

## MENSURANDO UM ÍNDICE DE CONDIÇÕES MONETÁRIAS AMPLO PARA O BRASIL

Kelly Cardoso Faro<sup>1</sup>

**RESUMO:** O objetivo deste estudo é mensurar um Índice de Condições Monetárias (ICM) amplo para o Brasil que apresente a relação vigente entre o produto da economia, a taxa de juros, a taxa de câmbio e o resultado fiscal do governo. O estudo aplica o método ARDL para estimar os pesos/coeficientes das variáveis no ICM amplo para o Brasil no período 2002:Q4 a 2018:Q1. O resultado indica um peso maior do canal de transmissão da taxa de juros seguido pelo canal da taxa de câmbio e, por último, pelo canal do resultado fiscal, implicação esta, que coloca em primazia o canal da taxa de juros na determinação do nível de produto no Brasil. O índice de condições monetárias amplo obtido traça razoavelmente bem a direção de política monetária para o período estudado, portanto, pode servir como um indicador adequado da orientação adotada pela autoridade monetária.

**Palavras-chaves:** Política Monetária; Condições Monetárias; Canais de Transmissão; Cointegração.

### MEASURING A BROAD MONETARY CONDITIONS INDEX FOR BRAZIL

**ABSTRACT:** The purpose of this essay is to measure a broad Monetary Conditions Index (MCI) applied to the Brazilian case, which presents the current relationship between the product of the economy, the interest rate and the exchange rate and the fiscal result of the government. The study applies an ARDL cointegration limits test approach to estimate the weights / coefficients of variables in the broad ICM for Brazil in the period 2002: Q4 to 2018: Q1. The result indicates a greater weight to the interest rate channel, followed by the exchange rate channel and, finally, by the channel of the fiscal result, implication this, which puts in priority the interest rate channel in determining the level of production in Brazil. The broad index of monetary conditions obtained reasonably well traces the policy direction of the Central Bank of Brazil (BCB) for the period studied, so it can serve as an adequate indicator of the BCB's monetary policy stance.

**Keywords:** Monetary Policy; Monetary Conditions; Monetary Transmission; Cointegration.

Data da submissão: 20-09-2022

Data do aceite: 30-11-2022

### INTRODUÇÃO

A orientação da política monetária e seu processo de transmissão para o produto são objetos de investigação perene na ciência econômica. As autoridades monetárias enfrentam a dificuldade de perseguir múltiplos e, por vezes, conflitantes objetivos haja vista a responsabilidade de assegurar preços e estabilidade financeira, bem como instigar o crescimento econômico. Ademais, em economias emergentes como a brasileira, outras questões se colocam como fundamentais e desejáveis, como a manutenção do nível de reservas externas, taxa de câmbio estável, bem como a obtenção do saldo positivo da conta corrente e resultado fiscal superavitário. A obtenção desses resultados são fatores que dificultam sobremaneira o processo de decisão da autoridade monetária.

Nesse contexto, o Banco Central do Canadá criou, nos anos 1980, um indicador capaz de avaliar e orientar a política monetária, chamado de Índice de Condições Monetárias (ICM), a partir de uma determinada função de reação, também conhecida como Regra de Taylor, cuja especificação apresentava a relação vigente entre o produto da economia, a taxa de juros e a taxa de câmbio (cujos choques impactam sobre a demanda agregada). Outros países replicaram a mensuração desse indicador com objetivo análogo ao canadense de verificar a importância e magnitude dos canais de transmissão da política monetária sobre o lado real da economia e, com essa informação, poder guiar e/ou direcionar os rumos da política monetária

<sup>1</sup> Professora Adjunta – UFR. Contato: kelly.faro@ufr.edu.br

de seus países. Todavia, a mensuração das condições monetárias de diferentes países sofre alterações de acordo com a abordagem metodológica utilizada.

Certamente, essa discussão não é menos importante para o caso brasileiro, uma vez que indicadores que possibilitem uma medida de análise e orientação da política monetária se fazem fundamentais por si só em economias em desenvolvimento. Desse modo, o que se almeja neste estudo é construir um Índice de Condições Monetárias (ICM) amplo aplicável ao caso brasileiro, que, além de apresentar relação vigente entre o produto da economia, a taxa de juros e a taxa de câmbio, verifique também o canal de transmissão do resultado fiscal do Governo.

Desse modo, a hipótese que se pretende testar é se a autoridade monetária adota uma postura rígida de conduta quando há alteração da trajetória dos preços, do câmbio e do desempenho das contas públicas do Brasil. Para tal, o estudo utiliza o Modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL) para estimar os pesos/coeficientes das variáveis no ICM amplo para o Brasil no período 2002:Q4 a 2018:Q1.

Ao calcular um ICM, cujo indicativo principal é nortear a tomada de decisões em relação à política monetária, e ampliá-lo ao relacionar com o resultado fiscal do Governo, pretende-se abordar que o desempenho fiscal pode exacerbar ou não as decisões tomadas pela autoridade monetária e rebater na fragilização do crescimento econômico de longo prazo do país. Nesse quesito, esta pesquisa procura cobrir essa lacuna na literatura ao relacionar um indicador de política monetária com uma variável fiscal de setor público para a economia brasileira no período recente.

A pesquisa é dividida em quatro seções, além desta breve introdução, sendo que a seguinte abarca a revisão de literatura acerca das distintas abordagens utilizadas para o cálculo do Índice de Condições Monetária, para economias com diferentes níveis de desenvolvimento. Além disso, nessa seção também será feito um levantamento da literatura empírica nacional e internacional correlata. A terceira seção apresenta a mensuração empírica dos coeficientes do ICM, via teste de cointegração do modelo ARDL. A quarta seção tratará do ICM amplo brasileiro e as orientações de política que podem ser destacadas por meio dele. Por fim, são apresentados os comentários conclusivos.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

Considerando as interligações entre mercado monetário e o mercado cambial, o Banco do Canadá foi a instituição pioneira na construção do ICM na década de 1980. A especificação inicial do ICM pelo Banco do Canadá baseou-se na inflação, mas posteriormente alterou-se para demanda agregada. Isso foi feito para evitar alarmar o mercado com um choque de preços que poderia ser mal interpretado como uma explosão de uma espiral inflacionária.

A partir disso, a análise qualitativa e empírica sobre a possibilidade de um ICM poder ser usado como indicador da orientação da política monetária foi testada, usando-se as experiências dos bancos centrais do Canadá, Suécia e Noruega. Eika et al. (1996) utilizaram dados da taxa de câmbio, taxa de juros e produto da economia nos índices calculados e sugeriram que o ICM pode ser um indicador satisfatório para a condução da política econômica, desde que se atente ao modelo escolhido para sua mensuração, dada forte exogeneidade das variáveis e dificuldade de observância clara dos pesos atribuídos as variáveis.

O Banco Central do Canadá, que ainda calcula anualmente o ICM, fez uma coletânea de trabalhos incluindo as pesquisas de Freedman (1994 e 1995) juntamente com os trabalhos de Duguay (1996). Freedman (1994) faz um relato do papel do ICM na formulação da política monetária e enfatiza que o uso real do ICM varia de acordo com as instituições que o publicam. Ademais, aponta que um ICM não é usado mecanicamente, mas é cruzado com outros tipos de informação antes de passar pela avaliação do gestor de política monetária. O autor esclarece que as ações do Banco do Canadá têm como meta operacional o ICM, que norteia a expectativa da taxa de inflação para seis a oito trimestres no futuro, portanto o índice lhes dá direcionamento expectacional, havendo defasagens entre a política monetária e as ações (ou seja, alterações nos instrumentos). Ele concluiu que o ICM é útil por garantir que as mudanças na taxa de câmbio são levadas em conta nas decisões de política monetária e que, devidamente utilizado, orienta os *policymakers* frente às incertezas.

O estudo se aprofunda ao analisar a maneira como os elementos estratégicos e táticos entraram nas decisões do BC do Canadá relativas ao ICM. Segundo Freedman (1995), o ICM calculado com base na taxa de juro real e na taxa de câmbio real é mais adequado para fins práticos por permitir medir as mudanças em

pontos percentuais nas taxas de juros, por exemplo, uma mudança de um ponto percentual nas taxas de juros tem o mesmo efeito sobre a demanda agregada ao longo tempo como uma mudança de 3 pontos percentuais na taxa de câmbio. O autor defende que a incerteza e o nervosismo do mercado causam divergências entre as condições monetárias reais e as desejadas e que o ideal seria que a interpretação dos mercados se assemelhasse a do Banco do Canadá.

A fim de apresentar sucintamente alguns estudos correlatos apresentamos o Quadro 5 logo abaixo, que explicita diferentes pesquisas empíricas, em temporalidade de análise e modelo utilizado, mas que se assemelham na busca de mensurar o Índice de Condições Monetárias de países com distintos graus de desenvolvimento e analisá-lo segundo a conjuntura de cada economia.

<b>Autoria</b>	<b>Países</b>	<b>Método</b>	<b>Período</b>	<b>Resultado(s)</b>
Duguay (1996)	Canadá	Painel Dinâmico	1975-1990	As ações do Banco Central têm um impacto mais direto sobre as taxas de juros e de câmbio, do que nos agregados monetários
Eika et al (1996)	Canadá, Noruega e Suécia	VAR	1985-1994	ICM é um bom indicador para a condução da política econômica dos países analisados se respaldado seus pesos.
Frochen (1996)	5 países Europeus (França, Alemanha, Reino Unido, Itália e Espanha)	OLS	1987-1995	A política monetária exerceu influência sobre os preços na França e Alemanha. No entanto, este efeito foi moderado para o Reino Unido, Itália e Espanha
Mayes e Virén (1998)	20 países Europeus	Dados em Painel	1972-1997	A taxa de câmbio desempenha papel importante na transmissão da política monetária na economia e na inflação na área do euro.
Kesriyeli e Kocaker (1999)	Turquia	Função objetiva de preço	1987-1999	O ICM resultante da pesquisa fornece evidências em apoio à política monetária restritiva durante o período selecionado pelos autores.
Lattie (1999)	Jamaica	Pequeno modelo de economia aberta	1991-1998	O resultado mostra a utilidade do índice quando há estabilidade no mercado de câmbio.
Pei-Tha e Kian Teng (2008)	Malásia	Séries de tempo	1995-2006	O resultado de maior peso para a taxa de juros frente à taxa de câmbio.
Wai-Chang (2010)	Maláia, Cingapura, Indonésia, Filipinas e Tailândia	ARDL	1980-2004	Os resultados apontam que o índice de condições monetárias, acrescidos do canal de crédito, acompanham razoavelmente bem, os movimentos do PIB dos países, especialmente após 1997.
Caetano, Silva Jr. e Côrrea (2011)	Brasil	Abordagem discreta não estacionária	2002-2008	Os parâmetros para quedas da taxa de juros são sempre superiores aos parâmetros de aumento revelando uma preferência pela suavização

**Quadro 1.** Literatura Empírica: Índice de Condições Monetárias.

Fonte: Elaboração própria.

Duguay (1996) apresenta uma evidência empírica sobre as ligações entre as taxas de juros e taxas de câmbio para o total de gastos no Canadá e da despesa total e da taxa de câmbio para a inflação. Para tal, o autor elabora uma estrutura de equações, sendo que uma delas estima preço dado uma Curva de Phillips, a

fim de captar os efeitos dinâmicos da política monetária, para depois explorar esses efeitos através de uma análise de simulação. Para ele, as ações do banco central têm um impacto mais direto sobre as taxas de juros e de câmbio do que nos agregados monetários, no curto prazo, e estes últimos fornecem informações importantes sobre a orientação da política monetária.

Mayes e Virén (1998) desenvolveram um trabalho empírico de cálculo do ICM para 20 países da área do Euro utilizando dados trimestrais durante o período de 1972 a 1997. Para eles, a definição dos pesos das variáveis é fundamental para construir um índice que capte o impacto dos dois canais de transmissão da política monetária na economia, juros e câmbio. Eles afirmam que o ICM não é perfeitamente robusto e, por isso, deve ser utilizado em conjunto a outras informações, para servir de previsão e influência dos Bancos Centrais na estabilidade de preços. Os autores alegam que a taxa de câmbio vai desempenhar papel importante na transmissão do impacto da política monetária na economia e na inflação.

Gerlach e Smets (2000) estimam uma regra de política monetária para o Banco Central da Nova Zelândia, Canadá e Austrália, na forma de um ICM para cada país. ICM é definido, por eles, como uma média ponderada de curto prazo da taxa de juros e da taxa de câmbio, real ou nominal, e sua utilização difere entre os bancos centrais, como alvo operacional ou indicador de postura de política. A pesquisa feita faz questionamento do papel da taxa de câmbio na condução da política monetária em pequenas economias abertas sob taxas de câmbio flutuante. Os resultados revelam divergências entre os bancos centrais: o Banco Central da Nova Zelândia, que usa o ICM como alvo operacional, não tem resposta efetivamente expressiva para movimentos na taxa de câmbio, análogo ao Banco Central do Canadá, entretanto o Banco Central da Austrália não apresenta resposta aos movimentos cambiais.

A inquietação de Batini e Turnbull (2002) é de apresentar as possibilidades de uso do ICM, bem como as críticas a este indicador, segundo análise do ICM dos Estados Unidos, e propor a criação de um ICM alternativo para o Reino Unido, dado que o Banco Central da Inglaterra não o calcula. Para Batini e Turnbull (2002), como uma elevação da taxa de juros aumenta o ICM, então um aumento no índice é interpretado como um aperto das condições monetárias. Os principais resultados encontrados pelos autores apontam que o ICM está fortemente relacionado com o produto da economia (em nível) e com a inflação (em diferença), sugerindo que uma postura rígida do Banco Central tem efeitos contracionistas em ambas as variáveis.

Uma análise empírica do tipo de uma regra de política monetária, no estilo da regra de Taylor, é o exercício feito por Carneiro e Wu (2004) para a economia brasileira. Os autores sugerem um instrumento para além da taxa de juros de curto prazo, uma média ponderada entre a taxa de juros e a taxa de câmbio e o balanço de pagamentos, através do déficit em conta corrente. O enfoque do trabalho deles é na relação entre essas variáveis para verificar as pressões futuras sobre as contas externas do país. As principais contribuições concernem à conclusão de que o ICM pode ser sim útil como um indicador das pressões futuras sobre as contas externas do país e que indicadores do tipo do ICM podem ser direcionados a programas monetário-cambiais dirigidos para o controle déficit em conta corrente.

Caetano, Silva Jr. e Côrrea (2011) apresentam uma abordagem empírica alternativa para a condução da política monetária no Brasil, em detrimento à regra de Taylor tradicional, como forma de determinação do comportamento dos juros. Eles se opõem à premissa dos modelos com taxa de juros como variável dependente contínua. A inovação do trabalho desses autores se encontra no entendimento de que as variáveis macroeconômicas possuem dinâmica de não estacionariedade e não continuidade. Os autores indicam que os parâmetros para quedas da taxa de juros são sempre superiores aos de aumento, revelando uma preferência pela suavização das ações do Copom quando este considera a necessidade de uma queda na taxa Selic.

### **3. O MODELO E PROCEDIMENTOS DE ESTIMATIVA DOS COEFICIENTES**

O ICM (Índice de Condições Monetárias) é mensurado pelas médias ponderadas de mudanças na taxa de juros e na taxa de câmbio, e os Bancos Centrais o utilizam como medida de análise da política monetária. Esse entendimento é consensual na literatura macroeconômica monetária nacional e internacional, sendo análogo entre Freedman (1994 e 1995); Eika et al (1996); Gerlach e Smets (2000); Batini e Turnbull (2002); Caetano, Silva Jr e Côrrea (2011). Dessa forma, o índice de condições monetárias no tempo  $t$  é definido como:

$$ICM_t = \omega_{ir}(ir_t - ir_0) + \omega_{eer}(eer_t - eer_0) \quad (1)$$

Em que  $ICM_t$  representa o Índice de Condições Monetárias no período  $t$ ,  $ir_t$  é a taxa de juros de curto prazo no tempo  $t$ ,  $eer_t$  é a taxa de câmbio real no tempo  $t$ ,  $ir_0$  e  $eer_0$  são taxa de juros e taxa de câmbio, respectivamente em um dado período base;  $\omega_{ir}$  e  $\omega_{eer}$  são os pesos associados à taxa de juros e taxa de câmbio no ICM. Esses pesos são derivados dos coeficientes estimados de  $ir_t$  e  $eer_t$  que afetam as funções de demanda agregada (DA). A soma de  $\omega_{ir}$  e  $\omega_{eer}$  é igual a um, enquanto que a razão  $\omega_{ir} / \omega_{eer}$  indica o impacto relativo das taxas nos objetivos da política (isto é, impacto no crescimento econômico). Portanto, a equação (1) pode ser representada como:

$$ICM_t = (ir_t - ir_0) + \frac{\omega_{ir}}{\omega_{eer}}(eer_t - eer_0) \quad (2)$$

Adotando o Índice de Condições Monetárias (ICM) como apresentado na equação (1), a formulação padrão do crescimento da função de crescimento do PIB pode ser expressa como:

$$y_t = \delta_1 ir_t + \delta_2 eer_t \quad (3)$$

Considerando as peculiaridades do quadro da política monetária brasileira, no entanto, existe a necessidade de incluir uma variável que fornecerá informações sobre outro canal de transmissão da política monetária para o setor real da economia.

A literatura fornece evidências suficientes em apoio à ampliação do ICM a fim de verificar o impacto de outras variáveis (além da taxa de juros e taxa de câmbio) na transmissão dos efeitos da política monetária sobre o crescimento econômico. Por exemplo, na literatura internacional as pesquisas de Duguay (1996), Wai-Chang (2010), Kannan et al (2006), Oriela (2011) e Abudabkar e Yaaba (2013) incluem outras importantes variáveis no ICM de suas respectivas economias em desenvolvimento. Na literatura nacional, cabe destacar a pesquisa de Carneiro e Wu (2004) em que fora calculado um índice baseado na regra de Taylor amplo, incluindo o saldo em transações correntes.

A partir desses estudos que expandem o ICM, a presente pesquisa inclui no índice o resultado fiscal do Governo, com vistas a verificar se as contas públicas (e seus desequilíbrios) impactam em um indicador monetário e, em sobremedida, no produto da economia brasileira. Em consonância com Carneiro e Wu (2004) e Abudabkar e Yaaba (2013), incluindo o resultado primário do setor público brasileiro, a formulação padrão do ICM foi reformulada para:

$$y_t = \delta_1 ir_t + \delta_2 eer_t + \delta_3 rp_t \quad (4)$$

Em que  $y_t$  representa a taxa de crescimento do produto interno bruto brasileiro,  $ir_t$  denota taxa de juros SELIC;  $eer_t$  representa a taxa de câmbio real;  $rp_t$  é o resultado primário,  $t$  é o tempo e os parâmetros  $\delta_1$ ,  $\delta_2$  e  $\delta_3$  são os coeficientes de taxa de juros, da taxa de câmbio e do resultado primário, respectivamente.

Com base na equação (4), portanto, o índice de condições monetárias amplo proposto, que é uma versão expandida da a equação (1), torna-se:

$$ICM_t = \omega_{ir}(ir_t - ir_0) + \omega_{eer}(eer_t - eer_0) + \omega_{rp}(rp_t - rp_0) \quad (5)$$

Nesta versão ampliada, a soma de  $\omega_{ir} + \omega_{eer} + \omega_{rp}$  deve ser igual a um. Ademais, a equação (5) pode ser reescrita na forma de razão entre seus coeficientes como especificado abaixo:

$$ICM_t = (ir_t - ir_0) + \frac{\omega_{eer}}{\omega_{ir}}(eer_t - eer_0) + \frac{\omega_{rp}}{\omega_{ir}}(rp_t - rp_0) \quad (6)$$

A metodologia empírica econométrica aplicada no cálculo dos coeficientes/pesos do ICM amplo é o Modelo Autorregressivo de Defasagem Distribuída (ARDL) que permite realizar um teste, conforme

referência dos trabalhos de Pesaran e Shin (1999) e Pesaran et al. (2001), que examinam a cointegração da demanda agregada (PIB) e suas variáveis determinantes.

Pesaran et al. (2001) propõem um método de cointegração que pode abarcar um conjunto de variáveis cujas ordens de integração se diferem entre si, o que auxilia muito na utilização de dados puramente I(0), puramente I(1), ou com as duas ordens de integração apenas. Além disso, Pesaran e Shin (1999) explicam que esse mesmo teste de cointegração nos modelos ARDL apreende as relações de longo prazo em amostras pequenas de dados de modo mais eficiente e, através de um critério de seleção previamente estabelecido, um nível ótimo de defasagens pode ser determinado para cada uma das variáveis do modelo ARDL. Esses diferenciais do método justificam a escolha dessa metodologia para a averiguação dos pesos do ICM atrelado à política fiscal para o Brasil. Desse modo, o formato ARDL da equação (4) pode ser representado como:

$$y_t = \gamma_0 + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 ir_{t-1} + \delta_3 Leer_{t-1} + \delta_4 rp_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta Ly_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \Delta ir_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{3i} \Delta L eer_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{4i} \Delta rp_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

As variáveis indicam:  $y_t$  o Produto Interno Bruto (PIB);  $ir_t$  representa taxa de juros;  $eer_t$  a taxa de câmbio real;  $\gamma_0$  é o termo de intercepto;  $t-1$  é a *lag* de tempo (se refere ao trimestre anterior);  $\Delta$  é o operador de diferença;  $\delta_1$  a  $\delta_4$  e  $\beta_1$  a  $\beta_4$  são parâmetros das respectivas variáveis e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro, ou distúrbios do tipo ruído branco.

O modelo ARDL também pode ser estimado na forma de vetores de correção de erros (ARDL-ECM), os quais verificam a existência de vetores de longo prazo. A partir disso, estimam-se os coeficientes de longo e curto prazo, assim como a velocidade de ajuste ao equilíbrio de longo prazo. Dessa forma, a equação (7) pode ser reescrita no formato de correção de erros, conforme abaixo:

$$\Delta Ly_t = \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta Ly_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \Delta ir_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{3i} \Delta L eer_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{4i} \Delta rp_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{5i} ECM_{t-i} \quad (8)$$

*ECM* é a representação de correção de erro da equação (7). Dois estágios estão envolvidos na estimativa da equação (7). No primeiro, o teste de cointegração de Pesaran et al. (2001), faz-se um teste de significância do tipo do teste de Wald (teste F) para a observação da significância conjunta dos parâmetros de longo prazo.

A estatística-F do teste Wald é comparada com a banda de valores críticos que foi determinada. A hipótese nula ( $H_0$ ) é de não existência de vetores de cointegração  $H_0 = \delta_1 = \delta_2 = 0$ , e a hipótese alternativa ( $H_1$ ) é de existência de relação de longo prazo entre as variáveis do modelo  $H_1 = \delta_1 \neq \delta_2 \neq 0$ . Com isso, entende-se que a hipótese nula não é rejeitada se a estatística-F do teste Wald ficar abaixo da banda inferior de valores críticos, mas, acima da banda superior, a hipótese nula é rejeitada. Será preciso conhecer a ordem de integração das variáveis no caso da estatística F ficar dentro do intervalo dos valores críticos.

Os pesos do índice de condições monetárias amplo são então derivados dos coeficientes da taxa de juros, taxa de câmbio e resultado primário e, em seguida, substituídos da equação do ICM propriamente dito (ou seja, a equação 6) para, então, termos o ICM amplo para o Brasil para o período da amostragem.

### 3.1 DADOS

Na estimação do modelo ARDL, as variáveis utilizadas para a obtenção dos parâmetros do ICM possuem periodicidade trimestral, definidas entre 2002:Q4 a 2018:Q1, totalizando 62 observações e estão definidas como se segue:

- $y_t$  = Log do Índice do Produto Interno Bruto (PIB) com ajuste sazonal – Fonte: IBGE;
- $ir_t$  = Taxa de Juros - over-Selic (% diária) (valor de final de trimestre) – Fonte: Banco Central do Brasil;
- $eer_t$  = Log do Índice da Taxa de Câmbio Real (valor de final de trimestre, dessazonalizado) – Fonte: BIS;
- $rp_t$  = Resultado Primário expresso em Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP Primário), sem desvalorização cambial, fluxo acumulado em 12 meses (valor de final de trimestre) (% PIB) – Fonte: Banco Central do Brasil.

As variáveis macroeconômicas em número-índice foram modificadas para logaritmo natural a fim de que os resultados possam ser lidos em variações percentuais. Cabe destacar que, de acordo com a própria fonte de dados BIS, um aumento no índice da taxa de câmbio real indica apreciação. Como no Brasil o entendimento é de que uma elevação do índice se refere a uma depreciação, foi feita uma inversão simples da taxa (1/BIS).

#### 4. RESULTADOS

Para conhecer a ordem de integração das variáveis, foram realizados quatro testes de raiz unitárias: Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e o Teste de Dickey-Fuller modificado pela estimação por mínimos quadrados generalizados (DF-GLS)<sup>2</sup>. Os resultados são apresentados na Tabela 1.

**Tabela 1.** Testes de Raiz Unitária (2002:Q4 a 2018:Q1) – ICM.

Variáveis	ADF	DF-GLS	PP	KPSS	Classificação
$y_t$	-1.43	-0.90	-1.40	1.16*	I(1)
$eer_t$	-1.90	-1.52	-1.97	0.24**	I(0)
$ir_t$	-2.28	-1.67	-1.65	0.83**	I(1)
$rp_t$	-0.02	0.28	-0.25	0.78*	I(1)

ADF, DF-GLS e PP:  $H_0$  = série com raiz unitária (não estacionária: I(1)). KPSS:  $H_0$  = Série Estacionária. \* e \*\* denotam rejeição da hipótese nula a 1% e 5% de nível de significância, respectivamente.

Conforme a Tabela 2, da série de dados, temos três variáveis integradas de ordem 1 (não estacionárias), enquanto que apenas uma, a taxa de câmbio ( $e_t$ ), é classificada como integrada de ordem zero (estacionária). Isso revela que os dados não contêm séries I(2), portanto fornecem suporte para o uso da abordagem de teste escolhido, o ARDL.

Dessa forma, seguindo a estimação do modelo ARDL, com variável dependente como o PIB, e utilizando o Critério de Akaike, com quatro defasagens (*lags*), o modelo é definido como ARDL (3,4,0,0), tal como descrito na Tabela 2. A Tabela 2 apresenta também o resultado de um teste de diagnóstico, o teste LM Breusch – Godfrey, que indica se há ou não correlação serial nos resíduos. Como sua hipótese nula é de ausência de correlação serial dos resíduos, o resultado aponta não rejeição da hipótese nula, portanto aceita a ausência de autocorrelação na estimação realizada.

**Tabela 2.** Modelo ARDL – ICM.

ARDL defasagens	Teste LM de Auto Correlação <sup>1</sup> [prob]	Cointegração de Longo Prazo - <i>Bounds test</i> <sup>2</sup>			
			1%	5%	
(3,4,0,0)	1.061 [0.35]	5,95	Limite I(0)	4,69	3,23
			Limite I(1)	5,61	4,35

<sup>1</sup>Teste LM Breusch – Godfrey:  $H_0$ : ausência de auto correlação serial. <sup>2</sup>Bounds test:  $H_0$ : ausência de relação de longo prazo.

<sup>2</sup> Para maiores detalhes de cada teste de raiz unitária, ver Elliot et al. (1996), Kwiatkowski et al. (1992), Dickey e Fuller (1979) e Phillips e Perron (1988).

Definidas as defasagens do modelo e confirmada a ausência de autocorrelação, o passo seguinte é a verificação da existência de vetores de cointegração entre as variáveis de cada modelo. À direita da Tabela 2, apresentam-se os resultados do teste Wald, conhecido como *bounds test*. A hipótese nula de ausência de vetores de cointegração entre as variáveis do modelo é rejeitada ao nível de 1% e 5% de significância estatística no modelo. Os valores excedem a banda superior de valores críticos calculados por Pesaran et al. (2001).

Os resultados do teste de cointegração apresentados na Tabela 3 são de grande importância nos modelos ARDL. Na literatura, encontra-se sua relevância em poder confirmar a existência de cointegração entre as variáveis dos modelos estimados. Isso significa, nesta pesquisa, que se confirma a existência dos vetores de cointegração, ou seja, as variáveis elencadas têm relações entre si no longo prazo. Desse modo, os resultados corroboram, na presente pesquisa, o fato de a taxa de câmbio, a taxa de juros e o resultado primário, em conjunto, inter-relacionarem-se com o produto da economia no longo prazo.

Em seguida, é possível determinar que o ARDL de defasagem (3,4,0,0) nos fornece coeficientes válidos de curto e longo prazo. A Tabela 3 indica que o modelo geral é bem ajustado, já que as variáveis independentes exercem cerca de 99% influência sobre o crescimento econômico brasileiro.

O coeficiente da taxa de juros está corretamente sinalizado como esperado, segundo a conjuntura econômica. O sinal negativo indica que a taxa de juros está negativamente associada ao PIB, o que implica que uma elevação deste reduz a produção agregada e vice-versa. Por exemplo, uma redução de um por cento na taxa de juros leva a um aumento de cerca de 0,09 ponto percentual no produto. Entendimento divergente é respectivo ao resultado primário nacional, mostrando que a necessidade de financiamento do Governo se positiva é bom para crescimento econômico brasileiro. Todavia, deve ser ressaltado que essa variável não se apresentou estatisticamente significativa no longo prazo com uma probabilidade de [0,58], nem a taxa de juros Selic com uma probabilidade de [0,29].

A relação de longo prazo detectada nas estimações não isenta os modelos estimados de serem acometidos por choques de curto prazo. No entanto, para que a relação de cointegração seja sempre mantida, há que se ter um mecanismo de correção desses choques para se retornar à dinâmica de longo prazo. Esta é justamente a função do Mecanismo de Correção de Erros. Cabe destacar que o coeficiente de correção de erros (ECM) estimado se apresentou estatisticamente significativo a 1%, como indica o p-valor entre colchetes na última linha da Tabela 3.

No modelo do ICM amplo estimado, segundo a Tabela 3, o coeficiente da equação de correção de erros (ECM) de -0,47 é estatisticamente significativo, sugerindo que 47% do desvio da trajetória de longo prazo do sistema estimado são corrigidos pelos seus ajustamentos de curto prazo no trimestre seguinte. Portanto, *ceteris paribus*, é preciso cerca de dois trimestres para restabelecer o equilíbrio da economia, em caso de uma possível distorção de curto prazo. Cabe destacar aqui a proximidade com a indicação que a autoridade monetária brasileira (Bacen) faz sobre o tempo de resposta da economia a mudanças na política monetária enunciado um hiato temporal de seis meses para que sejam observados os primeiros resultados reais de alterações no instrumento de política monetária nacional (a taxa de juros SELIC).

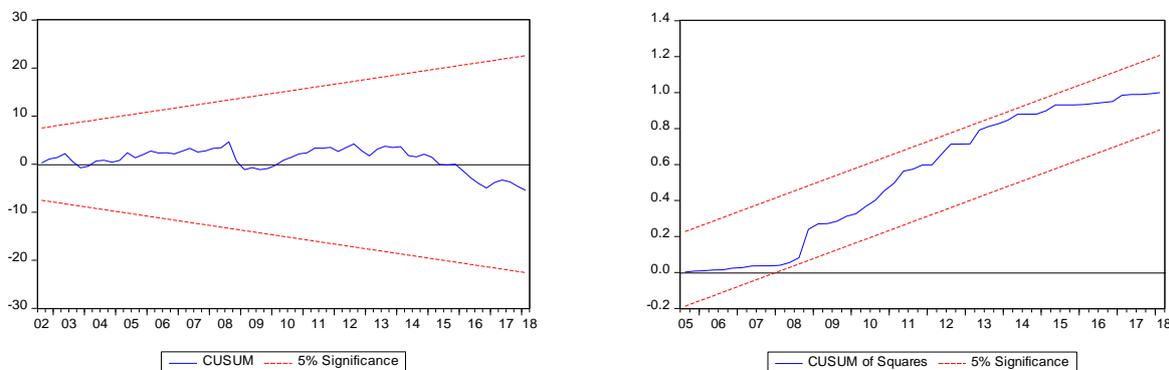
**Tabela 3.** Estimativas de Curto e Longo Prazo - ARDL (3,4,0,0) – ICM.

Variáveis	Variável dependente: $y_t$			
	Longo Prazo		Curto Prazo	
	coeficiente	t-est. [p-valor]	coeficiente	t-est. [p-valor]
$y_{t-1}$	-	-	-1,11	-9,26 [0,00]
$ir_t$	-0,1037	1,04 [0,29]	-0,02	-0,53 [0,69]
$eer_t$	0,0436	-2,65 [0,01]	0,04	3,87 [0,00]
$rp_t$	0,0180	0,35 [0,58]	0,00	0,22 [0,82]
constante	-3,2701	-1,60 [0,11]	-	-
$R^2 = 0,998$		<b>Correção dos erros: ECM (-1): -0,47 [0,00]</b>		

Para testar a estabilidade da equação e dos parâmetros estimados, as técnicas mais comumente são os testes descritos por Brown, Durbin e Evans (1975) de Soma Cumulativa dos Resíduos Recursivos

(CUSUM) e Soma Cumulativa dos Quadrados dos Resíduos Recursivos (CUSUMQ). Esses dois testes são reportados em forma gráfica e estão explicitados no Gráfico 1.

As linhas pontilhadas apresentam a banda de valores críticos, calculados a 5% de significância estatística, cuja hipótese nula é de estabilidade dos coeficientes. Dessa forma, o ideal, para não se rejeitar a hipótese nula e, portanto, atestar a estabilidade dos parâmetros estimados, é que a linha contínua fique dentro dos limites das bandas pontilhadas.



**Gráfico 1.** Testes de Soma Cumulativa dos Resíduos Recursivos (CUSUM) e Soma Cumulativa dos Quadrados dos Resíduos Recursivos (CUSUMQ).

De um modo geral, os gráficos do CUSUM e CUSUMQ mostram que os parâmetros do ICM amplo são estáveis, dado que os erros recursivos permanecem dentro das linhas críticas dos testes.

## 5. ÍNDICE DE CONDIÇÕES MONETÁRIAS AMPLO PARA O BRASIL

A partir do modelo ARDL estimado apresentado na Tabela 3, os coeficientes de taxa de juros, taxa de câmbio e para o resultado primário são -0,10375, 0,0436 e 0,01808, respectivamente. Os pesos das variáveis  $\omega_{ir}$ ,  $\omega_{eer}$  e  $\omega_{rp}$  como apresentados na equação (4), portanto, tornam-se 2,473, -1,042 e -0,431, respectivamente. Assim, as equações (5) e (6) podem ser representadas como:

$$ICM_t = 2,473(ir_t - ir_0) - 1,042(eer_t - eer_0) - 0,431(rp_t - rp_0) \quad (9)$$

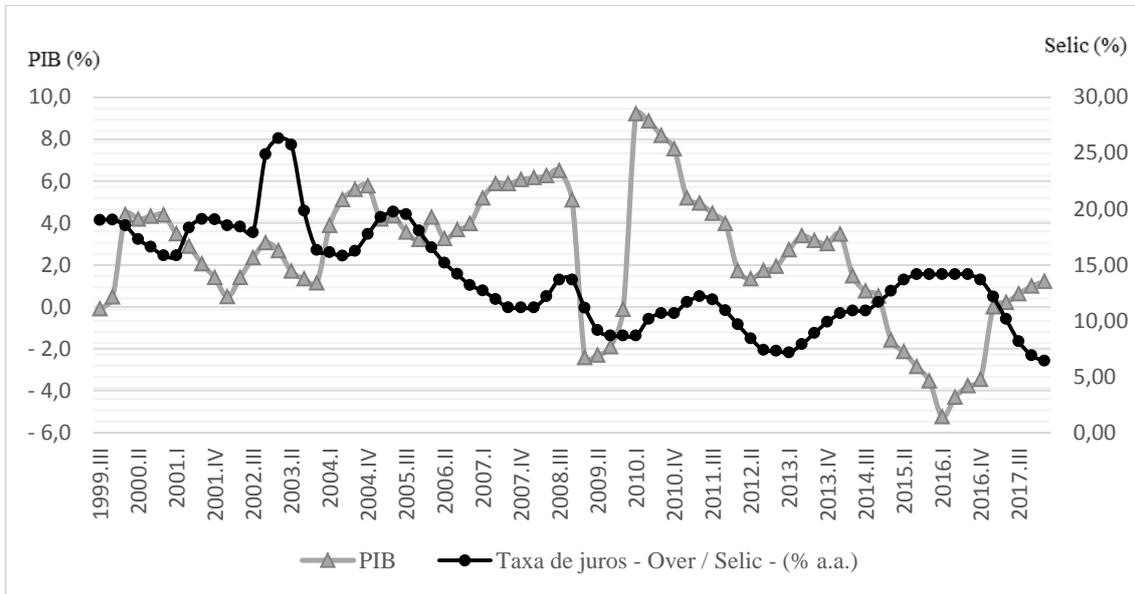
$$ICM_t = (ir_t - ir_0) - 0,421(eer_t - eer_0) - 0,174(rp_t - rp_0) \quad (10)$$

A equação (9) sugere um peso maior para o canal da taxa de juros na determinação do produto, seguido da taxa de câmbio e, por último, do resultado primário. O resultado encontrado parece refletir a dinâmica da conjuntura brasileira, cujo instrumento fundamental do policymaker é a manipulação da taxa SELIC, além de ser altamente consistente com alguns resultados anteriores do ICM calculados para outras economias em desenvolvimento.

Kannan et al. (2006) obteve resultado semelhante para a Índia, enquanto Oriela (2011) reportou o coeficiente maior para a taxa de juros na Albânia. Abudabkar e Yaaba (2013), ao criarem um ICM amplo para a Nigéria, incluindo os canais de crédito, utilizando-se do instrumental empírico análogo ao desta pesquisa para o cálculo dos coeficientes (abordagem de cointegração via ARDL), obtiveram uma ordem de pesos em que se sobressai a taxa de juros seguida da taxa de câmbio e, por último, o canal de crédito nigeriano.

O Gráfico 2 é elucidativo para se verificarem as trajetórias do produto em detrimento das ações das políticas monetárias, expressas em alterações na taxa Selic. A dinâmica do comportamento do crescimento pode ser percebida ao se confrontar a taxa básica de juros efetivas trimestrais com o crescimento trimestral do PIB para os anos de 2002 a 2018. Os valores percentuais relativos à variação trimestral do PIB estão marcados no eixo principal (à esquerda no gráfico), e os valores percentuais relativos à taxa Selic efetiva trimestral estão no eixo secundário (à direita no gráfico).

O Gráfico 2 ilustra a influência que a taxa de juros tem exercido sobre o nível de atividade, considerando que a taxa básica de juros é apenas um dos fatores que impactam na atividade econômica. Todavia, em alguns momentos, é possível perceber, no gráfico, a relação aguardada, de que, quando se eleva a taxa Selic, o PIB cai e, se a taxa básica de juros se reduz, a taxa de crescimento do PIB aumenta. Esses momentos são, por exemplo: os dois primeiros trimestres de 2003, em que a taxa Selic aumenta e o PIB se reduz e, entre o terceiro trimestre de 2006 e terceiro de 2008, em que é nítida a queda da taxa Selic enquanto o PIB, mesmo com pequenas flutuações, se mantém num patamar elevado.

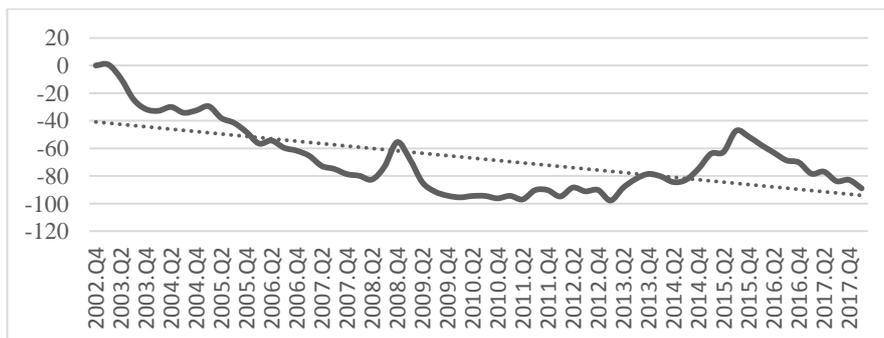


**Gráfico 2.** Taxa Selic efetiva (trimestral) e Taxa de crescimento do PIB (trimestral, acumulada ao longo do ano) – 2002/2018.

Fonte: Banco Central do Brasil e IPEA (vários anos)

De acordo com Duguay (1996), em uma situação em que o ICM é estimado da perspectiva de demanda agregada, o efeito da taxa de juros prevalece sobre o efeito da taxa de câmbio. Situação inversa poderia ser encontrada no caso de os pesos serem estimados a partir da inflação como variável dependente. Isso porque, além do efeito da taxa de câmbio via demanda agregada, tem-se também o efeito bastante direto do impacto nos preços através das importações. Da mesma forma, Duguay (1996) advoga que quando a estimativa de pesos das variáveis usadas para o cálculo ICM considera a demanda agregada (PIB) como variável dependente, a influência da taxa de juros tende a superar a taxa de câmbio.

A partir dos pesos/coeficientes definidos nas equações (9) e (10), é possível com a base de dados das séries definidas fazer o cálculo do ICM amplo para o Brasil. O Gráfico 3, expresso abaixo, representa o ICM amplo calculado para o Brasil para o intervalo de 2002:Q4 a 2018:Q1, considerando o primeiro trimestre da série como o período-base, portanto, igual a zero. O indicador revela que qualquer nível acima da linha de tendência pontilhada implica um afrouxamento monetário em comparação ao período-base, enquanto que, abaixo dessa linha, as condições monetárias são restritivas.



**Gráfico 3.** ICM amplo – período base (2002.Q4).

Portanto, de acordo com Gráfico 3, no Brasil, as condições monetárias expressas no ICM apresentam flutuação de direcionamento similares às mudanças na conjuntura econômica nacional. Por exemplo, a partir do final de 2002, nota-se um direcionamento de declínio do ICM ultrapassando a linha de tendência a partir de 2005:Q4, refletindo um movimento de política monetária mais restritiva ao longo desse período.

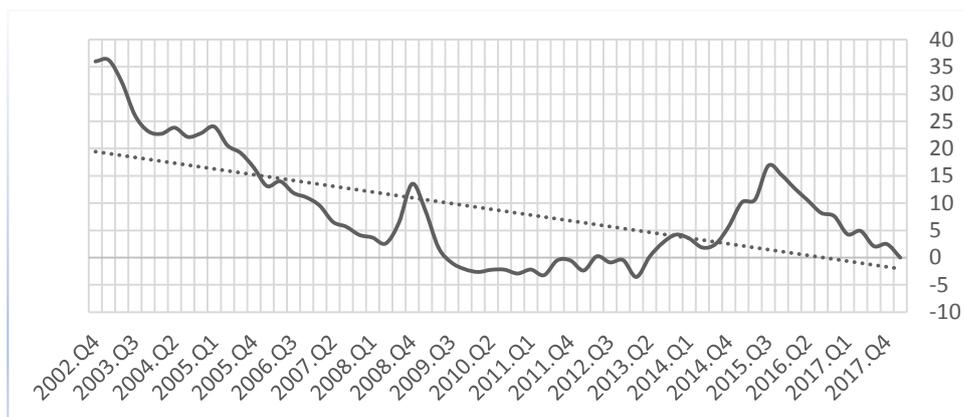
Essa situação foi decorrente, em grande medida, da instabilidade política, advinda das incertezas do período eleitoral, no segundo semestre de 2002, que ocasionou um intenso choque de preços acentuado nos últimos três meses daquele ano. Inclusive esse choque de preços foi tão elevado que a meta de inflação para o ano não foi atingida e a meta do ano seguinte foi alterada duas vezes pelo Conselho Monetário Nacional. Em 2002, houve também baixa liquidez no mercado internacional que dificultava a captação de recursos nos mercados financeiros e a elevação do risco-país, além de forte depreciação cambial que conduziram ao aumento da aversão ao risco.

A reversão do quadro de crise de confiança se deu quando, ainda no início de 2003, o Banco Central reafirmou o comprometimento da política monetária com o regime de metas de inflação, adotando uma política monetária mais austera, com elevação dos juros e da alíquota de recolhimento do compulsório sobre os depósitos à vista. Nos dois primeiros meses do governo Lula, a meta da taxa básica de juros foi elevada: em janeiro, para 25,5% ao ano, e em fevereiro para 26,5% (BCB (2018)). O aumento na taxa Selic, o câmbio valorizado (tendência de valorização a partir de fevereiro de 2003, quando o câmbio saiu de R\$ 3,60 para R\$ 3,45 – IPEADATA (2018) e a elevação da meta de superávit primário (de 3,75% para 4,25% do PIB) explicam o movimento inicial do ICM amplo no Gráfico 2.

Ao longo de 2004, o Copom veio reduzindo a taxa Selic, ainda que de forma singela, estabilizando-a em 16% a.a., de abril a agosto. Todavia, a partir de setembro de 2004, a taxa de juros básica voltou a se elevar. A tendência de elevação se manteve no restante do ano, atingindo o patamar de 17,75% em dezembro. O ambiente de relativa tranquilidade nos mercados financeiros internacionais criou um cenário favorável para a conta de capitais naquele ano. Esse cenário, aliado a movimentos importantes no mercado de divisas e a superávits no balanço de pagamentos do país, resultou em tendência de valorização na taxa de câmbio.

Outra importante flutuação apresentada no ICM amplo, expressa no Gráfico 3, é entre de 2008:Q2 a 2009:Q4, ocasião em que o Índice de Condições Monetárias reflete o esforço deliberado do Banco Central para injetar liquidez na economia, de modo a restaurar a confiança dos agentes econômicos após a crise financeira e econômica dos EUA em 2008. Essa ação também reflete simetrias com o esforço das autoridades monetárias internacionais, principalmente de países em desenvolvimento, para resolver a crise financeira global.

Para fins de comparação e entendimento do ICM amplo para o Brasil, replicamos o exercício feito no Gráfico 3, alterando apenas o período-base para o último trimestre da pesquisa (2018:Q1), apresentado no Gráfico 4. Diretamente já é possível notar que o comportamento do índice com base alterada não se modifica. Dessa forma, a sua compreensão permanece similar de que, acima da linha de tendência pontilhada, implica um afrouxamento monetário em comparação ao período-base, enquanto que, abaixo dessa linha, as condições monetárias são restritivas.



**Gráfico 4.** ICM amplo – período base (2018:Q1).

O ICM amplo expresso no Gráfico 4 apenas facilita uma melhor compreensão de que, independentemente do período-base definido no índice de condições monetárias amplo, seu efeito de direcionamento sobre a política monetária não sofreria alteração. O que fortalece o indicativo de que os índices são bons guias para revelar os períodos de condições monetárias mais brandas/restritivas ou expansionistas.

Por fim, é importante colocar que o ICM não deve ser usado com caráter preditivo da tomada de decisões de política, dado que o Governo exerce apenas algum (e limitado) controle simultâneo sobre a taxa de juros e a taxa de câmbio, que afetam as decisões fundamentais de consumo e de investimento dos agentes econômicos, que, por sua vez, impactam sobre a política monetária. A ação direta se dá apenas sobre a taxa de juros nominal (SELIC), enquanto que tanto a taxa de câmbio quanto a taxa de juros real são variáveis endógenas para a economia brasileira (CARNEIRO; WU, 2004).

## 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

As interligações entre mercado monetário e mercado cambial foi um esforço de pesquisa que culminou na construção do ICM na década de 1980 e, desde então, vários bancos centrais, autoridades monetárias e empresas de investimento aprimoraram o índice para servir como uma ferramenta adicional de política monetária, inclusive, alguns o constroem para avaliar a postura e/ou acompanhar a orientação da política monetária de suas respectivas economias.

Esse exercício foi executado de forma similar nessa pesquisa para o caso brasileiro, ampliando o canal de transmissão para também incluir o resultado fiscal do Governo no índice, visto que seu desempenho deficitário tem impactado sobre a demanda agregada nacional. Portanto, para mensurar o índice de condições monetárias (ICM) amplo para a Brasil, o presente ensaio aplicou uma abordagem de teste de limites de cointegração, via modelo ARDL, para estimar os pesos das variáveis no período 2002:Q4 a 2018:Q1, em intervalos trimestrais.

O resultado dos pesos das variáveis do ICM amplo, calculados a partir dos coeficientes de longo prazo gerados pelo modelo ARDL, revelou um peso maior do canal de taxa de juros, seguido do canal da taxa de câmbio e, por último, do canal fiscal, implicando que o canal de taxa de juros é prevalecente na determinação do nível de produção brasileiro. Desse modo, o índice de condições monetárias amplo gerado traça razoavelmente bem a direção da política do Banco Central brasileiro para o período recente e, assim, pode ser avaliado como um indicador adequado da orientação da política monetária do BCB.

Contudo, cabe salientar algumas observações com relação às limitações do ICM dispostos na literatura econômica correlata e verificadas por outros pesquisadores ao fazerem estimações similares de um índice de condições monetárias quando se considera a natureza dinâmica da formulação e implementação da política monetária em economias emergentes.

A primeira ressalva se relaciona à natureza não observável dos pesos das variáveis no ICM. Modelos econométricos são usados para determinar os pesos, tornando-os sensíveis ao método adotado na estimação, que, nesta pesquisa, foi escolhido o modelo ARDL pela abordagem de cointegração. Isso faz com que o índice seja altamente dependente do método usado o que introduz um amplo grau de incerteza no processo e, dificulta a análise comparativa de horizontes temporais distintos, dado que os métodos de determinação dos pesos são díspares entre as pesquisas.

Outra importante ressalva é a suposição de que o impacto das variáveis independentes é constante ao longo do tempo. Essa premissa é equivocada e pode levar ao erro de análise, haja vista a possibilidade de mudanças na orientação de políticas e transformações conjunturais na economia analisada, que é capaz de alterar a importância relativa dos canais de transmissão da política monetária. Esse entendimento sobre a formulação de políticas macroeconômicas é conhecido na literatura por “Crítica de Lucas” (LUCAS, 1972).

Por fim, as implicações políticas diretas do estudo apontam que os canais da taxa de juros são os canais mais decisivos de transmissão da política monetária no Brasil, o que condiz com o que era esperado *a priori*, dada a importância crucial da taxa de juros SELIC no Brasil como instrumento de política monetária adotado a partir de 1999 com o regime de metas de inflação. Portanto, seria favorável o BCB concentrar seus esforços para que a política monetária, que altera a taxa básica de juros, gere resultados mais eficazes e eficientes. Ademais, considerando a importância atribuída ao canal da taxa de câmbio, que faz ligação direta com o terceiro canal definido no índice amplo que foi calculado, o de resultado fiscal do

Governo, indica que a estabilidade das contas nacionais é também fator fundamental para bons resultados de políticas que almejam o crescimento econômico brasileiro.

## REFERÊNCIAS

- ABUBABKAR; M.; YAABA, B. A Post Market Reform Analysis of Monetary Conditions Index for Nigeria. **Journal of Economics and Sustainable Development**, v. 4, n.14, 2013.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL – BCB. **Atas do Copom**. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?ATACOPOM>>. 2018.
- BATINI, N.; TURNBULL, K. Dynamic Monetary Conditions Index for the UK. **Journal of Policy Modeling**. Bank of England, London-UK, v. 24, 257–28, 2002.
- BROWN, R. L.; DURBIN, J.; EVANS, J. M. J. Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. **Journal of the Royal Statistical Society**, 37(2), 149-192, 1975.
- CAETANO, S. M.; SILVA Jr., G. E.; CÔRREA, W. L. T. Abordagem discreta para a dinâmica da taxa Selic-meta. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 2, 199-221, 2011.
- CARNEIRO, D. D. & WU, T. Contas externas e política monetária. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, v. 58, n 3, jul/set 2004.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, 74(366), 427-431, 1979.
- DUGUAY, P. Empirical Evidence on the Strength of the Monetary Transmission Mechanism in Canada: An Aggregate Approach. **Journal of Monetary Economics**, v. 33, n. 1, 39-61, 1996.
- EIKA, K. H. ERICSSON, N. e NYMOEN R. Hazards in implementing a monetary conditions index. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 58, n. 4, 765-90, 1996.
- ELLIOT, G.; ROTHEMBERG, T.; STOCK, J. H. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, 813-836. 1996.
- ENGLE, R. F. GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, n. 55, 251-76, 1987.
- ERICSSON, N. R., JANSEN E. S., KERBESHIAN N. A. e NYMOEN R. Interpreting a monetary conditions index in economic policy. **BIS Conference Papers**, v. 6,1998.
- FREEDMAN, C. The Role of Monetary Conditions and the Monetary Conditions Index in the Conduct of Policy. **Bank of Canada Review**, n.53, v.9, 1995.
- FREEDMAN, C. The use of indicators and of the monetary conditions index in Canada. Balino, T. e Cottarelli C. (eds), **Frameworks for monetary stability**, cap.18, International Monetary Fund, Washington, 1994.
- FROCHEN, P. Monetary condition indices. **Banque de France Bulletin Digest**, n.31, july, 1996.
- GERLACH, S.; SMETS, F. MCIs and monetary policy. **European Economic Review**, 44, 1677-1700, 2000.
- IPEADATA. Taxa de câmbio nominal (média mensal de venda) – (R\$/US\$). Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>> 2018.
- JOHANSEN, S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. **Econometrica**, 59, 1551–1580, 1991.
- KANNAN, R., SANYAL, S. e BIHARI BHOI, B. Monetary condition index for India. **Reserve Bank of India Occasional Papers**, 27(3), pp. 57-86, 1999.
- KESRIYELI, M.; KOCAKER, I. Monetary condition index: A monetary condition for Turkey. **Central Bank of the Republic of Turkey**, Discussion Paper, n. 9908, 1999.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We that Economic Time Series are Non-Stationary? **Journal of Econometrics**, 54, 159-178, 1992.

LATTIE, C. Estimating monetary conditions index for Jamaica. Paper presented at the **31st Annual Monetary Studies Conference**, 18-21 October, 1999, Paramaribo, Suriname, 1999.

MAYES, D. G.; VIRÉN, M. The exchange rate and monetary conditions in the euro area. **Bank of Finland Discussion Papers**, 27/98, 1998.

ORIELA, K. Estimation of weights for the monetary conditions index in Albania. Special Conference of the Bank of Greece, 2011.

PEI-THA, G.; KIAN-TENG, K. Estimating monetary policy rules: An optimal monetary conditions index for Malaysia”, **International Research Journal of Finance and Economics**; 2008(14), 196-211, 2008.

PESARAN, M. H., SHIN, Y., SMITH, R. P. Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. **Journal of the American Statistical Association**, 94 (446), 621-634, 1999.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. **Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium**. Cambridge University Press, 1999.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. **Journal of Applied Econometrics**, 163, 289-326, 2001.

PHILLIPS, P. C. B. e HANSEN, B. E. Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Processes. **The Review of Economic Studies**, 57 (1), 99-125, 1999.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. **Biometrika**, 75(2), 335-346, 1988.

WAI-CHING, P. A monetary policy rule: The augmented monetary conditions index for Philippines using UECM and bounds tests. **MONASH University**, Department of Economics Discussion Papers 04/10, 2010.