

Credibilidade Monetária, Gestão Fiscal e a Eficiência da Política Monetária Evidências Empíricas

Linican Monteiro Batista (UFF)
Júlio Cesar Albuquerque Bastos (UFF)
Gabriel Caldas Montes (UFF)

RESUMO

Uma importante questão para os *policymakers* na gestão de política monetária é a investigação dos determinantes que os auxiliem em suas ações para o objetivo da manutenção de uma inflação baixa e estável e a estabilização do produto ao nível da taxa natural da economia. Limitando-se a questão da política monetária no controle da inflação, este trabalho procura responder a seguinte questão: maior credibilidade monetária e melhor gestão fiscal são capazes de aumentar a eficiência da política monetária? Para tal, é considerado como eficiência da política monetária o controle da inflação e sua variabilidade, utilizando a taxa de juros de curto prazo em um menor nível e com uma menor variabilidade. Dessa forma, são apresentadas evidências empíricas por meio de dados em painel para um conjunto de 50 países referente ao segundo trimestre de 2006 até o quarto trimestre de 2017. Os resultados obtidos indicam que políticas que aumentem a credibilidade monetária e melhorem a gestão fiscal são importantes para a eficiência da política monetária que por sua vez implica em menores custos sociais.

Palavras-chave: Eficiência da política monetária, credibilidade do banco central, gestão fiscal.

ABSTRACT

An important issue for policy makers in monetary policy management is an investigation of the determinants that will assist them in their actions towards the objective of maintaining a low and stable economy and stabilizing the product to the economy's natural tax levels. By limiting the question of monetary policy without controlling inflation, this paper can answer the following question: are greater monetary credibility and better fiscal management capable of increasing the monetary economy? To this end, it is considered as economic of monetary policy or control of inflation and its variability, the use of short-term interest rates at the lowest level and less variability. In this way, empirical tests of data medium are used in the panel for a set of 50 countries, referring to the second quarter of 2006 until the fourth of 2017. The results are verified by policies that increase monetary credibility and better management are important for a political economic economy, which in turn implies lower social costs.

Keywords: Efficiency of monetary policy, Credibility of Central Bank, Fiscal Management.

Área 4 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

Classificação JEL: E, E5, E58

Introdução

Muitos bancos centrais, na busca de seus objetivos, consideram uma função de perda que envolve inflação e produto. Muitas das atuais análises de política monetária focam sobre a questão dos bancos centrais procurarem, como um dos seus objetivos, uma inflação baixa e estável e um menor desvio do produto daquele de pleno emprego. Desta forma, para os *policymakers*, são importantes os determinantes que os auxiliem em suas ações para alcançar esses objetivos de forma mais eficiente. Desde o seminal trabalho de Kydland e Prescott (1977) e a adoção do regime de metas para inflação por diversos países, que a credibilidade da política monetária vem sendo investigada em estudos teóricos e empíricos sobre seus impactos na inflação (e.g., Calvo e Reinhart, 2002; de Mendonça, 2007; de Mendonça e de Guimarães e Souza 2012; Montes e Bastos, 2014; de Mendonça e Tiberto, 2017; Montes e Ferreira, 2019). As evidências apontam uma série de benefícios quando o banco central desenvolve credibilidade da política monetária. Dentre esses benefícios, pode-se destacar um menor esforço do banco central para controlar a inflação por meio de alterações da taxa básica de juros (de Mendonça e de Guimarães e Souza 2012; Montes e Bastos, 2014; Montes e Curi, 2016). Se por um lado, a literatura aponta que a credibilidade é importante para controlar a inflação e reduzir os custos de desinflação (de Mendonça, 2009), por outro lado, estudos sugerem que persistentes déficits fiscais e a elevação da dívida pública tendem a aumentar a taxa de juros, impondo ao banco central menos liberdade na condução da política monetária e mais dificuldades na busca pela estabilidade da inflação (e.g., Sargent e Wallace, 1981; Woodford, 1994; Fatás e Mihov, 2003; Abdelkafi, 2016). Evidências empíricas apontam que uma deterioração do cenário fiscal possui efeitos negativos sobre o produto e prejudica a manutenção da estabilidade da inflação (e.g., Lin e Ye, 2009; Panizza e Presbitero, 2014; Gómez-Puig e Sosvilla-Rivero, 2015; Greiner, 2015; Abdelkafi, 2016).

Limitando-se a questão da política monetária no controle da inflação, o presente estudo procura responder a seguinte questão: maior credibilidade monetária e melhor gestão fiscal em termos de menor variação da dívida pública são capazes de aumentar a eficiência da política monetária no controle da inflação? A principal contribuição desse estudo é prover evidências empíricas sobre a eficiência da política monetária no controle da inflação em um ambiente de maior credibilidade monetária e melhor gestão fiscal. Muitos estudos referentes à eficiência da política monetária estão relacionados a seus impactos sobre desempenho macroeconômico ou de abertura financeira e globalização sobre ineficiência da política monetária e instabilidade macroeconômica. Até o momento, não existem estudos fornecendo evidências acerca dos efeitos da credibilidade da política monetária e da gestão fiscal especificamente sobre a eficiência da política monetária no controle da inflação (ver, por exemplo, Mishkin e Schmidt-Hebbel, 2007; Aguir e Smida, 2015; Cecchetti e Krause, 2002; Cecchetti *et al.*, 2006; e de Mendonça e Nascimento, 2020).

Diferentemente de Cecchetti e Krause (2002), Cecchetti *et al.* (2006), que construíram indicadores de eficiência da política monetária por meio de uma fronteira de eficiência da variabilidade da inflação e do produto, e de Briec *et al.* (2012) que mediram variações no desempenho econômico e, por conseguinte, na eficiência da política monetária, utilizando ferramentas da teoria da produção, neste trabalho é feita a construção de uma medida de eficiência da política monetária relacionada especificamente ao controle da inflação. Para tal, o método utilizado é o da análise envoltória de dados (DEA – *Data Envelopment Analysis*), considerando como *inputs* a taxa de juros e sua variabilidade e como *outputs* a taxa de inflação e sua variabilidade.

A análise utiliza a metodologia de dados em painel aplicada a uma amostra de 50 países (sendo 35 países em desenvolvimento e 15 desenvolvidos) para o período de 2006Q2 a 2017Q4. No tocante aos resultados, o trabalho encontra evidências empíricas de que uma maior credibilidade da política monetária e uma melhor gestão pública levam a autoridade monetária a apresentar maiores níveis de eficiência da política monetária.

Além desta introdução, o restante do estudo está organizado da seguinte maneira: o capítulo 1 faz uma revisão sobre indicadores de eficiência e suas aplicações; o capítulo 2 apresenta os dados e a metodologia; o capítulo 3 descreve os resultados; o capítulo 4 faz uma análise de robustez dos resultados; e, por fim, são apresentadas as conclusões do trabalho e referências bibliográficas.

1. Indicadores de eficiência e suas aplicações

Os trabalhos de Debreu (1951), Koopmans (1951) e Farrell (1957) representam um marco teórico para análises sobre eficiência. A literatura relacionada a este tema, desde então, sofreu uma série de avanços e melhorias. Uma definição ampla e bastante difundida de eficiência é a proposta por Simon (1976), o qual sugere que a eficiência é a capacidade de atingir um objetivo ao menor custo ou distância possível. Embora existam definições diferentes acerca do conceito de eficiência, há uma convergência nessas definições de que eficiência é alcançar um objetivo da melhor maneira (menor custo) possível.

As técnicas de estimação dos indicadores de eficiência podem variar de acordo com a intenção do pesquisador ou tipo de análise pretendida na pesquisa. Existem métodos não paramétricos como o DEA e *Free Disposal Hull* (FDH), e os métodos paramétricos, como, por exemplo, fronteiras estocásticas e determinísticas.

O método não paramétrico não faz uso de formas funcionais, pois usa métodos de programação linear para construir uma fronteira criada com base em todas as combinações convexas das unidades produtivas. Portanto, caso estas unidades estejam abaixo da fronteira, elas serão classificadas como ineficientes. Ao tratar de procedimentos não paramétricos, Farrell (1957) é um dos pioneiros no que tange à eficiência das unidades de produção. Os estimadores não paramétricos mais usados são DEA e FDH. O primeiro é proveniente do trabalho de Farrell (1957). Contudo, a técnica ganhou relevância a partir do trabalho realizado por Charnes *et al.* (1978).

É possível encontrar trabalhos que aplicam o conceito de eficiência a uma série de questões. Por exemplo, para avaliar a eficiência do setor público e a eficiência dos gastos do governo (e.g., Smith e Mayston, 1987; Afonso e Aubyn, 2005; Afonso *et al.*, 2005 e 2010; Afonso e Fernandes, 2006; Rayp e de Sijpe, 2007; Hauner, 2008; Chan *et al.* 2017; Montes *et al.*, 2018). Por sua vez, Halkos e Tzeremes (2009) utilizam DEA para avaliar o efeito das políticas adotadas pelos 25 países membros da União Econômica e Monetária Européia (UE) sobre a eficiência econômica destes, entre os anos de 1995 e 2005. Os resultados revelam que os 15 membros da UE mais antigos enfrentaram problemas para reformar suas políticas econômicas, a fim de lidar com a ampliação da UE, que por sua vez teve um impacto sobre suas eficiências econômicas.

Contudo, a literatura referente à eficiência da política monetária é escassa. Briec *et al.* (2012) mediram variações no desempenho econômico e, por conseguinte, na eficiência da política monetária. Eles usaram instrumentos que são comuns na teoria da produção, tais como medida de Farrell (1957) e o índice de Malmquist (1953). A principal contribuição do trabalho consiste em estimar as preferências do *policymaker* a cada período. Sob a ótica do regime de metas para inflação, Mishkin e Schmidt-Hebbel

(2007) analisaram o desempenho e a eficiência da política monetária utilizando como base os trabalhos de Cecchetti e Krause (2002) e Cecchetti *et al.* (2006). Eles calcularam as medidas de desempenho econômico e a eficiência da política monetária para o período de 1989-2004 por meio de uma fronteira de eficiência de inflação e variação da produção. Os resultados apontam que a adoção do regime de metas para inflação levou a uma melhoria substancial na eficiência da política monetária. Aguir e Smida (2015) analisaram a eficiência da política monetária e o desempenho macroeconômico em relação à adoção do regime de metas para inflação. Os achados revelam que o regime de metas para inflação amplia a eficiência e melhora o desempenho macroeconômico.

Neste trabalho, a técnica utilizada para construção do índice de eficiência da política monetária é o DEA. Analisando a literatura sobre eficiência, observa-se uma lacuna a ser preenchida sobre o impacto da credibilidade monetária e gestão fiscal sobre a eficiência da política monetária.

2. Dados e Metodologia

De modo a verificar se a credibilidade da política monetária e o desempenho fiscal afetam a eficiência da política monetária, o estudo utiliza uma amostra de 50 países (onde, 35 são países em desenvolvimento e 15 são desenvolvidos)¹. O período analisado compreende o intervalo entre 2006T2 e 2017T4. Para tal, serão estimadas as seguintes equações:

$$EFFPM_{i,t} = \gamma_1 CRED1_{i,t} + D_DEBT_{i,t} + \delta_1 C_{1i,t} + \theta_{1i} + \epsilon_{1i,t} \quad (1)$$

$$EFFPM_{i,t} = \gamma_2 CRED2_{i,t} + D_DEBT_{i,t} + \delta_2 C_{2i,t} + \theta_{2i} + \epsilon_{2i,t} \quad (2)$$

$$EFFPM_{i,t} = \gamma_3 CRED3_{i,t} + D_DEBT_{i,t} + \delta_3 C_{3i,t} + \theta_{3i} + \epsilon_{3i,t} \quad (3)$$

O subscrito $i=1, 2, \dots, 50$ é um determinado país e t representa os períodos. $EFFPM_{i,t}$ é o índice de eficiência da política monetária; $CRED1_{i,t}$, $CRED2_{i,t}$, e $CRED3_{i,t}$ são os correspondentes índices de credibilidade conforme equações 4, 5 e 6 a seguir; a variável $D_DEBT_{i,t}$ corresponde a medida de evolução da situação fiscal; e $C_{1i,t}$, $C_{2i,t}$ e $C_{3i,t}$ são conjuntos de variáveis de controle compostos por: volatilidade do produto interno bruto ($VOL_GDP_{i,t}$); exchange rate stability ($ERS_{i,t}$); abertura comercial ($CO_{i,t}$); e variação do superávit/PIB ($D_SUPERAVIT_GDP_{i,t}$) como medida de desempenho fiscal. Por sua vez, θ_{1i} , θ_{2i} , e θ_{3i} captam o efeito do país. Os termos $\epsilon_{1i,t}$, $\epsilon_{2i,t}$, e $\epsilon_{3i,t}$ representam os termos de erro aleatório.

Dados

(1) O indicador $EFFPM$ procura capturar o esforço necessário de política monetária para o banco central entregar uma inflação baixa e estável, compatível com seus objetivos, por meio do uso da taxa básica de juros e sua variação ao longo do tempo, conforme Montes e Bastos (2014). Para a construção do indicador de $EFFPM$ são utilizados dois insumos (*inputs* – $X1$ e $X2$) – o nível da taxa básica de juros de política monetária (IR, insumo $X1$) e a sua variabilidade (var_IR, insumo $X2$), obtida com base

¹ As listas dos países que compõem a amostra total e a amostra de países em desenvolvimento estão nas tabelas A1 e A2 do apêndice, respectivamente. A definição de países desenvolvidos e em desenvolvimento está de acordo com classificação elaborada pelas United Nations (2019).

na seguinte fórmula: $\text{var_IR} = (\Delta\text{IR})^2$. Por sua vez, são utilizados dois *outputs* ($Y1$ e $Y2$) na elaboração do indicador. O primeiro é o inverso do desvio da taxa de inflação em relação à meta de inflação, ou seja, $Y1 = 1/(\text{inflação} - \text{meta da inflação})$. Já o segundo ($Y2$), corresponde ao seguinte cálculo: $Y2 = 1/(\text{variação do desvio da inflação em relação à meta de inflação})^2$. Os dados são os fornecidos pelo *International Financial Statistics* (IFS);

(2) Os índices de credibilidade da política monetária são obtidos de acordo com Cecchetti e Krause (2002), de Mendonça (2007) e de Mendonça e de Guimarães e Souza (2009). A ideia central é a de que séries de expectativas de inflação podem ser utilizadas para derivar um índice de credibilidade. Como Svensson (1999) propôs, a credibilidade pode ser medida pela diferença entre a expectativa de inflação e a meta estabelecida para a inflação.

Em relação às expectativas de inflação², os países Brasil, República Tcheca, Islândia, Israel, Nova Zelândia, Polônia, Sérvia e Turquia disponibilizam séries para essa variável, e, portanto, tiveram seus dados retirados diretos de *surveys* coletados pelo banco central de cada país. Por outro lado, pelo fato dos bancos centrais dos outros países constantes da amostra não disponibilizarem séries de expectativas de inflação, essas séries foram obtidas seguindo Tesfaselassie e Schaling (2010) e de Mendonça e Tiberto (2017), os quais consideram a média móvel da inflação como *proxy*. Portanto, levando em conta a inflação (π) medida pelo índice de preços ao consumidor, obtida do FMI, as expectativas de inflação são calculadas com base na seguinte fórmula: $E[\pi]_t = \frac{\pi_{t-1} + \pi_t + \pi_{t+1} + \pi_{t+2}}{4}$.

Em relação à meta de inflação (π^T), o índice de credibilidade conforme Cecchetti e Krause (2002) usa a taxa de Conforme apontado por Andersson e Berg (1995), os efeitos de uma mudança no regime de política monetária não são imediatos e, em geral, levam mais de um ano para serem percebidos pelos agentes. 2% como π^T , e os índices de credibilidade conforme de Mendonça (2007) e de Mendonça e de Guimarães e Souza (2009) consideram as π^T obtidas dos respectivos bancos centrais ou outra forma de cálculo quando não disponíveis. De maneira a contornar esta situação, para os países que adotaram o regime de metas para inflação no intervalo de tempo 2006T2 e 2017T4, foi considerada a meta e o intervalo de tolerância definido por cada país³. Antes da adoção do regime de metas para inflação, foi utilizada a moda – meta e intervalo de tolerância dos doze primeiros trimestres (três anos) após a adoção deste regime⁴. No que tange aos países que não adotam este regime de política monetária, foi feita a moda do intervalo de tolerância e meta dos países com metas para inflação⁵.

Conforme equações 1, 2 e 3, três indicadores de credibilidade da política monetária são utilizados. O primeiro, denominado de *CREDI*, é o índice de credibilidade da política monetária elaborado por Cecchetti e Krause (2002). O indicador considera a diferença entre as expectativas de inflação ($E[\pi]$) e a meta de inflação (π^T) e estabelece um limite máximo para a inflação em 20%. Contudo, desde a década de 90, a inflação dificilmente ultrapassa o valor de 20%. Neste sentido, diferente de Cecchetti e Krause (2002), consideramos que a inflação está controlada para um limite máximo de 10%. Assim, O índice é igual a 1 se a inflação esperada, $E[\pi]$, estiver

² Estão sendo consideradas expectativas de inflação para 4 trimestres à frente.

³ Disponível nos relatórios de inflação de cada país.

⁴ Conforme apontado por Andersson e Berg (1995), os efeitos de uma mudança no regime de política monetária não são imediatos e, em geral, levam mais de um ano para serem percebidos pelos agentes.

⁵ Foi calculada a moda da meta de inflação e dos respectivos intervalos de tolerância para ambos os grupos de países.

abaixo da meta de inflação (π^T). Se as expectativas de inflação forem inferiores a 10%, mas superiores à π^T , o valor do índice varia entre 0 e 1. Se a inflação esperada for igual ou superior a 10%, o índice é 0. Portanto, $CRED1$ é obtido da seguinte forma:

$$CRED1 = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{se } E[\pi] \leq \pi_t^T \\ 1 - \frac{1}{0,1 - \pi_t^T} [E[\pi] - \pi_t^T] & \text{se } \pi_t^T < E[\pi] < 10\% \\ 0 & \text{se } E[\pi] \geq 10\% \end{array} \right\} \quad (4)$$

O segundo indicador, denominado de $CRED2$, é o índice de credibilidade da política monetária elaborado por de Mendonça (2007). Este indicador captura a habilidade do banco central em conduzir as $E[\pi]$ em torno do intervalo pretendido pela autoridade monetária. O índice proposto por de Mendonça (2007) tem o valor igual a 1 quando a $E[\pi]$ é igual a π^T e decresce de maneira linear quanto maior for o desvio das $E[\pi]$ em relação à π^T anunciada. Sendo assim, esse índice de credibilidade varia entre 0 e 1 estritamente se as $E[\pi]$ estão situadas entre os limites mínimos e máximos (comumente chamados de bandas) estabelecidos, e assume valor 0 quando as $E[\pi]$ excedem um desses limites. A ideia do índice é capturar o grau de ancoragem em um índice normalizado (entre 0 e 1). Nesse sentido, quando as $E[\pi]$ estão acima da π^T e, ao mesmo tempo, não excedem o limite superior da banda, utilizamos no denominador a diferença entre o limite máximo (π_{tMAX}^*) e a π^T . Mas, quando as $E[\pi]$ estão abaixo da π^T e, ao mesmo tempo, não são menores do que o limite mínimo da banda, utilizamos no denominador a diferença entre o limite mínimo (π_{tMIN}^*) e a π^T .

$$CRED2 = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{se } E[\pi] = \pi_t^T \\ 1 - \frac{1}{\pi_{tMIN}^* - \pi_t^T} [E[\pi] - \pi_t^T] & \text{se } \pi_{tMIN}^* < E[\pi] < \pi_t^T \\ 1 - \frac{1}{\pi_{tMAX}^* - \pi_t^T} [E[\pi] - \pi_t^T] & \text{se } \pi_{tMAX}^* > E[\pi] > \pi_t^T \\ 0 & \text{se } E[\pi] \geq \pi_{tMAX}^* \text{ ou } E[\pi] \leq \pi_{tMIN}^* \end{array} \right\} \quad (5)$$

O terceiro indicador, denominado de $CRED3$, é baseado em de Mendonça e de Guimarães e Souza (2009). A principal ideia deste indicador consiste na perda de credibilidade do banco central quando este não é capaz de manter as $E[\pi]$ no intervalo de tolerância estipulado pela autoridade monetária. Portanto, quando as $E[\pi]$ estão inseridas no intervalo de tolerância, o índice será 1, denotando total credibilidade do banco central. Contudo, quando as $E[\pi]$ forem iguais ou acima de 10%, o indicador assumirá o valor 0. Fato similar ocorre quando as $E[\pi]$ são iguais ou abaixo de 0%.

$$CRED3 = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{se } \pi^{Inferior} \leq E_t(\pi) \leq \pi^{Superior} \\ 1 - \frac{1}{0,1 - \pi^{Superior}} [E_t(\pi) - \pi^{Superior}] & \text{se } \pi^{Superior} < E_t(\pi) < 0,1 \\ 1 - \frac{1}{-\pi^{Inferior}} [E_t(\pi) - \pi^{Inferior}] & \text{se } \pi^{Inferior} > E_t(\pi) > 0 \\ 0 & \text{se } E_t(\pi) \geq 0,1 \text{ ou } E_t(\pi) \leq 0 \end{array} \right\} \quad (6)$$

A tabela 1 apresenta as correlações entre os indicadores de credibilidade da política monetária ($CRED1$, $CRED2$ e $CRED3$) e a eficiência da política monetária ($EFFPM$). É possível observar que todas as correlações são positivas, sugerindo existir

uma relação direta entre credibilidade e eficiência da política monetária. Quando comparadas as amostras, observa-se que para os indicadores de credibilidade 1 e 2 a correlação é um pouco superior na amostra total em comparação à amostra de países em desenvolvimento. Por outro lado, para o indicador de credibilidade 3, observa-se que a correlação é ligeiramente superior na amostra de países em desenvolvimento;

Tabela 1 – Correlations (credibility and efficiency) - Sample of Total and Developing Countries.

Samples	Full	Developing
Variables	EFFPM	EFFPM
EFFPM	1.00	1.00
CRED1	0.27	0.21
CRED2	0.10	0.07
CRED3	0.13	0.15

(3) Para a medida de evolução da situação fiscal foi utilizada a variação da dívida bruta dos países como percentual do Produto Interno Bruto (PIB) obtida do Fiscal Monitor – FMI, denominada de *D_DEBT*. Segundo Sargent e Wallace (1981), Woodford (1994) e Fatás e Mihov (2003), a má gestão da dívida pública e o crescimento da mesma em direção a patamares considerados insustentáveis podem atrapalhar o banco central na condução da política monetária e, portanto, minar a eficiência da política monetária;

(4) Quanto aos controles, as seguintes variáveis foram utilizadas: volatilidade do produto interno bruto (*VOL_GDP*)⁶, exchange rate stability (*ERS*)⁷, abertura comercial (*CO*)⁸, variação do superávit/PIB (*D_SUPERAVIT_GDP*)⁹.

As tabelas A3 e A4 no apêndice apresentam as estatísticas descritivas das variáveis para a amostra total e para a amostra de países em desenvolvimento.

Metodologia

A análise empírica segue a metodologia de dados em painel. Assim, além do método de mínimos quadrados ordinários com efeitos fixos (FOLS), faz-se o uso da metodologia de dados em painel dinâmico pelo método generalizado dos momentos sistêmico (S-GMM). Conforme apontado por Arellano e Bond (1991), uma vantagem

⁶ Essa variável é obtida pela variação do PIB nominal (em logaritmo natural – medido em moeda doméstica na escala de milhar. Fonte: IFS) elevada ao quadrado. De acordo com Cecchetti e Ehrmann (2000), Cecchetti e Krause (2002) e Cecchetti *et al.* (2006) a volatilidade do PIB, seja por choques de demanda agregada ou por choques de oferta agregada, levam a variação da inflação.

⁷ Esta variável corresponde ao desvio-padrão anual da taxa de câmbio mensal entre o home country e base country. O índice é normalizado entre zero e um. Séries obtidas do IFS. A taxa de câmbio possui importantes efeitos sobre o nível geral de preços, pois, afeta diretamente os termos de troca do país. Além disso, a taxa de câmbio interfere nos preços dos insumos e mercadorias importadas (Calvo e Reinhart, 2002; Shi *et al.*, 2015; de Mendonça e Tostes 2014). Desta forma, uma maior volatilidade da taxa de câmbio não é desejável.

⁸ Esta variável corresponde à soma entre as exportações e importações de bens e serviços como percentual do PIB. Na maioria dos países foram encontrados dados com periodicidade trimestral. Contudo, na ausência de dados trimestrais, dados anuais são utilizados. Isto é, os dados de exportações, importações e produto nacional bruto foram obtidos e divididos por 4. Esse método foi utilizado para os seguintes países: China, Colômbia, Jordânia, Estados Unidos, Vietnã e Jamaica. Conforme sugerido por Romer (1993) e Rogoff (2003), economias com um grau de abertura mais elevado conseguem reduzir o viés inflacionário do banco central. Séries obtidas do *International Financial Statistics* (IFS).

⁹ Medida de desempenho fiscal obtida por meio da variação do superávit/PIB, obtidas do FMI.

de usar o método de dados em painel dinâmico por GMM é que ele elimina os efeitos não observados nas regressões, e as estimativas são confiáveis, mesmo no caso de variáveis omitidas. Em particular, a utilização de variáveis instrumentais permite o cálculo dos parâmetros de forma mais consistente, mesmo no caso de endogeneidade nas variáveis explicativas e da ocorrência de erros de medição Bond *et al.* (2001).

O modelo proposto por Arellano e Bond (1991) consiste na estimação de dados em painel por GMM em primeiras diferenças (D-GMM) como forma de eliminar efeitos não observados. No entanto, Alonso-borrego e Arellano (1999), e Blundell e Bond (1998) mostraram que o D-GMM tem um viés (para amostras grandes e pequenas) e baixa acurácia. Além disso, o uso de defasagens pode gerar instrumentos fracos Staiger e Stock (1997).

Como forma de mitigar o problema de instrumentos fracos no D-GMM, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) preferem a inclusão de condições de momentos. Assim, o método sistêmico (S-GMM) combina equações de regressão nas diferenças e nos níveis em um único sistema e usa diferenças defasadas e níveis defasados como instrumentos.

Embora a estimação por S-GMM seja adequada para um pequeno número de períodos de tempo (t) e um maior número de indivíduos (i), no caso de pequenas amostras, quando os instrumentos são muitos, as estimações tendem a sobre ajustar as variáveis instrumentais criando um viés nos resultados Roodman (2009). Assim, com o objetivo de evitar o uso excessivo de instrumentos nas regressões e, por conseguinte, perder o poder de teste, nós reportamos a razão entre o número de instrumentos e o número de *cross-sections*, a qual deve ser menor do que 1 em cada regressão – como sugerido por Roodman (2009).¹⁰ Além disso, a fim de confirmar a validade dos instrumentos nos modelos, será utilizado o teste de restrições de sobreidentificação (J-statistic), conforme sugerido por Arellano (2003). Por fim, de modo a detectar a presença de correlação serial, os testes de primeira ordem (AR1) e de segunda ordem (AR2) serão realizados.

3. Resultados

A tabela 2 apresenta as estimações das equações 4, 5 e 6 para a amostra total de países, isto é, países desenvolvidos e em desenvolvimento. Por meio das estimações podemos ver que, em ambos os métodos utilizados (FOLS e S-GMM), os sinais dos coeficientes são os mesmos. Não obstante, todas as regressões estimadas aceitam a hipótese nula no teste de Sargan (Estatística-J) e, portanto, as restrições de sobreidentificação são válidas. Ademais, ambos os testes de correlação serial, AR(1) e AR(2), rejeitam a hipótese de presença de autocorrelação serial.

¹⁰ A tabela A5 no apêndice reporta as variáveis instrumentais que foram utilizadas em cada equação estimada por S-GMM.

Table 2 – Estimations (EFFPM - dependent variable) - TOTAL SAMPLE

Regressors	CRED1		CRED2		CRED3	
	FOLS	S-GMM	FOLS	S-GMM	FOLS	S-GMM
	Full Sample	Full Sample	Full Sample	Full Sample	Full Sample	Full Sample
EFFPM _{t-1}	-	0.008 (0.049)	-	0.004 (0.020)	-	0.006 (0.057)
CRED1	0.140*** (0.050)	0.101*** (0.021)	-	-	-	-
CRED2	-	-	0.154*** (0.034)	0.193*** (0.014)	-	-
CRED3	-	-	-	-	0.123*** (0.043)	0.132*** (0.014)
D_DEBT _{t-2}	-0.008** (0.004)	-0.028*** (0.002)	-0.007* (0.004)	-0.023*** (0.002)	-0.007* (0.004)	-0.026*** (0.002)
VOL_GDP	-0.497*** (0.150)	-0.249*** (0.095)	-0.480*** (0.142)	-0.207*** (0.048)	-0.468*** (0.152)	-0.527*** (0.138)
ERS	-0.232*** (0.057)	-0.248*** (0.027)	-0.212*** (0.061)	-0.254*** (0.030)	-0.199*** (0.053)	-0.219*** (0.026)
CO	0.215*** (0.075)	0.150*** (0.028)	0.169** (0.072)	0.162*** (0.032)	0.176*** (0.061)	0.171*** (0.032)
D_SUPERAVIT_GDP	0.005 (0.006)	0.012** (0.004)	0.005 (0.006)	0.027*** (0.005)	0.005 (0.005)	0.008*** (0.001)
<i>Obs</i>	1552	1271	1552	1268	1552	1299
<i>Adj. R²</i>	0.09	-	0.10	-	0.10	-
<i>F-Statistic</i>	4.86	-	5.30	-	5.05	-
<i>P(F-statistic)</i>	0.00	-	0.00	-	0.00	-
<i>N.Inst./N. Cross-Sec</i>	-	0.97	-	0.97	-	0.97
<i>J stat</i>	-	33.934	-	35.283	-	34.960
<i>p-value (J stat)</i>	-	0.327	-	0.272	-	0.285
<i>AR(1)</i>	-	-0.507	-	-0.507	-	-0.515
<i>p-value</i>	-	0.000	-	0.000	-	0.000
<i>AR(2)</i>	-	0.046	-	0.043	-	0.045
<i>p-value</i>	-	0.111	-	0.135	-	0.112

Note: Marginal significance levels: (***) denotes 0.01, (**) denotes 0.05, and (*) denotes 0.1. White's heteroskedasticity consistent covariance matrix was applied in regressions. Standard errors between parentheses. S-GMM – uses two-step of Arellano and Bover (1995) without time period effects. Tests for AR (1) and AR (2) check for the presence of first order and second-order serial correlation in the first-difference residuals.

Em relação às variáveis explicativas de interesse *CRED1*, *CRED2* e *CRED3*, é possível observar que todos os coeficientes estimados são todos positivos e estatisticamente significantes obtidos tanto por FOLS quanto por S-GMM. Assim, os resultados sugerem que os países com bancos centrais apresentando maiores níveis de credibilidade da política monetária também são aqueles que possuem uma política monetária mais eficiente, sendo exigido, portanto, um menor esforço de política monetária por parte do banco central para manter a inflação baixa e estável.

Quanto a outra variável explicativa de interesse, *D_DEBT*, todos os coeficientes são negativos, e apresentam significância estatística tanto para FOLS quanto para S-GMM. Nesse sentido, os resultados sugerem que uma piora do quadro fiscal, ou seja, aumento do endividamento público reduz a eficiência da política monetária. Este resultado está de acordo com a literatura, pois, na presença de um elevado endividamento, a autoridade monetária terá dificuldade em reduzir a taxa básica de juros (Sargent e Wallace, 1981).

Os resultados são muito importantes em termos de decisões políticas que impactem a credibilidade da política monetária e a gestão fiscal. Políticas bem conduzidas que levem a uma maior credibilidade e gestão fiscal colheram benefícios em termos de eficiência no controle da inflação e, conseqüentemente, redução dos custos sociais associados.

Em relação à variável volatilidade do PIB (*VOL_PIB*), os coeficientes estimados possuem significância estatística e sinais negativos em todas as especificações utilizadas. Esses resultados estão de acordo com Cecchetti e Ehrmann (2000), Cecchetti e Krause (2002) e Cecchetti *et al.* (2006) que mostram que a volatilidade do PIB, seja por choques de demanda agregada ou por choques de oferta agregada, levam a variação da inflação.

No tocante à volatilidade da taxa de câmbio (ERS), os coeficientes estimados por meio dos estimadores de FOLS e S-GMM apresentam sinais negativos e significantes. Assim, quanto maior a volatilidade da taxa de câmbio, maior esforço de política monetária será necessário para manter a estabilidade de preços. Este resultado corrobora o estudo elaborado por Taylor (2000). Ou seja, um banco central dotado de credibilidade deve ser capaz de mitigar os efeitos da variação da taxa de câmbio sobre a inflação.

No caso da abertura comercial (*CO*), os sinais positivos e estatisticamente significantes para todas as especificações sugerem que um aumento da abertura comercial leva a aumento da eficiência da política monetária uma vez que impacta negativamente os índices de inflação, conforme Romer (1993) e Rogoff (2003).

Por último, a variável que mede a variação do superávit/PIB (*D_SUPERAVIT_PIB*), apresenta sinais positivos e significância estatística para as estimações por meio do método S-GMM, mas não para o método FOLS. O sinal positivo sugere que um melhor desempenho fiscal leva a uma maior eficiência da política monetária. Esse resultado está em conformidade com (Sargent e Wallace, 1981).

4. Análises de robustez

Considerando que na amostra total contém países desenvolvidos e em desenvolvimento, e que foram utilizadas três medidas diferentes de credibilidade (CRED1, CRED2 e CRED3), duas análises de robustez são feitas: (i) a primeira diz respeito a como seria o resultado do estudo apenas para países em desenvolvimento, uma vez que, pela amostra, pode-se observar que países desenvolvidos apresentam melhores índices de credibilidade e de eficiência da política monetária; (ii) a segunda análise é em relação aos índices de credibilidade. Utilizando a técnica de análise de componente principal, foi criada uma série do primeiro componente principal representativo dos três índices de credibilidade.

Análise de Robustez para Países em Desenvolvimento

Comparando as médias do indicador de eficiência da política monetária obtidas em cada amostra, conforme tabelas A3 e A4 no apêndice, observa-se que a média reportada para a mostra de países em desenvolvimento ($EFFPM_{\text{mean_developing}} = 0.17$) é inferior à média reportada para a amostra total ($EFFPM_{\text{mean_total}} = 0.20$), a qual também contém países desenvolvidos. Além disso, quando se analisam os índices de credibilidade da política monetária, verificam-se que as médias calculadas para os três índices é inferior na amostra de países em desenvolvimento, indicando que, na média, países em desenvolvimento também apresentam menores níveis de credibilidade da política monetária em relação aos países desenvolvidos. Sendo assim, é importante saber se os resultados se sustentam quando retiramos os países desenvolvidos da amostra, uma vez que estes apresentam níveis de eficiência e credibilidade da política monetária maiores e, portanto, podem estar afetando os resultados obtidos.

Nesse sentido, com objetivo de verificar se os resultados são robustos, analisamos os efeitos da credibilidade da política monetária e da situação fiscal (medida pela variação do endividamento público) sobre a eficiência da política monetária para os países em desenvolvimento. A tabela 3 apresenta as estimações obtidas por S-GMM das equações 4, 5 e 6. Em geral, os resultados obtidos são similares aos resultados para a amostra total.

Table 3 – Estimations (EFFPM - dependent variable) - DEVELOPING COUNTRIES

Regressors	S-GMM (CRED1)	S-GMM (CRED2)	S-GMM (CRED3)
	Developing	Developing	Developing
EFFPM _t - 1	0.084 (0.090)	0.208*** (0.032)	0.126*** (0.034)
CRED1	0.188*** (0.045)	- -	- -
CRED2	- -	0.304*** (0.039)	- -
CRED3	- -	- -	0.174*** (0.027)
D_DEBT _t - 2	-0.017*** (0.005)	-0.012*** (0.003)	-0.009*** (0.003)
VOL_GDP	-0.328 (0.255)	-0.400*** (0.133)	-0.590*** (0.114)
ERS	-0.224*** (0.046)	-0.201*** (0.033)	-0.186*** (0.037)
CO	0.475*** (0.065)	0.158*** (0.021)	0.175*** (0.024)
D_SUPERAVIT_GDP	0.026** (0.011)	0.021**	0.023*** (0.007)
<i>Obs</i>	896	812	812
<i>N.Inst./N. Cross-Sec</i>	0.73	0.96	0.96
<i>J stat</i>	15.145	20.710	22.304
<i>p-value (J stat)</i>	0.233	0.294	0.218
<i>AR(1)</i>	-0.521	-0.542	-0.519
<i>p-value</i>	0.000	0.000	0.000
<i>AR(2)</i>	0.041	0.057	0.046
<i>p-value</i>	0.231	0.114	0.202

Note: Marginal significance levels: (***) denotes 0.01, (**) denotes 0.05, and (*) denotes 0.1. White's heteroskedasticity consistent covariance matrix was applied in regressions. Standard errors between parentheses. S-GMM – uses two-step of Arellano and Bover (1995) without time period effects. Tests for AR (1) and AR (2) check for the presence of first order and second-order serial correlation in the first-difference residuals.

Em relação às variáveis de interesse *CRED1*, *CRED2* e *CRED3*, observamos que os coeficientes estimados continuaram a apresentar sinais positivos e significância estatística para todas as amostras, tanto para FOLS quanto para S-GMM. Os resultados mostram que a credibilidade é importante para aumentar a eficiência da política monetária, e, portanto, possibilitam os bancos centrais a adotarem políticas menos agressivas para manter a inflação estável e compatível com seus objetivos. No que diz respeito à gestão fiscal (*D_DEBT*), os coeficientes estimados apresentam sinais negativos e significância estatística em todos os casos, independentemente do indicador de credibilidade utilizado, indicando que uma política fiscal que provoca a elevação da dívida pública reduz a eficiência da política monetária. Este resultado corrobora a teoria econômica e reforça o argumento de que o elevado endividamento dificulta a tarefa da autoridade monetária de reduzir a taxa básica de juros.

Analisando as variáveis de controle, os resultados corroboram os achados anteriores. Os sinais são todos os esperados e observa-se significância estatística em todas as estimações.

Análise de Robustez usando o Primeiro Componente Principal das variáveis CRED1, CRED2 e CRED3.

A análise utilizando o método do componente principal (*Principal Component Analysis* – PCA) segue Pearson (1901) e Hotelling (1933), e condensa os dados construindo um conjunto de vetores (componentes principais) não correlacionados entre si e que são responsáveis por explicar uma determinada parcela da variância da base. O primeiro componente principal é o que explica a maior parcela da variância da base, em seguida tem-se o segundo que explica a segunda maior parcela, e assim sucessivamente até completar 100% da variância.

O objetivo dessa análise é condensar as informações das variáveis CRED1, CRED2 e CRED3 em uma única variável (PCA_CRED), preservando o máximo possível de informações relevantes. Desta forma, espera-se que os resultados da estimação utilizando apenas uma variável que condense as três medidas de credibilidade evidenciem as mesmas conclusões das análises anteriores.

Para aplicar a técnica de componentes principais, alguns testes devem ser feitos preliminarmente. Antes dos testes em si, foi necessário primeiro verificar se havia *missings* de dados, o que inviabilizaria o uso do PCA. Como os países Iceland, Israel, Poland, Serbia e Turkey apresentavam *missings*, estes foram retirados da amostra. Por conta disso, a análise dessa seção utiliza 45 países, considerando o mesmo período de tempo das análises anteriores. Outra questão, antes de realizar os testes, é a necessidade de que as variáveis devam estar medidas na mesma unidade de dimensão por conta da questão de discrepância de valores que levam a viesar os resultados. Como as variáveis CRED1, CRED2 e CRED3 são medidas na mesma ordem de grandeza, com seus valores truncados entre 0 e 1, não há necessidade de se padronizar as séries. Com relação aos testes, o primeiro refere-se à necessidade de verificar se a matriz de correlação da amostra corresponde a uma matriz identidade. Se isto for verdadeiro, as variáveis não serão correlacionadas entre si e a análise de componentes principais não auxiliaria na redução da dimensionalidade da base. Um teste recomendado para verificar a identidade da matriz de correlações é o teste de esfericidade de Barlett (Bartlett, 1951). Porém, para o teste de Bartlett, é recomendado que os dados apresentem distribuição normal (Snedecor and Cochran, 1989). Assim, foram feitos os testes de normalidade Jarque-Bera para as três variáveis de credibilidade, e nos três foi rejeitada a hipótese de normalidade (CRED1 – Jarque-Bera = 653.98 com p-value = 0.000; CRED2 – Jarque-Bera = 659.83 com p-value = 0.000; e CRED3 – Jarque-Bera = 307.44 com p-value = 0.000). Com base nos resultados, foi feito o teste de Levene (Brown and Forsythe, 1974) que é recomendado quando a distribuição das amostras não é normal. A hipótese nula do teste de Levene é a de que as variâncias são iguais através de todas as amostras, e neste caso não haveria lógica em utilizar o PCA. Para todos os anos da amostra de CRED1, CRED2 e CRED3, o teste de Levene foi significativo a um nível inferior a 1% de significância, o que ocasionou a rejeição da hipótese nula o que valida o uso do PCA. O segundo teste se a pré-extração dos componentes principais que é o de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) (Cerny and Kaiser, 1977) de adequação da amostra. Quanto mais próximo de 1 a medida KMO, mais apropriado o uso do PCA. Conforme Kaiser (1974), se a medida KMO do teste for inferior a 0.50 os dados não são considerados apropriados para PCA. Para nossos dados obteve-se uma medida KMO de 0.64, também corroborando a adequabilidade da redução da base pelo método de PCA.

Dado que os testes necessários para viabilidade do uso de componentes principais foram favoráveis, foi feita a extração da série do primeiro componente principal das séries de credibilidade. Com base nessa nova série foi feita uma nova

estimativa utilizando o método S-GMM. Os resultados são apresentados na tabela 4.

No geral, os resultados obtidos corroboram com aqueles da Tabela 2, apenas deixando de se utilizar os três indicadores de credibilidade e passando a utilizar apenas um único indicador de liquidez condensado pelo método de componentes principais.

Table 4 – Estimations (EFFPM - dependent variable) PCA_CRED

Regressors	S-GMM
$EFFPM_t - 1$	0.000 (0.055)
PCA_CRED	0.047*** (0.005)
$D_DEBT_t - 2$	-0.020*** (0.003)
VOL_GDP	-0.295** (0.117)
ERS	-0.289*** (0.040)
CO	0.189*** (0.051)
D_SUPERAVIT_GDP	0.046*** (0.017)
<i>Obs</i>	1.196
<i>N.Inst./N. Cross-Sec</i>	0.91
<i>J stat</i>	23.916
<i>p-value (J stat)</i>	0.524
<i>AR(1)</i>	-0.507
<i>p-value</i>	0.000
<i>AR(2)</i>	0.046
<i>p-value</i>	0.122

Note: Marginal significance levels: (***) denotes 0.01, (**) denotes 0.05, and (*) denotes 0.1. White's heteroskedasticity consistent covariance matrix was applied in regressions. Standard errors between parentheses. S-GMM – uses two-step of Arellano and Bover (1995) without time period effects. Tests for AR (1) and AR

Conclusão

A ausência de credibilidade está relacionada à utilização de políticas discricionárias por parte do banco central, que conduzem a uma série de problemas, tais como altos índices de inflação, dificuldades em ancorar as expectativas de inflação à meta estipulada pela autoridade monetária e aumento dos custos associados à redução da inflação. A literatura que trata das consequências e efeitos da credibilidade na economia fornece evidências que a credibilidade é importante para a gestão da política monetária. Neste sentido, vários bancos centrais têm introduzido um conjunto de alterações institucionais com objetivo de aumentar a credibilidade da política monetária e reduzir a incerteza relacionada à condução da política monetária. Contudo, as consequências da credibilidade para a economia ainda não estão totalmente compreendidas, e ainda existem lacunas a serem preenchidas, como, por exemplo, no tocante ao efeito que a credibilidade exerce sobre a eficiência da política monetária.

Além disso, uma vez que a literatura reconhece que a política fiscal exerce efeito sobre a condução da política monetária e sobre a inflação, é importante também verificar qual o impacto que o endividamento público exerce sobre a eficiência da política monetária.

De maneira inédita, portanto, o estudo buscou preencher essas lacunas, analisando a influência da credibilidade da política monetária e da gestão fiscal (medido pelo endividamento público) sobre a eficiência da política monetária. Para isso, criamos um indicador de eficiência da política monetária utilizando DEA, e utilizamos três indicadores distintos de credibilidade da política monetária. A análise foi baseada em uma amostra de 50 países (em que, 35 são países em desenvolvimento e 15 são países desenvolvidos) para o período de 2006Q2 a 2017Q4, utilizando a metodologia de dados

em painel (efeitos fixos (FOLS) e S-GMM) para a amostra total de países. Além disso, foram feitos dois testes de robustez: o primeiro para uma amostra apenas com países em desenvolvimento; e um segundo utilizando o primeiro componente principal dos três índices de credibilidade.

Com base nas estimações reportadas, observamos que países com elevado grau de credibilidade da política monetária necessitam de um menor esforço de política monetária para manter uma inflação baixa e estável, ou seja, a credibilidade aumenta a eficiência da política monetária. Ademais, uma política fiscal que permite o aumento do endividamento público suscita um maior esforço de política monetária (taxa básica de juros) para manter a inflação controlada, ou seja, o aumento do endividamento público reduz a eficiência da política monetária. Esses resultados foram válidos tanto para a amostra total quanto para a amostra de países em desenvolvimento, assim como para o uso do primeiro componente principal dos três índices de credibilidade. O estudo, portanto, contribui com evidências para a literatura que trata dos determinantes da eficiência da política monetária.

Referências

- Abdelkafi, I., 2016. The relationship between public debt, economic growth, and monetary policy: Empirical evidence from Tunisia. *Journal of the Knowledge Economy*, 9 (4), p. 1154–1167.
- Afonso, A., Aubyn, M.St., 2005. Non-Parametric approaches to education and health efficiency in OECD countries. *Journal of Applied Economics* 8 (2), p. 227-246.
- Afonso, A., Fernandes, S., 2006. Measuring local government spending efficiency: evidence for the Lisbon region. *Regional Studies* 40 (1), p. 39-53.
- Afonso, A., Schuknecht, L., Tanzi, V., 2005. Public sector efficiency: an international comparison. *Public Choice* 123 (3), p. 321-347.
- Afonso, A., Schuknecht, L., Tanzi, V., 2010. Public sector efficiency - evidence for new EU member states and emerging markets. *Applied Economics* 42 (17), p. 2147-2164.
- Agénor, P., Taylor, M. P., 1992. Testing for Credibility Effects. IMF Working Paper, 39 (3), p. 545–571.
- Aguir, A., Smida, M., 2015. Efficiency of monetary policy under inflation targeting. *Economics Bulletin*, 35 (1), p. 788–813.
- Alonso-Borrego, C., Arellano, M., 1999. Symmetrically Normalized Instrumental-Variable Estimation Using Panel Data. *Journal of Business & Economic Statistics*, 17 (1), p. 36–49.
- Andersson, K.; Berg, C., 1995. The inflation target in Sweden. In: Haldane, A. G. (Ed.). *Targeting inflation*. Bank of England, p. 207-225.
- Arellano, M., 2003. *Panel Data Econometrics (Advanced Texts in Econometrics)*. Oxford University Press, 1st Edition.
- Arellano, M., Bond, S., 1991. Some Tests of Specification for Panel Carlo Application to data: Monte Carlo Evidence and an Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58 (2), p. 277–297.
- Arellano, M., Bover, O., 1995. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68 (1), p. 29–51.
- Bartlett, M. S. (1951). The effect of standardization on a Chi-square approximation in factor analysis. *Biometrika*, 38 (3/4), p. 337-344.
- Blinder, S. A., 2000. *Central Bank Credibility: Why Do We Care? How Do We Build*

- It? *The American Economic Review*, 90 (5), p. 1421–1431.
- Blundell, R., Bond, S., 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87 (1), p. 115–143.
- Bond, S., Hoeffler, A., Temple, J., 2001. GMM Estimation of Empirical Growth Models. *Economic Papers*, W21. Nuffield College, University of Oxford.
- Briec, W., Emmanuelle, G., Laurence, L., Ratsimbanierana, H., 2012. On measuring the efficiency of monetary policy. *Economics Letters*, 117 (1), p. 182–185.
- Brown, M. B. and Forsythe, A. B., 1974. Robust Tests for the Equality of Variances. A. B., *Journal of the American Statistical Association*, 69, p. 364–367.
- Calvo, A. G., Reinhart, M., C., 2002. Fear of Floating. *Quarterly Journal of Economics*, 117 (2), p. 379–408.
- Cecchetti, S. G., Ehrmann, M., 2000. Does Inflation Targeting Increase Output Volatility? An International Comparison of Policymakers' Preferences and Outcomes. *Banco Central de Chile - Working Paper 69*.
- Cecchetti, S. G., Flores-Lagunes, A., Krause, S., 2006. Has monetary policy become more efficient? A cross-country analysis. *Economic Journal*, 116 (115), p. 408–433.
- Cecchetti, S. G., Krause, S., 2002. Central Bank Structure, Policy Efficiency, and Macroeconomic Performance: Exploring Empirical Relationships. *Review Federal Reserve Bank of St. Louis*, 84 (4), p. 47–60.
- Cerny, C. A., Kaiser, H. F., 1977. A study of a measure of sampling adequacy for factor-analytic correlation matrices. *Multivariate Behavioral Research*, 12 (1), p. 43–47.
- Chan, S. G., Ramly, Z., Karim, M. Z. A., 2017. Government spending efficiency on economic growth: roles of value-added tax. *Global Economic Review* 46 (2), p. 162–188.
- Charnes, A., Cooper, W. W., Rhodes, E., 1978. Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, 2 (6), p. 429–444.
- de Mendonça, H. F., 2007. Towards credibility from inflation targeting: The Brazilian experience. *Applied Economics*, 39 (20), p. 2599–2615.
- de Mendonça, H. F., 2009. Output-inflation and unemployment-inflation trade-offs under inflation targeting: Evidence from Brazil. *Journal of Economic Studies* 36 (1), p. 66–82.
- de Mendonça, H. F., de Guimarães e Souza, G. J. G., 2009. Inflation targeting credibility and reputation: The consequences for the interest rate. *Economic Modelling*, 26 (6), p. 1228–1238.
- de Mendonça, H. F., de Guimarães e Sousa, G. J., 2012. Is inflation targeting a good remedy to control inflation? *Journal of Development Economics*, 98 (2), p. 178–191.
- de Mendonça, H. F., Nascimento, N. C., 2020. Monetary policy efficiency and macroeconomic stability: Do financial openness and economic globalization matter? *North American Journal of Economics and Finance*, 51, article 100870.
- de Mendonca, H. F., Tiberto, B. P., 2017. Effect of credibility and exchange rate pass-through on inflation: An assessment for developing countries. *International Review of Economics and Finance*, 50, p. 196–244.
- de Mendonça, H. F., Tostes F. S., 2014. The Effect of Monetary and Fiscal Credibility on Exchange Rate Pass-Through in an Emerging Economy. *Open Economies Review*, 26 (4).
- Debreu, G., 1951. The Coefficient of Resource Utilization. *Econometrica*, 19 (3), p. 273–292.

- Farrell, M. J., 1957. The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 120 (3), p. 253–290.
- Fatás, A., Mihov, I., 2003. The Case for Restricting Fiscal Policy Discretion. *The Quarterly Journal of Economics*, 118 (4), p. 1419–1447.
- Gómez-Puig, M., Sosvilla-Rivero, S., 2015. The causal relationship between debt and growth in EMU countries. *Journal of Policy Modeling*, 37 (6), p. 974–989.
- Greiner, A., 2015. Fiscal and Monetary Policy in a Basic Endogenous Growth Model. *Computational Economics*, 45 (2), p. 285–301.
- Halkos, G. E., Tzeremes, N. G., 2009. Economic efficiency and growth in the EU enlargement. *Journal of Policy Modeling*, 31 (6), p. 847–862.
- Hauner, D., 2008. Explaining differences in public sector efficiency: evidence from Russia regions. *World Development*, 36 (10), p. 1745–1765.
- Hotelling, H., 1933. Analysis of a Complex of Statistical Variables Into Principal Components, *Journal of Educational Psychology*, 24, p. 417–441 and 498–520.
- Kaiser, H., 1974. An index of factor simplicity. *Psychometrika* 39, p. 31–36.
- Koopmans, T. C., 1951. Analysis of production as an efficient combination of activities. In J. W. Sons (Ed.), *Activity Analysis of Production and Allocation*, v. “New York: Cowles Commission for Research in Economics Monograph No.13, p. 33–97.
- Kydland, F. E., Prescott, E. C., 1977. Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economy*, 85 (3), p. 473–491.
- Lin, S., Ye, H., 2009. Does inflation targeting make a difference in developing countries? *Journal of Development Economics*, 89 (1), p. 118–123.
- Malmquist, S., 1953. Index numbers and indifference curves. *Trabajos de Estadística*, 4 (2), p. 209–242.
- Mishkin, F. S., Schmidt-Hebbel, K., 2007. Does Inflation Targeting make a Difference? NBER Working Paper Series, 12876.
- Montes, G. C., Bastos, J. C. A., 2014. Effects of reputation and credibility on monetary policy : theory and evidence for Brazil. *Journal of Economic Studies*, 41 (3), p. 387–404.
- Montes, G. C., Bastos, J. C. A., Oliveira, A. J., 2018. Fiscal Transparency, Government Effectiveness and Government Spending Efficiency: Some International Evidence Based on Panel Approach. *Economic Modelling*, 79, p. 211–225.
- Montes, G. C., Curi, A., 2016. The importance of credibility for the conduct of monetary policy and inflation control. *Planejamento e Políticas Públicas*, 46, p. 13–37.
- Montes, G. C., Ferreira, C. F., 2019. Does Monetary Policy credibility mitigate the fear of floating? *Economic Modelling*, 84(C), p. 76–87.
- Panizza, U., Presbitero, A. F., 2014. Public debt and economic growth: Is there a causal effect? *Journal of Macroeconomics*, 41, p. 21–41.
- Pearson, K., 1901. On lines and planes of closest fit to systems of points in space, *Philosophical Magazine, Series 6*, 2 (11), p. 559–572.
- Rayp, G., de Sijpe, N. V., 2007. Measuring and explaining government efficiency in developing countries. *The Journal of Development Studies*, 43 (2), p. 360–381.
- Rogoff, K., 2003. Globalization and global disinflation. *Economic Review Federal Reserve Bank of Kansas City*, 88 (4), p. 45–78.
- Romer, D., 1993. Openness and Inflation: Theory and Evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, 108 (4), p. 869–903.
- Roodman, D., 2009. How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *Stata Journal*, 9 (1), p. 86–136.

- Sargent, T. J., Wallace, N., 1981. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 5 (3), p. 1–18.
- Shi, K., Xu, J., & Yin, X., 2015. Input substitution, export pricing, and exchange rate policy. *Journal of International Money and Finance*, 51(C), 26–46.
- Simon, H. A., 1976. “The Criterion of Efficiency.” In *Administrative Behavior: A study of Decision-making Processes in Administrative Organization*. New York: The free Press.
- Smith, P., Mayston, D., 1987. Measuring Efficiency in the Public Sector. *Omega*, 15 (3), p. 181–189.
- Snedecor, G. W., Cochran, W. G., 1989. *Statistical Methods*, Eighth Edition, Iowa State University Press.
- Staiger, D., Stock, J. H., 1997. Instrumental variables regression with weak instruments. *Econometrica*, 65 (3), p. 557–586.
- Svensson, L. E. O., 1999. How Should Monetary Policy Be Conducted in an Era of Price Stability? *Proceedings – Economic Policy Symposium – Jackson Hole*, Federal Reserve Bank of Kansas City, p. 195-259.
- Taylor, J. B., 2000. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44 (7), p. 1389–1408.
- Tesfaselassie, M. F., Schaling, E., 2010. Managing Disinflation Under Uncertainty. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34 (12), p. 2568–2577.
- United Nations, 2019. *World Economic Situation Prospects*.
- Woodford, M., 1994. Monetary policy and price level determinacy in a cash-in-advance economy. *Economic Theory*, 4 (3), p. 345–380.

Apêndices

Tabela A1 – Total Sample

África do Sul	Cazaquistão	Hungria	Moldávia	República Tcheca
Albânia	Chile	Índia	Noruega	Romênia
Arábia Saudita	China	Indonésia	Nova Zelândia	Rússia
Argentina	Colômbia	Islândia	Peru	Sérvia
Armênia	Costa Rica	Israel	Polônia	Singapura
Austrália	Croácia	Jamaica	Quirguistão	Suécia
Azerbaijão	Dinamarca	Jordânia	Reino Unido	Suíça
Bielorrússia	Estados Unidos	Macedônia	República da Coréia	Tailândia
Brasil	Filipinas	Malásia	República de Maurício	Turquia
Canadá	Hong-Kong	México	República Dominicana	Vietnã

Tabela A2 – Developing Countries

Albânia	Costa Rica	Macedônia	Singapura
Argentina	República Dominicana	Malásia	África do Sul
Armênia	Índia	Ilhas Maurício	Tailândia
Azerbaijão	Indonésia	México	Turquia
Bielorrússia	Israel	Moldávia	Vietnã
Brasil	Jamaica	Peru	
Chile	Jordânia	Filipinas	
China	Cazaquistão	Rússia	
Hong Kong	República da Coreia	Arábia Saudita	
Colômbia	Quirguistão	Sérvia	

Table A3 – Descriptive Statistics (Total Sample)

	EFFPM	CRED1	CRED2	CRED3	D_DEBT	VOL_GDP	ERS	CO	D_SUPERAVIT_GDP
Mean	0.20	0.77	0.19	0.69	0.21	0.01	0.43	0.94	-0.06
Median	0.03	0.94	0.00	0.88	0.00	0.00	0.36	0.76	0.00
Maximum	1.00	1.00	1.00	1.00	39.10	5.06	1.00	4.68	17.75
Minimum	0.00	0.00	0.00	0.00	-21.27	0.00	0.00	0.20	-34.10
Std. Dev.	0.33	0.32	0.31	0.37	2.37	0.11	0.25	0.70	1.65
Observations	2350	2236	2236	2236	1886	2200	2209	2218	1840

Table A4 – Descriptive Statistics (Developing Countries)

	EFFPM	CRED1	CRED2	CRED3	D_DEBT	VOL_GDP	ERS	CO	D_SUPERAVIT_GDP
Mean	0.17	0.70	0.16	0.65	0.15	0.02	0.45	0.99	-0.09
Median	0.03	0.87	0.00	0.80	0.00	0.00	0.36	0.75	0.00
Maximum	1.00	1.00	1.00	1.00	21.41	5.06	1.00	4.68	17.75
Minimum	0.00	0.00	0.00	0.00	-21.27	0.00	0.00	0.20	-34.10
Std. Dev.	0.31	0.36	0.28	0.38	2.15	0.14	0.27	0.81	1.79
Observations	1645	1575	1575	1575	1242	1514	1551	1518	1196

Table A5 – Instrumental Variables (SGMM)

Tabel 2 - Full Sample	EFFPM(-2 to -4); CRED1(-1 to -7); VOL_PIB(-1 to -7); ERS(-1 to -1); CO(-1 to -7); D_DEBT(-3 to -5); D_SUPERAVIT_PIB(-1 to -3); SUPERAVIT_PIB(0); EXCH(0).
Tabel 3 - Full Sample	EFFPM(-2 to -9); CRED2(-1 to -7); VOL_PIB(-1 to -8); ERS(-1 to -1); CO(-1 to -7); D_DEBT(-3 to -5); D_SUPERAVIT_PIB(-1 to -2); SUPERAVIT_PIB(0); EXCH(0).
Tabel 4 - Full Sample	EFFPM(-2 to -8); CRED3(-1 to -8); VOL_PIB(-1 to -7); ERS(-1 to -1); CO(-1 to -6); D_DEBT(-3 to -3); D_SUPERAVIT_PIB(-1 to -4); SUPERAVIT_PIB(0); EXCH(0 to -1).
Table 5	
Cred1 - Developing Sample	EFFPM(-2 to -3); CRED1(-1 to -1); VOL_PIB(-1 to -4); ERS(-1 to -1); CO(-1 to -3); D_DEBT(-3 to -6); D_SUPERAVIT_PIB(-1 to -2); SUPERAVIT_PIB(0); EXCH(0).
Table 5	
Cred2 - Developing Sample	EFFPM(-2 to -2); CRED2(-1 to -1); VOL_PIB(-1 to -4); ERS(-1 to -1); CO(-1 to -10); D_DEBT(-3 to -6); D_SUPERAVIT_PIB(-1 to -2); EXCH(-1 to -2).
Table 5	
Cred3 - Developing Sample	EFFPM(-2 to -2); CRED3(-1 to -1); VOL_PIB(-1 to -4); ERS(-1 to -1); CO(-1 to -10); D_DEBT(-3 to -6); D_SUPERAVIT_PIB(-1 to -2); EXCH(-1 to -2).