0.313** (0.127)	0.306** (0.114)	-0.039 (0.040)	-0.027 (0.041)	-0.073 (0.044)	-0.065* (0.036)
a_3	2.097*** (1.379)	2.702*** (0.509)	0.966** (0.795)	1.702** (0.800)	0.476 (0.953)	1.367* (0.782)
a_0	1.379*** (0.035)	1.344*** (0.035)	1.559*** (0.056)	1.512*** (0.063)	0.569 (0.044)	0.540*** (0.036)
<i>Obs.</i>	81	81	77	77	81	81
<i>R² ajustado</i>	0.902	0.911	0.860	0.869	0.525	0.567
<i>F</i>	246.92	274.81	155.94	168.53	30.50	35.87
<i>Testes de Raiz Unitária para os Resíduos[†]</i>						
$Z(t)_{ADF}$	-2.806*	-2.094	-2.066	-1.847	-2.600*	-2.107
$Z(t)_{PP}$	-2.444**	-2.520	-1.863	-1.945	-2.399	-2.267
$Z(t)_{KPSS}$	0.123**	0.130**	0.164	0.168	0.101**	0.108**
<i>Decisão</i>	Estacionário	Estacionário	Não-estacionário	Não-estacionário	Estacionário	Estacionário

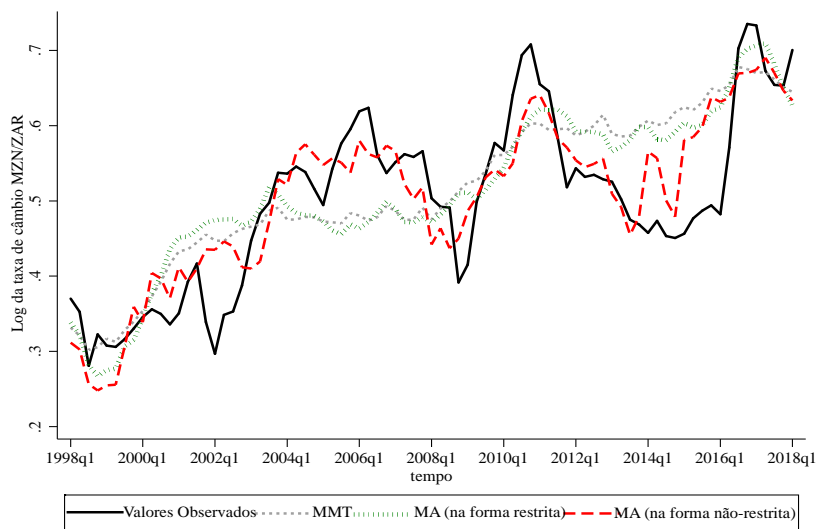
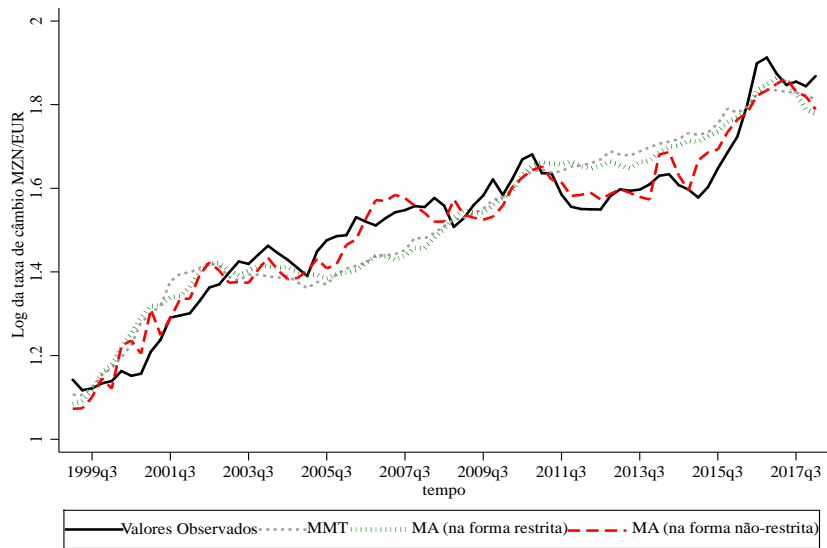
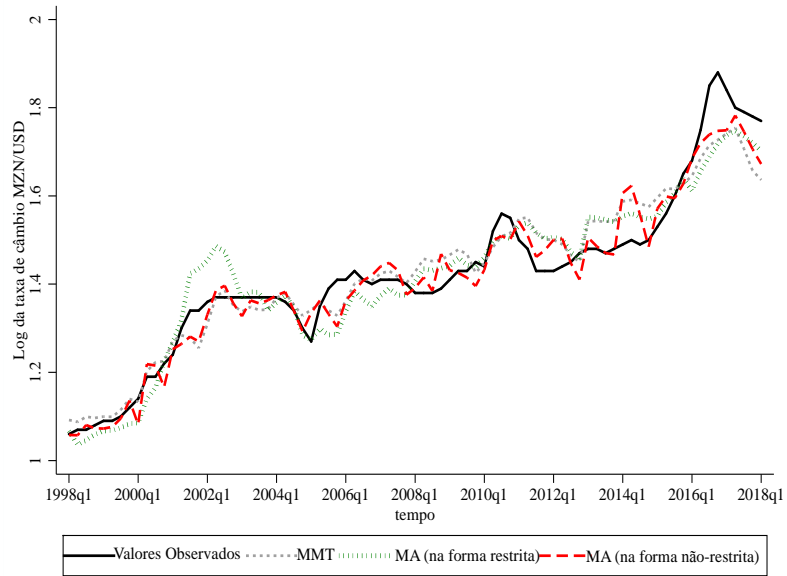
Nota: TC_{EUA} , taxa de câmbio MZN/USD; TC_{ZE} , taxa de câmbio MZN/EUR; TC_{AS} , taxa de câmbio MZN/ZAR. Os testes ADF e PP testam a hipótese nula segundo a qual as séries são não-estacionárias. A hipótese nula para o teste KPSS define que as séries são estacionárias (os asteriscos indicam aceitação da hipótese nula). [†] os valores críticos para os testes de raiz unitária foram obtidos em Hamilton (1994). Erros padrões de Newey -west entre parenteses (Newey and West, 1987): ao nível de 1% (***), 5% (**) e 10% (*).

A Tabela 5 mostra os resultados dessa comparação entre os resultados de regressão para o modelo monetário tradicional (doravante modelo tradicional) e o modelo monetário com os valores ajustados das equações com regra de Taylor assimétricas (doravante modelo actual). Com base nos valores do R^2 ajustado, o modelo actual parece descrever melhor os movimentos da taxa de câmbio relativamente ao modelo tradicional. Os resultados da

Tabela 5 destacam duas características importantes relativas as regressões dos modelos USD, EUR e ZAR. Primeiro, os parâmetros a_1 e a_2 são relativamente menores no modelo actual. Segundo, o parâmetro a_3 é maior no modelo actual comparativamente ao valor correspondente no modelo tradicional. Com base na análise da Secção 3, este resultado, que está em consonância com os resultados de Binici e Cheung (2012), pode sugerir que, ao considerar os efeitos assimétricos da regra de Taylor, o modelo proposto neste estudo descreve com maior precisão os verdadeiros valores de diferenciais de taxa de juros.

Uma forma alternativa de comparar os modelos tradicional e o actual é construir gráficos dos valores ajustados de ambos os modelos de regressão. Para melhor compreensão, calcula-se os valores previstos pelo modelo actual para as versões restrita (Tabela 5) e não-restrita (Tabela 4). Assim, a Figura 1 mostra os valores observados e os valores obtidos dos modelos tradicional e actual (nas suas formas restrita e não-restrita) para as taxas de câmbio MZN/USD, MZN/EUR e MZN/ZAR, respectivamente. Comparando as linhas dos valores ajustados, vemos que os modelos monetário, tradicional e o actual (restrito e não restrito) têm um desempenho relativamente bom ao prever as taxas de câmbio MZN/USD e MZN/EUR. No entanto, ao se comparar as versões restrita e não-restrita do modelo actual, vemos que este último possui um melhor poder de previsão do que o anterior. Esse resultado sugere que o modelo dado na equação (10) pode ser muito restritivo. Note-se também que, enquanto o modelo tradicional e a versão restrita do modelo actual falham em descrever os movimentos da taxa de câmbio MZN/ZAR por não toma em consideração as flutuações cíclicas (como mostrado no último gráfico da Figura 1), a versão não restrita do o modelo actual ajusta com mais precisão os valores reais da taxa de câmbio MZN/ZAR. No entanto, observe que o modelo actual ainda tem um poder de previsão melhor que o modelo tradicional.

Figura 1 – Modelo Monetário Tradicional (MMT) vs. Modelo Actual (MA)



Esses resultados, que estão em linha com os resultados obtidos por Engel e West (2006), Mark (2009) e Binici e Cheung (2012), levam à conclusão de que, ao ignorar o processo assimétrico de fixação de taxa de juros na base de regra de Taylor, a abordagem monetária padrão para a determinação da taxa de câmbio subestima o impacto da taxa de juros na taxa de câmbio que pode conduzir a erros na formulação da política monetária. Assim, a ligação entre a taxa de juros e taxas de câmbio é medida com mais precisão quando a regra de Taylor assimétrica é considerada. Isso significa que, ao contrário do que é previsto pela maioria da literatura sobre a abordagem monetária para a determinação da taxa de câmbio, a política monetária tem um papel importante na determinação do nível de taxa de câmbio. Note-se que, conforme demonstrado por Binici e Cheung (2012), o desempenho das taxas de câmbio monetário baseadas na regra de Taylor depende também do critério de avaliação e do período de avaliação. No entanto, a consideração dos efeitos assimétricos, como proposto no presente trabalho, ajuda a explicar parte da variabilidade da taxa de câmbio não explicada nos trabalhos de Binici e Cheung (2012).

6. Conclusões

Não obstante o facto de um número considerável de estudos tenha tentado verificar empiricamente o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio, poucos estudos forneceram evidências da presença de assimetrias na relação entre a taxa de câmbio e seus determinantes macroeconómicos. Para preencher esta lacuna na literatura, este trabalho propôs uma versão modificada da abordagem monetária padrão da determinação da taxa de câmbio incorporando uma regra de Taylor assimétrica. O modelo monetário desenvolvido no presente trabalho implica que o tamanho das respostas da taxa de câmbio à taxa de juro de política depende da posição da inflação e do produto em relação à sua meta e potencial, respectivamente. O modelo é aplicado à taxa de câmbio das três principais moedas estrangeiras (Dólar americano, Euro e Rand sul-africano) transacionadas em Moçambique de 1998Q1 a 2018Q1.

Os resultados evidenciam a existência de efeitos assimétricos na regra de taxas de juro de política com base no princípio de Taylor, seguido pelo Banco de Moçambique, o *Federal Reserve* dos Estados Unidos, o *Europe Central Bank* e o *South Africa Reserve Bank* da África do Sul. Especificamente, o comportamento destes bancos centrais é consistente com as preferências de aversão à inflação e as preferências de aversão à recessão económica (com excepção do Banco de Moçambique, os bancos centrais ajustam a taxa de juro de política sempre que o crescimento do produto estiver abaixo do seu

potencial). As preferências do banco central afectam a determinação da taxa de câmbio através de seu efeito sobre a taxa diferencial entre definida como o *spread* entre a taxa de juros da política doméstica e estrangeira. Além disso, os resultados mostram que o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio com a inclusão da regra de Taylor proposta neste trabalho, que leva em conta potenciais efeitos assimétricos do diferencial de taxa de juros na taxa de câmbio, apresenta um desempenho melhor do que o modelo tradicional no que se refere a previsão dos verdadeiros valores da taxa de câmbio.

Com base no principal objectivo deste trabalho e nos resultados acima descritos, a principal conclusão é que, ao ignorar o processo assimétrico de fixação de taxa de juros na base de regra de Taylor, a abordagem monetária padrão para a determinação da taxa de câmbio subestima o impacto da taxa de juros na taxa de câmbio que pode induzir a erros na formulação da política monetária. Por outras palavras, a ligação entre taxa de juros e taxa de câmbio é medida com mais precisão quando se considerara os efeitos assimétricos da regra de Taylor, significando que, contrariamente ao que é previsto pela maioria da literatura existente sobre abordagem monetária para a determinação da taxa de câmbio, a política monetária tem um importante papel na determinação do nível de taxa de câmbio. Uma medição e previsão mais precisas da taxa de câmbio, permite que o Banco de Moçambique minimize a volatilidade da taxa de câmbio, particularmente em relação a movimentos de depreciação, o que pode contribuir positivamente para a concretização do principal objectivo do Banco de Moçambique que é a promoção da estabilidade do sistema financeiro moçambicano. Outra conclusão importante é que há efeitos assimétricos de desvios de inflação e do hiato do produto na taxa de câmbio determinados pelas preferências do banco central na base de regras de Taylor. No entanto, embora seja simples concluir que a taxa de câmbio é mais sensível ao desvio do produto que está acima de seu potencial, se os efeitos assimétricos da taxa de inflação são maiores quando a inflação está acima ou abaixo da meta dependem da taxa de câmbio considerada.

O elemento crucial do modelo proposto no presente estudo é a regra de Taylor assimétrica. No entanto, para a verificação da robustez dos resultados obtidos através do modelo aqui proposto, seria importante que estudos futuros desenvolvessem especificações alternativas de não-linearidade da regra de Taylor, como por exemplo a especificação proposta por Cukierman e Muscatelli (2008), Geyik (2011), Baaziz e Lahiani (2013), Alba e Wang (2017) e Nhapulo e Nicolau (2017) para o caso de Moçambique.

Referências Bibliográficas

- Afat, D., Gómez-Puig, M. e Sosvilla-Rivero, S. (2015). *The Failure of the Monetary Model of Exchange Rate Determination*. Applied Economics, 47, 4607-4629.
- Ahmad, S. (2016). *A Multiple Threshold Analysis of the Fed's Balancing Act during the Great Moderation*. Economic Modelling, 55, 343–358.
- Alao, R. O., Oziegbe, T. R., Ibidapo, C. O. e Sharimakin, A. (2011). *The Flex Price Monetary Model of the Dollar-Naira Exchange Rate Determination: A cointegration Approach*. British Journal of Arts and Social Sciences, 2.
- Alba, J., Park, D. e Xie, T. (2015). *Predictability of Exchange Rates with Taylor Rule Fundamentals: Evidence of Inflation-Targeting Emerging Countries*. Emerging Countries Finance and Trade, 51, 714-728
- Alba, J. and Wang, P. (2017). *Taylor Rule and Discretionary Regimes in the United States: Evidence from a k-State Markov Regime-Switching Model*. Macroeconomic Dynamics, 21, 817-833.
- Arghyrou, M. G., Boinet, V. e Martin, C. (2006). *Non-linear and Non-symmetric Exchange rate Adjustment: Evidence from Medium and High-Inflation Countries*. Journal of Economics and Finance, 9, 38-56.
- Baaziz, Y. e Lahiani, A. (2013). *Does the South African Reserve Bank Follow a Nonlinear Interest Rate Reaction Function?* Economic Modelling, 35, 272-282.
- Backus, D. (1984). *Empirical Models of the Exchange Rate: Separating the Wheat from the Chaff*. The Canadian Journal of Economics, 17, 824-846.
- Bahmani-Oskooee, M. e Barry, M. (1998). *Does Russian Ruble Follow the Monetarist Path?* Economic Notes, 27, 287-298.
- Bahmani-Oskooee M. Hegerty S. W. e Tunku A., 2010. *The Black-Market Exchange Rate Versus The Official Rate: Which Rate Fosters The Adjustment Speed In The Monetarist Model?* Manchester School, University of Manchester, vol. 78, 725-738.
- Belke, A. e Klose, J. (2010). *(How) do the ECB and the Fed react to financial market uncertainty?* The Taylor rule in time of Crises. DIW. Econstor.
- Bilson, J. (1978). *The Monetary Approach to the Exchange Rate-Some Empirical Evidence*. International Monetary Fund. IMF.
- Binici, M. e Cheung, Y. W. (2012). *Exchange Rate Dynamics Under Alternative Optimal Interest Rate Rules*. Pacific-Basin Finance Journal, 20, 122-150.
- BNA. (2012). *Relatório Integrado dos Desenvolvimentos Económicos Recentes da SADC*. Banco Nacional de Angola.
- Boughton, J. (1988). *Exchange Rates and the Term Structure of Interest Rates*. International Monetary Fund. Palgrave Macmillan Journals.
- Boughton, J. M. (1998). *The Monetary Approach to Exchange Rates: What Now Remains?* Princeton University, Department of Economics, New Jersey.
- Bruyn, R., Gupta, R. e Stander, L. (2013). *Testing the Monetary Model for Exchange Rate Determination in South Africa: Evidence from 101 Years of Data*. Vizja Press and IT.
- Cagan, P. (1956). *The Monetary Dynamics of Hyperinflation*. In M. Friedman, Cagan, Philip, "The Monetary Dynamics of Hyperinflation" in Milton, Friedman Studies in the Quantity Theory of Money (25-117). Chicago: The University of Chicago Press.
- Caputo, R. e Diaz, A. (2017). *Now and Always, the Relevance of the Taylor Rule in Europe*. International Journal of Financial Economics, 23, 41-46.

- Chin, L., Azali, M. e Matthews, K. (2007). *The Monetary Approach to Exchange Rate Determination for Malaysia*. Applied Financial Economics Letters, 3, 91-94.
- Constâncio, V. (2014). *Nonlinearities in Macroeconomics and Finance. Nonlinearities in Macroeconomics and Finance in the Light of Crises*. European Central Bank.
- Cukierman, A. e Muscatelli, A. (2008). *Nonlinear Taylor Rules and Asymmetric Preferences in Central banking: Evidence from the United Kingdom and the United States*. The B.E. Journal of Macroeconomics, 8.
- Disyatat, P. e Galati, G. (2005). *The Effectiveness of Foreign Exchange Intervention in Emerging Marketing Countries: Evidence from the Czech koruna*. BIS Working Papers, Bank of International Settlements, Monetary and Economic Department.
- Dutta, J. e Leon, H. (2006). *Dread of Depreciation: Measuring Real Exchange Rate Interventions*. International Monetary Fund. SSRN
- Effiong, E. L., 2014. *Exchange Rate Dynamics and Monetary Fundamentals: A Cointegrated SVAR Approach for Nigeria*. Global Business Review, International Management Institute, 15(2), 205-221.
- Engel, C. e West, K. (2006). *Taylor Rules and the Deutschmark-Dollar real Exchange Rate*. Journal of Money, Credit and Banking, 38, 1175-1194.
- Fernandes, C. (2011). *Eficácia da Regra de Taylor no Mecanismo de Transmissão Monetária: O Caso de Moçambique 1993 a 2009*. III Jornadas Científicas. Maputo: Banco de Moçambique.
- Frenkel, J. (1976). *A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence*. Scandinavian Journal of Economics, 76, 200-224.
- Geyik, E. (2011). *A Test for Asymmetric Central Bank Preferences in Turkey*. International. Journal of Social Sciences and Humanitary Studies, 3, 179-191.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. New Jersey: Princeton University Press.
- Harvey, J. T. (1996). *Orthodox Approaches to Exchange Rate Determination: A Survey*. Journal of Post Keynesian Economics, 18, 567-583.
- Hassan, S. and Simione, F. (2013). *Exchange Rate Determination under Monetary Policy Rules in a Financially Underdeveloped Economy: A Simple Model and Application to Mozambique*. Journal of International Development, 25, 502-519.
- Hodgson, D. J. (2010). *A Test for the Presence of Central Bank Intervention in the Foreign Exchange Market with an Application to the Bank of Canada*. Department of Economics, Université du Québec à Montréal. Montreal: Springer.
- Ince, O., Molodtsova, T. e Papell, D. (2016). *Taylor Rule Deviations and Out-of-sample Exchange Rate Predictability*. Journal of International of Money and Finance, 69, 22-44.
- Karahan, Ö. e Çolak, O. (2012). *Does Uncovered Interest Rate Parity Hold in Turkey?.* International Journal of Economics and Financial Issues, 2, 386-394.
- Karfakis, C. (2003). *Exchange Rate Determination During Hyperinflation: The Case of the Romanian Lei*. Applied Financial Economics, 13, 473-476.
- Khan, M. e Qayyum, A. (2011). *Exchange Rate Determination in Pakistan: Role of Monetary. Fundamentals*. Journal of Economic Cooperation and Development, 67-96.
- Kim, H., Fujiwara, I., Hansen, B. e Ogaki, M. (2015). *Purchasing Power Parity and the Taylor Rule*. Journal of Applied Econometrics, 30, 874-903.
- Klose, J. (2011). *Asymmetric Taylor Reaction Functions of the ECB: An Approach Depending on the State of the Economy*. The North American Journal of Economics and Finance, 22, 149-163.
- Kocenda, E., and Cerný, A. (2015). *Elements of Time Series Econometrics: An Applied Approach*. Prague: Karolinum Press.

- Leon, H. e Najarian, S. (2003). *Asymmetric Adjustment and Nonlinear Dynamics in Real Exchange Rates*. Working Paper, International Monetary Fund.
- Li, D., Ghoshray, A. e Morley, B. (2013). *An Empirical Study of nonlinear Adjustment in the UIP Model using a Smooth Transition Regression Model*. International Review of Financial Analysis, 109-120.
- Loría, E., Sánchez, A. e Salgado, U. (2010). *New Evidence on the Monetary Approach of Exchange Rate Determination in Mexico 1994–2007: A Cointegrated SVAR Model*. Journal of International Money and Finance, 29, 540-554.
- Maehle, N., Teferra, H. e Khachatryan, A. (2013). *Exchange Rate Liberalization in Selected Sub-Saharan African Countries: Successes, Failures, and Lessons*. Working Paper, IMF, African Department.
- Mark, N. C. (2009). *Changing Monetary Rules, Learning, and Real Exchange Rate Dynamics*. Journal of Money, Credit and Banking, 41, 1047-1070.
- Mussa, M. (1976). *The Exchange Rate, the Balance of Payments and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating*. Scandinavian Journal of Economics, 78, 229-248.
- Mussa, M. (1984). *The Theory of Exchange Rate Determination*. In Bilson, J. e Marston, R. Exchange Rate Theory and Practice (13-78). University of Chicago Press.
- Neely, C. J. e Sarno, L. (2002). *How Well Do Monetary Fundamentals Forecast Exchange Rates*. The Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Newey, W. K. e West, K. D. (1987). *A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix*. Newey, W. K. e West, K. D. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteros Econometrica, 55, 703-708.
- Nhapulo, G. e Nicolau, J. (2017). *Assessing Nonlinear Dynamics of Central Bank Reaction Function: The Case of Mozambique*. South African Journal of Economics, 85, 28-51.
- OECD. (2017). *Main Economic Indicators*. Paris: OECD Publishing.
- Papadamou, S. e Markopoulos, T. (2012). *The Monetary Approach to the Exchange Rate Determination for a “Petrocurrency”: The Case of Norwegian Krone*. International Advances in Economic Research, 18, 299-314.
- Patterson, K. (2000). *An Introduction to Applied Econometrics*. London: Mcmillian Press.
- Pentecost, E. J. (1991). *Econometric Approaches to Empirical Models of Exchange Rate Determination*. Journal of Economic Surveys, 5, 71-96.
- Petersen, K. (2007). *Does the Federal Reserve Follow a Non-Linear Taylor Rule?* Working Paper, University of Connecticut, Department of Economics.
- Postek, Ł. (2016). *Nonlinearity, State-dependency and Asymmetry of the Monetary Transmission Mechanism – Some Evidence from the Greenspan Era*. PhD Thesis, Warsaw.
- Razafimahefa, I. F. (2012). *Exchange Rate Pass-Through in Sub-Saharan African Economies and its Determinants*. Working Paper, African Department.
- Rogoff, K. (1999). *Monetary Models of Dollar/Yen/Euro Nominal Exchange Rates: Dead or Undead?* The Economic Journal, 655-659.
- Sanchez, M. (2005). *The Link between Interest Rates and Exchange Rates: Do Contractionary Depreciations Make a Difference*. European Central Bank.
- Saraç, T. B. e Karagöz, K. (2016). *Impact of Short-term Interest Rate on Exchange Rate: The Case of Turkey*. Procedia Economics and Finance. 38, pp. 195-202. Elsevier.
- Shin, Y. e Schmidt, P. (1992). *The KPSS Stationarity Test as a Unit Root Test*. Economic Letters, 38, 387-392.

- Smith, P N e Wickens, M R, 1986. *An Empirical Investigation into the Causes of Failure of the Monetary Model of the Exchange Rate*. Journal of Applied Econometrics, John Wiley and Sons, Ltd., 1(2), 143-162.
- Stillwagon, J. R. (2016). *Non-linear Exchange Rate Relationships: An Automated Model Selection Approach with Indicator Saturation*. The North American Journal of Economics and Finance, 37, 84-109.
- Taylor, J. B. (1993). *Discretion versus Policy Rules in Practice*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. 39, 195-214. North-Holland: Elsevier.
- Taylor, M. P. e Peel, D. A. (2000). *Nonlinear Adjustment, Long-run Equilibrium and Exchange Rate Fundamentals*. Journal of International Money and Finance, 19 33-53.
- Verbeek, M. (2004). *A Guide to Modern Econometrics 2nd*. Rotterdam: John Wiley and Sons, Lda.
- Wald, A. (1939). *Contributions to the Theory of Statistical Estimation and Testing Hypotheses*. The Annals of Mathematical Statistics, 299-326.
- Wang, J. e Wu, J. (2009). *The Taylor Rule and Interval Forecast for Exchange Rate*. International Finance Discussion Papers, Federal Reserve System.
- Warsaw E., 2016. *Parallel Currency Markets and the Monetary Exchange Rate Model: A VECM Application to Turkey Over 1987–1998*. Eastern European Economics, Taylor and Francis Journals, 54, 473-488.
- Wilson, I. (2009). *The Monetary Approach to Exchange Rates: A Brief Review and Empirical Investigation of Debt, Deficit, and Debt Management: Evidence from the United States*. Journal of Business Inquiry, 8, 83-99.
- Wu, J. and Wang, Y. (2013). *Fundamentals, Forecast Combination and Nominal Exchange-Rate Predictability*. International Review of Economics and Finance, 25, 129-145.

ANEXO A: Descrição de Variáveis e Fontes

Tabela A: Descrição de Variáveis e Fontes

<i>Variável</i>	<i>Descrição</i>	<i>Fonte</i>
Taxa de câmbio MZN/USD	Metical por unidade de Dólar	www.oanda.com
Taxa de câmbio MZN/EUR	Metical por unidade Euro	www.oanda.com
Taxa de câmbio MZN/ZAR	Metical por unidade de Rand	www.oanda.com
Taxa de Juros de MZ (maturidade até 7 dias)	Taxa de juros de Política	www.bancomoc.mz
Taxa de Juros dos EUA (maturidade até 7 dias)	Taxa de juros de Política	www.stats.oecd.org
Taxa de Juros da ZE (maturidade até 7 dias)	Taxa de juros de Política	www.stats.oecd.org
Taxa de Juros da AS (maturidade até 7 dias)	Taxa de juros de Política	www.stats.oecd.org
Oferta monetária de MZ	Índice de M1 (ano base: 2010)	www.bancomoc.mz
Oferta monetária dos EUA	Índice de M1 (ano base: 2010)	www.stats.oecd.org
Oferta monetária da ZE	Índice de M1 (ano base: 2010)	www.stats.oecd.org
Oferta monetária da AS	Índice de M1 (ano base: 2010)	www.stats.oecd.org
PIB real de MZ	Milhões de Meticais	www.ine.gov.mz
PIB real dos EUA	Milhões de Dólares	www.fred.stlouisfed.org
PIB real da ZE	Milhões de Euros	www.fred.stlouisfed.org
PIB real da AS	Milhões de Rands	www.fred.stlouisfed.org
Preços de MZ	Índice de Preços ao Consumidor	www.ine.gov.mz
Preços dos EUA	Índice de Preços ao Consumidor	www.stats.oecd.org
Preços da ZE	Índice de Preços ao Consumidor	www.stats.oecd.org
Preços da AS	Índice de Preços ao Consumidor	www.stats.oecd.org

Notas: MZ – Moçambique; MZN - Metical (Moeda Moçambicana); USD - Dólar Americano; EUR - Euro; ZAR – Rand Sul Africano; EUA – Estados Unidos da América; ZE – Zona Euro; AS – África do Sul.

ANEXO B: Estatísticas Descritivas

Tabela B: Estatísticas Descritivas de taxas de câmbio e fundamentos macroeconômicos, 1998Q1 a 2018:Q1

Variáveis	Séries	Média	Desvio Padrão	Valor Mínimo	Valor Máximo	Número de Observações.
<i>Taxa de Câmbio</i>	e_t^{USD}	1.42	0.19	1.06	1.88	81
	e_t^{EUR}	1.52	0.20	1.12	1.91	77
	e_t^{ZAR}	0.50	0.12	0.28	0.74	81
<i>Diferencial da Taxa de Juros</i>	$i_t - i_t^{*USD}$	0.056	0.018	0.025	0.096	81
	$i_t - i_t^{*EUR}$	0.056	0.016	0.026	0.095	77
	$i_t - i_t^{*ZAR}$	0.026	0.017-	-0.06	0.067	81
<i>Diferencial da Oferta Monetária</i>	$m_t - m_t^{USD}$	-0.25	0.36	-1.00	0.22	81
	$m_t - m_t^{EUR}$	-0.16	0.32	-0.75	0.32	77
	$m_t - m_t^{ZAR}$	-0.14	0.24	-0.60	0.24	81
<i>Diferencial do PIB Real</i>	$y_t - y_t^{USD}$	-0.005	0.23	-0.30	0.39	81
	$y_t - y_t^{EUR}$	0.20	0.74	-0.46	1.74	77
	$y_t - y_t^{ZAR}$	0.25	0.66	-0.29	1.69	81
<i>Hiato do Produto Abaixo do Potencial</i>	$(g_t - \bar{g}_t)^+$	0.003	0.010	0	0.069	81
	$(g_t^{USD} - \bar{g}_t^{USD})^+$	0.005	0.007	0	0.024	81
	$(g_t^{EUR} - \bar{g}_t^{EUR})^+$	0.005	0.008	0	0.029	77
	$(g_t^{ZAR} - \bar{g}_t^{ZAR})^+$	0.003	0.004	0	0.014	81
<i>Hiato do Produto Abaixo do Potencial</i>	$(g_t - \bar{g}_t)^-$	-0.023	0.028	-0.162	0	81
	$(g_t^{USD} - \bar{g}_t^{USD})^-$	-0.003	0.005	-0.025	0	81
	$(g_t^{EUR} - \bar{g}_t^{EUR})^-$	-0.004	0.006	-0.023	0	77
	$(g_t^{ZAR} - \bar{g}_t^{ZAR})^-$	-0.003	0.005	-0.022	0	81
<i>Desvio de Inflação Acima da Meta</i>	$(p_t - \bar{p}_t)^+$	0.018	0.018	0	0.065	81
	$(p_t^{USD} - \bar{p}_t^{USD})^+$	0.002	0.003	0	0.014	81
	$(p_t^{EUR} - \bar{p}_t^{EUR})^+$	0.002	0.002	0	0.009	77
	$(p_t^{ZAR} - \bar{p}_t^{ZAR})^+$	0.005	0.008	0	0.036	81
<i>Desvio de Inflação Abaixo da Meta</i>	$(p_t - \bar{p}_t)^-$	-0.003	0.005	-0.019	0	81
	$(p_t^{USD} - \bar{p}_t^{USD})^-$	-0.002	0.003	-0.016	0	81
	$(p_t^{EUR} - \bar{p}_t^{EUR})^-$	-0.002	0.003	-0.009	0	77
	$(p_t^{ZAR} - \bar{p}_t^{ZAR})^-$	-0.004	0.007	-0.030	0	81

ANEXO C: Testes de Raiz Unitária

Tabela C: Testes de Raiz Unitária

Variáveis	Séries em níveis (logaritmos)	t-estatístico			Decisão
		ADF	PP	KPSS	
<i>Taxa de Câmbio</i>	e_t^{USD}	-1.257	-0.967	0.144**	Estacionário
	e_t^{EUR}	-1.178	-0.895	0.186	Não-estacionário
	e_t^{ZAR}	-1.645	-1.502	0.168	Não-estacionário
<i>Diferencial da Taxa de Juros</i>	$i_t - i_t^{USD}$	-2.199	-1.908	0.162**	Estacionário
	$i_t - i_t^{EUR}$	-2.857*	-3.272**	0.0392**	Estacionário
	$i_t - i_t^{ZAR}$	-2.291	-2.711*	0.115**	Estacionário
<i>Diferencial da Oferta Monetária</i>	$m_t - m_t^{USD}$	-2.738*	-3.093**	0.344	Não-estacionário
	$m_t - m_t^{EUR}$	-2.081	-1.591	0.099**	Estacionário
	$m_t - m_t^{ZAR}$	-1.585	-1.111	0.0938**	Estacionário
<i>Diferencial do PIB Real</i>	$y_t - y_t^{USA}$	-0.163	-0.337	0.296	Não-estacionário
	$y_t - y_t^{EUR}$	0.253	0.333	0.364	Não-estacionário
	$y_t - y_t^{ZAR}$	0.240	0.254	0.367	Não-estacionário
<i>Hiato do Produto Abaixo do Potencial</i>	$(g_t - \bar{g}_t)^+$	-3.840**	-5.283***	0.061**	Estacionário
	$(g_t^{USD} - \bar{g}_t^{USD})^+$	-2.176	-1.691	0.234	Inconclusivo
	$(g_t^{EUR} - \bar{g}_t^{EUR})^+$	-2.176	-1.699	0.234	Não-estacionário
	$(g_t^{ZAR} - \bar{g}_t^{ZAR})^+$	-1.817	-2.186	0.220	Não-estacionário
<i>Hiato do Produto Abaixo do Potencial</i>	$(g_t - \bar{g}_t)^-$	-3.032**	-4.327**	0.064**	Estacionário
	$(g_t^{USD} - \bar{g}_t^{USD})^-$	-3.549**	-5.342***	0.168	Estacionário
	$(g_t^{EUR} - \bar{g}_t^{EUR})^-$	-4.048**	-3.075**	0.227	Estacionário
	$(g_t^{ZAR} - \bar{g}_t^{ZAR})^-$	-2.641*	-2.900**	0.090**	Estacionário
<i>Desvio de Inflação Acima da Meta</i>	$(\rho_t - \bar{\rho}_t)^+$	-2.232	-2.886**	0.115**	Estacionário
	$(\rho_t^{USD} - \bar{\rho}_t^{USD})^+$	-2.959**	-3.732**	0.145**	Estacionário
	$(\rho_t^{EUR} - \bar{\rho}_t^{EUR})^+$	-2.975***	-3.356***	0.161	Inconclusivo
	$(\rho_t^{ZAR} - \bar{\rho}_t^{ZAR})^+$	-2.857*	-3.272**	0.039**	Estacionário
<i>Desvio de Inflação Abaixo da Meta</i>	$(\rho_t - \bar{\rho}_t)^-$	-3.032**	-4.327**	0.064**	Estacionário
	$(\rho_t^{USD} - \bar{\rho}_t^{USD})^-$	-3.007**	-3.387**	0.049**	Estacionário
	$(\rho_t^{EUR} - \bar{\rho}_t^{EUR})^-$	-2.250	-2.415	0.116**	Estacionário
	$(\rho_t^{ZAR} - \bar{\rho}_t^{ZAR})^-$	-2.291	-2.711*	0.115**	Estacionário

Nota: Rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1% (***) , 5% (**) e 10% (*)