

**ASSIMETRIA NA COMUNICAÇÃO DO BANCO CENTRAL E INVESTIMENTO:
Uma aplicação para o modelo ARDL**

Fabio Gama
Doutorando do PPGE/UFJF
Email: f140383@gmail.com

Suzana Quinet de Andrade Bastos
Professora Dra do PPGE/UFJF e Bolsista de Produtividade Cnpq
Email: quinet.bastos@gmail.com

Luíza Carvalho
Graduanda em economia pela UFJF
Email: carvalholuiza0@hotmail.com

Luciano Paiva
Mestre pelo PPGE/UFJF
Email: luciano_rpaiva@hotmail.com

Resumo

Nas últimas décadas, a forma que o Banco Central se comunica com os agentes vem se tornando um aspecto cada vez mais importante para determinar as variáveis econômicas, isto porque, na medida que os gestores de política monetária lançam informações sobre a condução da política econômica, eles influenciam as expectativas dos agentes econômicos e por consequência suas decisões de consumo e investimento. Sob este ponto de vista, este artigo teve como propósito investigar a relação de longo prazo entre a qualidade da informação passada pelo Banco Central do Brasil, expressa em dois índices – clareza e transparência -, e a decisão de investimento no período de 2007 a 2016. Os resultados sugerem que a decisão de investir e a qualidade das informações têm trajetória de longo prazo comum - cointegram. Além disso, quanto melhor a qualidade das informações passadas pelo Banco Central, maiores são os investimentos.

Palavras-chave: Banco Central, Comunicação; Investimento.

Abstract

In the last decades, the way that the Central Bank communicates with the agents has become an increasingly important aspect to determine the economic variables, this because, to the extent that monetary policy makers publish information about the direction of economic policy, they influence economic agents expectations and consequently their decisions of consumption and investment. The purpose of this Paper is to investigate the long-term relationship between information quality provided by the Brazilian Central Bank, expressed in two indexes - clarity and transparency - and the investment decision in the period from 2007 to 2016. The results suggest that the investment decision and information quality have a common long-term trajectory - cointegrate. In addition, the better information quality passed by the Central Bank, greater the investments.

Keywords: Central Bank, Communication; Investment.

JEL Classification: E22, E52, E58

Bloco I – Políticas Macroeconômicas

1 INTRODUÇÃO

Desde a adoção do regime de metas de inflação em 1999, o Banco Central do Brasil comunica informações qualitativas aos agentes econômicos por meio das atas, discursos e relatórios públicos. Na literatura do Novo Consenso Macroeconômico, a comunicação do Banco Central é uma ferramenta importante para evitar flutuações econômicas indesejadas, pois, ao fornecer para os agentes um ambiente mais claro sobre os riscos, possibilita que estes tomem suas decisões de forma mais acurada.

Segundo Blinder *et al* (2008), a comunicação do Banco Central pode ser uma ferramenta importante para que os gestores da política monetária alcancem seus objetivos, isto porque, por ser capaz de interferir nas decisões dos agentes econômicos - mercado financeiro, decisões de investimentos -, influencia diretamente nas variáveis reais e nominais da economia. Assim, na medida em que a comunicação veio se tornando um instrumento adotado pelos Bancos Centrais para manipular as variáveis econômicas, os estudos sobre a influência desta no processo de formação de expectativas dos agentes se tornaram mais proeminentes (ERHMANN, 2007).

Apesar do crescimento da literatura, Montes e Ciudad (2016) destacam a falta de estudos empíricos sobre a influência da comunicação dos Bancos Centrais na tomada de decisão de investir. Afim de contribuir com o tema, o objetivo deste trabalho é verificar a relação de longo prazo entre a qualidade das informações passadas pelo Banco Central do Brasil e o investimento no período de janeiro de 2007 a dezembro de 2016. Para este fim, constroem-se índices que procuram captar o nível de clareza e de transparência das informações passadas pelos gestores de política monetária, os quais são utilizados para testar cointegração com o investimento (FBKF) através do modelo ARDL.

Vale destacar que o método ARDL apresenta algumas vantagens em relação aos métodos tradicionais de cointegração utilizados na literatura nacional- Engle e Granger (1987), Johansen (1988), e Johansen e Juselius (1990) -, visto que permite trabalhar com séries com integração menor que dois¹, possui melhor ajuste para pequenas amostras, bem como captura as relações de curto e de longo prazo simultaneamente. Assim, ao utilizar o método ARDL, este trabalho avança na literatura propondo um novo entendimento sobre o tema comunicação do banco central e investimentos.

O presente trabalho está dividido da seguinte forma: além dessa introdução, a Seção 2 enfatiza o referencial teórico, a seção 3 descreve o modelo a ser usado na estimação, a seção 4 mostra a metodologia de estimação do modelo ARDL, a seção 5 destaca os resultados empíricos e a seção 6 apresenta as considerações finais.

2-COMUNICAÇÃO DO BANCO CENTRAL E DECISÃO DE INVESTIR

Desde o trabalho seminal de Keynes (1985) a incerteza ganha papel relevante na discussão macroeconômica. Diferentemente das hipóteses clássicas, os pressupostos keynesianos sugerem que os agentes não vivem em um ambiente de informação perfeita, mas sim em um universo de incerteza. Para o autor, em economias monetárias de produção, as condições de oferta são afetadas pelas expectativas de demanda que são influenciadas pela política monetária, desse modo as firmas avaliam as ações da autoridade monetária para formar suas expectativas. Isto porque, na falta de conhecimento sobre os eventos futuros ou por imprecisão sobre o funcionamento da economia, os agentes formam suas expectativas e,

¹ Por trabalhar com séries com ordem de integração diferente, o método ARDL reduz a perda de informações verificada nas filtragens – diferenciação por exemplo - implementadas nos métodos tradicionais.

com certo grau de confiança nessas expectativas, definem o “estado de expectativas” no qual suas decisões irão se basear.

A partir dos anos 90, adicionando a hipótese de expectativas racionais (HER) ao conceito de incerteza de Keynes, o Novo Consenso Macroeconômico procura entender o papel da autoridade monetária na formação das expectativas². Sob a influência da hipótese de expectativas racionais, do debate da utilização ou não de regras para a condução da política monetária, da teoria de independência do banco central e da opção pela adoção do regime de metas para a inflação, os teóricos do Novo Consenso Macroeconômico têm destacado a importância e a influência da reputação, da credibilidade e da transparência da autoridade monetária sobre a forma de conduzir a política monetária e sobre os resultados observados na economia. Assim, uma relação pode ser estabelecida entre o “estado de expectativas” – que envolve as expectativas e a confiança dos indivíduos e firmas – e a reputação e transparência da autoridade monetária, e a credibilidade de suas políticas”.

A Credibilidade está associado ao grau de confiança que o público possui na capacidade da autoridade monetária em alcançar os objetivos anunciados, ou seja, se as políticas são críveis. A reputação está associada ao cumprimento dos anúncios da autoridade monetária, à sua capacidade de influenciar a formação de expectativas dos agentes e à imagem institucional que o público possui sobre o Banco Central. A transparência age influenciando a capacidade de o banco central direcionar de forma mais rápida as expectativas do público para seus objetivos predeterminados, visto que, esta reduz a incerteza e ancora a expectativa do público em relação à dinâmica econômica no futuro (De MENDONÇA, 2006).

² Entre os principais economistas do Novo Consenso Macroeconômico podemos citar John B. Taylor, Stanley Fischer, Ben Bernanke, N. Gregory Mankiw, David Romer, Olivier Blanchard, Nobuhiro Kiyotaki e Michael Woodford.

Uma autoridade monetária que possui reputação e atua com políticas críveis e de forma transparente, tende a aumentar o conhecimento do público. Assim, a percepção à incerteza se reduz, gerando um “estado de expectativa” otimista. Tal otimismo estimula a escolha dos agentes por ativos reais (investimentos), o que reduz a preferência pela liquidez, e assim, estimula o investimento, o produto e a renda da economia (De Mendonça e Filho, 2008). Desta forma, o investimento (I) seria uma função da qualidade das informações passadas pelo banco central (S) e de um conjunto de outras variáveis (C) que podem influenciá-lo.

$$I = f(S, C) \quad (1)$$

Partindo de Mendonça e Simão Filho (2008 e 2011), pode-se expressar a qualidade das informações passadas pelo banco central através da transparência (Transp) e clareza (IC) de como os gestores de política monetária transmitem as informações para o público. Além disso, considerando que a taxa de juros, R^3 , também afeta o investimento, pode-se reescrever a equação 1 como 2:

$$I = f(Transp, IC, R) \quad (2)$$

Utilizando a formação bruta de capital fixo (FBKF)⁴ como proxy para investimentos e taxa de juros de curto – SELIC - e longo prazo – TJLP - como suporte para R, tem-se expresso o modelo empírico (3) para investigar a relação de longo prazo entre Investimento e a qualidade das informações passadas pelo Banco Central⁵:

³ Tanto na metodologia mainstream – Novos clássicos, Ciclos reais de Negócios, Monetaristas -, quanto na heterodoxa – Keynes, pós Keynesianos- a taxa de juros é uma das principais variáveis que influencia a decisão de investir, de modo que, maiores taxas juros implicam em menores investimentos. Para maiores detalhes, ver Snowdon e Vane (2005).

⁴ Segundo Joshua (2016), a formação bruta de capital fixo pode ser definida como uma proxy para os investimentos.

⁵ Existem outras teorias dos determinantes do investimento, por exemplo, a teoria das restrições financeiras, a teoria do câmbio, escassez de infraestrutura por parte do setor público (Ver Alves e Luporini 2007), contudo, optou-se em adotar apenas a teoria da taxa de juros para caracterizar as variáveis de controle do modelo.

$$FBKF_t = \beta_0 + TJLP_t\beta_1 + SELIC_t\beta_2 + IC_t\beta_3 + TRANSP_t\beta_4 + \epsilon_t$$

(3)

3- BASE DE DADOS

Os dados de Formação Bruta de Capital Fixo foram extraídos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)⁶. O índice de transparência foi elaborado usando dados do Relatório de Inflação, e o índice de clareza com dados do COPOM (Comitê de Política Monetária). Os dados sobre a taxa de juros de longo prazo e da Selic foram retirados do BNDES e do IPEADATA, respectivamente⁷. As informações se referem ao intervalo trimestral de janeiro de 2007 a dezembro de 2016.

O índice de clareza foi elaborado com base na escala de Guttman que consiste na soma de pontos referentes às questões: viés, início ou fim do processo de mudança na Selic e manutenção da política do Banco Central, por um “período suficientemente longo” (DE MENDONÇA e FILHO, 2008). Em caso de questão afirmativa, é assinalado um ponto, em caso de negativa é assinalado zero. Logo, se as três questões forem afirmativas o valor do índice é três. O índice foi construído para cada ata do comitê do Banco Central, e como os dados são trimestrais, foi feita uma média aritmética do período. Para dar robustez à ordenação das questões foi derivado o indicador de *reproductibility* (3.57%)⁸.

O índice de transparência segue De Mendonça e Filho (2011), ou seja, é a diferença entre as previsões da inflação do Banco Central do Brasil e sua meta do ano corrente. Foram

⁶ Os dados de FBCF representam as inversões anuais do setor público e privados em capital fixo, a preços constantes de 2010 e na escala de milhar.

⁷ A taxa de juros Selic expressa em porcentagem ao mês (% a.m.) foi anualizada e transformada em frequência trimestral.

⁸ Se o valor for maior que 10%, indica que a ordenação deverá ser alterada. O índice é a razão entre o número de eventos em que a ordem não foi mantida e o número total de registros (5/140).

calculados quatro índices de transparência – TRANSP1, TRANSP2, TRANSP3 e TRANSP4 -, os quais consideram a previsão para 1, 2, 3 e 4 trimestres à frente, respectivamente.

4-METODOLOGIA

Segundo Engle e Granger (1987), a não estacionaridade é uma característica comum às séries macroeconômicas, e pode gerar viés nas estimações de parâmetros quando não tratada corretamente. Contudo, a partir dos dados não estacionários é possível modelar a relação de longo prazo (cointegração) de um conjunto de variáveis via métodos econométricos. De forma geral, quando a combinação linear de um conjunto de variáveis resulta em uma variável de ordem inferior, afirma-se que as variáveis são cointegrantes.

Ao longo dos anos, muitos métodos vêm sendo propostos para modelar a relação de longo prazo entre as variáveis, a se destacar, os trabalhos de Engle e Granger (1987), Phillips e Hansen (1990) e Johansen (1988) sobre séries cointegradas. Uma característica em comum destes métodos, é a técnica de diferenciação das séries para evitar as inconsistências da não estacionaridade. Não obstante, ao longo dos últimos anos um novo método vem ganhando destaque na literatura de cointegração, a metodologia de autoregressive distributed lag (ARDL) desenvolvida por Pesaran e Pesaran (1997), Pesaran e Smith (1998) e Pesaran *et al* (2001).

O modelo ARDL é mais flexível em relação ao grau de integração das variáveis, pois, enquanto os métodos de cointegração tradicionais exigem séries integradas de ordem zero, $I(0)$, a metodologia ARDL trabalha com séries com integração de ordem inferior a 2, isto é, $I(1)$ e $I(0)$. Além disso, a metodologia ARDL permite a estimação simultânea de parâmetros de curto e longo prazo, tornando mais rico o conjunto de informação sobre os dados.

O teste de Pesaran desenvolvido na estrutura ARDL consiste em verificar se existe cointegração entre um grupo de variáveis, construindo regressões estimadas por mínimos quadrados com defasagens da variável dependente e das variáveis explicativas. Para aplicar este teste, o primeiro passo é estimar (4) por mínimos quadrados ordinários (MQO):

$$\begin{aligned} \Delta FBCF_t = & a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta FBCF_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{2i} \Delta SELIC_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{3i} \Delta TJLP_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^p a_{4i} \Delta TRANSP_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{5i} \Delta IC_{t-i} + b_1 FBCF_{t-1} + b_2 SELIC_{t-1} + b_3 TJLP_{t-1} + \\ & b_4 TRANSP_{t-1} + b_5 IC_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

Como os termos b_1, \dots, b_5 da equação (4) compõem a relação de longo prazo, o teste de limites para cointegração é um teste de Wald da hipótese nula conjunta $H_0: b_1 = b_2 = \dots = b_5 = 0$ contra a hipótese alternativa de que há uma relação de longo prazo, ou seja, cointegração entre as variáveis do modelo. A estatística F calculada é comparada com dois valores críticos sugeridos por Pesaran *et al* (2001). Um valor é obtido assumindo que todas as variáveis são $I(0)$ e o outro que todas são $I(1)$. Se o valor da estatística F excede o valor crítico superior, rejeita-se a hipótese nula de que as variáveis não são cointegrantes; se o valor da estatística F estiver abaixo do valor crítico inferior, a hipótese nula de não cointegração não é rejeitada; e se estiver dentro do intervalo formado pelos valores críticos, o teste é inconclusivo (Pesaran *et al*, 2001).

Caso o teste de limites indique cointegração, o próximo passo consiste em estimar o modelo de Correção de Erro (ECM) por MQO a partir das estimativas do modelo ARDL (5).

$$\begin{aligned} \Delta FBCF_t = & a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta FBCF_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{2i} \Delta SELIC_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{3i} \Delta TJLP_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^p a_{4i} \Delta TRANSP_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{5i} \Delta IC_{t-i} + \alpha ECM_{t-1} + w_t \end{aligned} \quad (5)$$

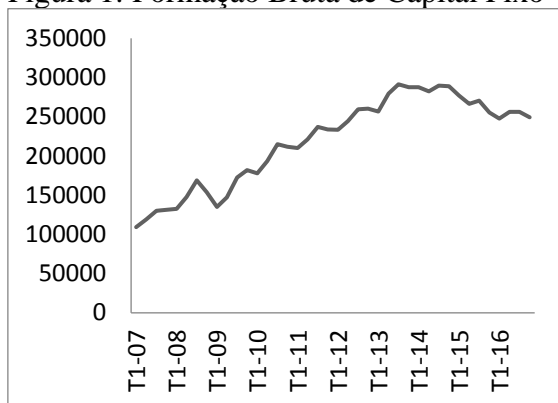
Em que, ECM_{t-1} é o valor defasado dos resíduos obtidos da estimação por MQO do modelo ARDL, e α é a velocidade de ajustamento de volta ao equilíbrio de longo prazo após um

choque de curto prazo. Assim, com base na equação 3, obtém-se as estimativas de longo prazo dos parâmetros.

5-APLICAÇÃO

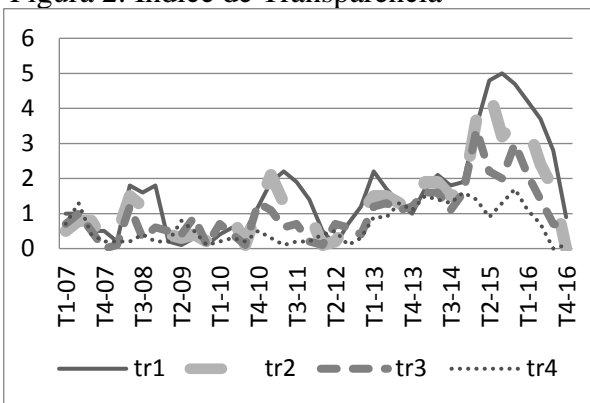
As Figuras 1, 2 e 3 mostram as trajetórias da FBCF, do índice de transparência (Transp) e do índice de clareza (IC), respectivamente. Observa-se que a Formação Bruta de Capital Fixo possui um caminho crescente no período de 2007 a 2013, tornando-se decrescente a partir de 2014. Por outro lado, os índices que mensuram a qualidade das informações transmitidas pelo Banco Central apresentam trajetórias opostas à da proxy de investimento, isto é, a partir de 2012 há uma queda na transparência do Banco Central - elevação do módulo da diferença entre as previsões da inflação do Banco Central do Brasil e sua meta do ano corrente – e uma ligeira redução do índice de clareza que se inicia no primeiro trimestre do ano de 2014 e termina no terceiro trimestre de 2015. De forma geral, as evidências indicam uma relação positiva entre a qualidade da informação transmitida pelo gestor de política monetária e a proxy de investimento, pois, nota-se que a queda na formação bruta de capital fixo no terceiro trimestre do ano de 2013 é precedida por uma queda na transparência do Banco Central e por uma leve redução na clareza das informações transmitidas pelo gestor de política monetária.

Figura 1: Formação Bruta de Capital Fixo



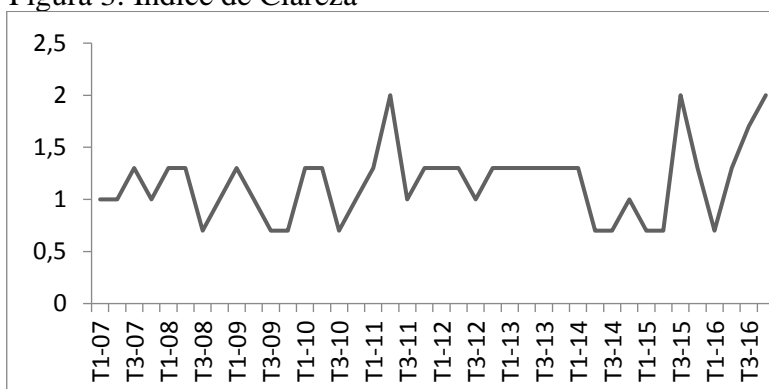
Fonte: IBGE

Figura 2: Índice de Transparência



Fonte: Elaboração própria a partir do banco Central

Figura 3: Índice de Clareza



Fonte: Fonte: Elaboração própria a partir das atas do banco Central

Para corroborar as evidências apresentadas nas Figuras 1, 2 e 3, estimam-se quatro modelos – Mod1, Mod2, Mod3 e Mod4 – a partir da equação 3, os quais consideram os índices de transparência para as previsões da inflação um, dois, três e quatro trimestres a frente, respectivamente. Previamente à estimação via ARDL, deve-se certificar de que a ordem de integração das variáveis seja $I(0)$ ou $I(1)$. Para este fim, aplicam-se os testes da raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips Perron (PP) (Anexo 1). Ambos os testes sugerem que as séries possuem ordem de integração menor do que dois.

Identificada a ordem de integração das variáveis, o próximo passo consiste na estimação das relações entre o conjunto de variáveis. De acordo com o critério de informação de Akaike (AIC), os modelos selecionados são ARDL (3,1,1,0,2), ARDL (4,1,1,2,3), ARDL (3,1,1,2,0) e ARDL (1,2,0,0,4) - Tabelas 2, 3, 4, 5. Os testes de identificação indicam que para os quatros modelos verifica-se: não rejeição da hipótese nula de homocedasticidade dos

resíduos (Breusch-Pagan-Godfrey –BP-); não rejeição da hipótese nula do teste RESET⁹ de Ramsey, sugerindo que a regressão original apresenta-se especificada corretamente. Além disso, exceto para Mod 4, a estatística Q de Ljung-Box e seus respectivos p-valores (Anexo 2) indicam a não rejeição da hipótese nula de autocorrelação dos resíduos. Por fim, realiza-se o teste de CUSUM¹⁰ (Anexo 3), o qual aponta que os coeficientes dos modelos são estáveis - linhas centrais não ultrapassam as linhas laterais.

Tabela 2 – Estimativa do modelo Econométrico – Mod1.

Modelo de cointegração (curto prazo)					
Lags					
	0	1	2	3	4
ΔFBCF		-0.080 (0.2755)	-0.618 (0.000)		
ΔSELIC	3763.217 (0.006)				
ΔTJLP	7280.178 (0.040)				
ΔTRANSP1	-3029.314 (0.003)				
ΔIC	642.077 (0.774)	5157.884 (0.040)			
Estimativas de Longo prazo					
SELIC	-16812.930 (0.000)				
TJLP	-18581.930 (0.000)				
TRANSP1	-24089.900 (0.029)				
IC	59215.650 (0.088)				
C	558052.800 (0.000)				
Estatísticas de diagnósticos					
	F	ECM _{t-1}	RESET	BP	R ² Ajustado
	22.35 [2.86\4.01]	-0.125 (0.000)	2.014 (0.106)	11.946 (0.367)	0.994

Fonte: Elaboração própria

†Limites do teste de Pesaran e Shin (1999) e Pesaran *et al.* (2001) entre colchetes a 5% de significância.

*P-valor entre parênteses

Tabela 3 – Estimativa do modelo Econométrico – Mod 2.

Modelo de cointegração (curto prazo)					
Lags					

⁹ O Teste RESET de Ramsey é empregado para identificar erros de especificações em modelos que podem ser fruto da omissão de variável relevante, adoção de forma funcional errada ou erros de medida.

¹⁰ O teste de CUSUM serve para detectar pontos de mudanças nos parâmetros, ou seja, identifica quebras nos coeficientes. Neste exercício, utilizou limites críticos a 5% de significância.

	0	1	2	3	4
Δ FBCF		-0.282 (0.024)	-0.641 (0.000)	-0.219 (0.061)	
Δ SELIC	5226.952 (0.000)				
Δ TJLP	4122.087 (0.2541)				
Δ TRANSP2	-1519.859 (0.2365)	2743.467 (0.1089)			
Δ IC	3444.185 (0.2236)	-6394.419 (0.0200)	-3795.814 (0.1488)		
Estimativas de Longo prazo					
SELIC	-14127.750 (0.014)				
TJLP	-21997.420 (0.000)				
TRANSP2	-59154.250 (0.027)				
IC	139112.000 (0.019)				
C	513507.000 (0.000)				
Estatísticas de diagnósticos					
	F	ECM _{t-1}	RESET	BP	R ² Ajustado
	21.74 [2.86\4.01]	-0.120 (0.000)	1.660 (0.188)	12.606 (0.632)	0.994

Fonte: Elaboração própria

†Limites do teste de Pesaran e Shin (1999) e Pesaran *et al.* (2001) entre colchetes a 5% de significância.

♦P-valor entre parênteses

Tabela 4 – Estimativa do modelo Econométrico – Mod 3.

Modelo de cointegração (curto prazo)					
Lags					
	0	1	2	3	4
Δ FBCF		-0.2208 (0.062)	-0.681 (0.000)	-0.195 (0.074)	
Δ SELIC	4137.025 (0.000)				
Δ TJLP	6364.265 (0.062)				
Δ TRANSP3	-2859.823 (0.052)	5717.685 (0.003)			
Δ IC	2644.741 (0.308)	-4154.141 (0.100)	-2903.998 (0.2433)		
Estimativas de Longo prazo					
SELIC	-19737.260 (0.004)				
TJLP	-20699.930 (0.001)				
TRANSP3	-88439.580 (0.043)				
IC	95268.840 (0.060)				
C	634170.200 (0.000)				
Estatísticas de diagnósticos					
	F	ECM _{t-1}	RESET	BP	R ² Ajustado
	22.62	-0.107	1.260	13.859	0.995

	[2.86\4.01]	(0.001)	(0.323)	(0.5362)	
Fonte: Elaboração própria					
†Limites do teste de Pesaran e Shin (1999) e Pesaran <i>et al.</i> (2001) entre colchetes a 5% de significância.					
*P-valor entre parênteses					
Tabela 5 – Estimativa do modelo Econométrico – Mod 4.					
Modelo de cointegração (curto prazo)					
	Lags				
	0	1	2	3	4
Δ FBCF					
Δ SELIC	6267.136 (0.000)	-4047.803 (0.018)			
Δ TJLP	-3310.341 (0.053)				
Δ TRANSP4	2259.155 (0.477)				
Δ IC	2812.415 (0.477)	-9094.416 (0.034)			
Estimativas de Longo prazo					
SELIC	-10995.55 (0.024)				
TJLP	-20580.97 (0.000)				
TRANSP4	-14045.56 (0.423)				
IC	110446.2 (0.035)				
C	363454.4 (0.000)				
Estatísticas de diagnósticos					
	F	ECM _{t-1}	RESET	BP	R ² Ajustado
	4.033 [2.86\4.01]	-0.160 (0.005)	0.507 (0.767)	7.415 (0.5939)	0.983

Fonte: Elaboração própria

†Limites do teste de Pesaran e Shin (1999) e Pesaran *et al.* (2001) entre colchetes a 5% de significância.

*P-valor entre parênteses

A cerca das estimativas de curto prazo no modelo de correção de erro, observa-se que, exceto para Δ TRANSP4, as variáveis de interesse (transparência e clareza) apresentam-se com sinais de acordo com De Mendonça e Filho (2008). Isto é, na medida que há uma redução na qualidade da informação passada pelo banco central¹¹, os investimentos se contraem. Por outro lado, uma elevação no índice de clareza no período corrente, eleva os investimentos. Exceto Δ TJLP em Mod4, o comportamento das variáveis de controles (Selic e TJLP) não corrobora a literatura, visto que o aumento na taxa de juros, implica em uma elevação dos investimentos no curto prazo. Por fim, o parâmetro do erro defasado - ECM_{t-1} - se mostra com sinal negativo e significativo a 99% de confiança para os quatros modelos,

¹¹ Isto é, elevação do módulo da diferença entre a previsão e a meta da inflação - aumento de TRANSP.

informando que há convergência no modelo, portanto, evidências de relação de longo prazo significativa¹².

Na análise de curto prazo, os coeficientes podem se apresentar não significativos ou com sinal contrário ao proposto pela literatura face a defasagem entre o estresse nas variáveis explicativas e seus efeitos sobre as variáveis reais¹³, principalmente quando se considera dados com pequeno espaço temporal entre as observações (por exemplo, dados mensais ou trimestrais). Neste sentido, para dados com essas características – dependência defasada e curto espaço de tempo entre as observações – a análise de longo prazo torna-se mais eficaz, pois filtra os desvios de curto prazo e considera apenas a relação entre as trajetórias de longo prazo das variáveis.

Para testar a relação de longo prazo entre o investimento e seus fundamentos – Selic, TJLP, TRANSP e IC -, aplica-se o procedimento autoregressivo de defasagens distribuídas (ARDL) teste de limites (bounds tests) para cointegração desenvolvido por Pesaran e Shin (1999) e Pesaran *et al* (2001) – Tabelas 2, 3, 4 e 5. O Valor da Estatística F excede o valor crítico superior, informando que as variáveis cointegram, ou seja, dispõem de uma trajetória comum no longo prazo. Ainda, as estimativas de longo prazo informam que exceto o coeficiente de TRANSP⁴, os demais apresentam-se significativos a pelo menos 90% de confiança e com sinal acordo com Snowdon e Vane (2005) e De Mendonça e Filho (2008). Isto é, variações positivas na taxa de juros - Selic ou TJLP – implicam em redução dos investimentos. Por outro lado, uma melhora na qualidade das informações do Banco Central – queda em Transp e elevação em IC – afetam de forma positiva os investimentos, indicando

¹² O mecanismo de correção de erro expressa a existência de ajustes no curto prazo para que no longo prazo as variáveis do modelo sigam uma sua trajetória de equilíbrio comum.

¹³ Ver Banco Central do Brasil (2009).

que os empresários reagem positivamente diante de um conjunto de informações mais acuradas.

5-CONCLUSÃO

A Macroeconomia do Novo Consenso afirma que a qualidade das informações divulgadas pelos Bancos Centrais pode reduzir as incertezas e impactar positivamente nas decisões de investimento dos agentes. Neste sentido, este estudo procurou identificar a relação de longo prazo entre a qualidade das informações passadas pelo Banco Central do Brasil através da construção de dois indicadores – transparência e clareza - e os investimentos.

De forma geral, as evidências apontam que no longo prazo a qualidade das informações divulgadas pelo Banco Central tem influência nas expectativas dos empresários e por consequência nos investimentos. Os resultados reforçam as evidências da análise descritiva dos dados, revelando que no longo prazo a qualidade da informação e decisão de investimento se relacionam positivamente, isto é, quanto maior a transparência e clareza das informações passadas pelo gestor de política monetária, maiores serão os investimentos. Neste sentido, sugere que o Banco Central procure adotar políticas de fácil percepção do público, afim de facilitar o processo de ancoragem das expectativas por parte dos investidores e reduzir a flutuação dos investimentos.

REFERÊNCIAS

ALVES, J. D. O; LUPORINI, V. Evolução da teoria do investimento e análise empírica para o Brasil. In Encontro Nacional de Economia. ANPEC, 2007.
BLINDER, A. EHRMANN. M; DE HAAN. J; JAN. D. Central bank communication and monetary policy: a survey of theory and evidence. Journal of Economic Literature, Pittsburgh, PA, v. 46, n. 4, p. 910-945, 2008

BANCO CENTRAL DO BRASIL. A Defasagem da Transmissão da Política Monetária para Preços, 2009.

DE MENDONÇA, H. F. Transparência, condução da política monetária e metas para inflação. *Nova Economia*, v. 16, n. 1, p. 175–198, 2006.

DE MENDONÇA, H. F; FILHO, J. S. Macroeconomic Effects of Central Bank Transparency : The Case of Brazil. *Cato Journal*, v. 28, n. 1, p. 117–137, 2008.

DE MENDONÇA, H. F; FILHO, J. S. Transparência do Banco Central e Mercado Financeiro : Evidências para o Caso Brasileiro. *Revista Brasileira de Finanças*, v. 9, p. 51–67, 2011.

EHRMANN, M.; FRATZSCHER, M. Communication by Central Bank Committee members: different strategies, same effectiveness. *Journal of Money, Credit, and Banking*, Columbus, OH, v. 39, n. 2–3, p. 509-541, 2007.

ENGLE, R.F.; GRANGE, C.W. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, 1987.

JOHANSEN, S; JUSELIUS, K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52(2): 169-210, 1990.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1998.

JOSHUA, O. O. The Impact of Physical and Human Capital Development on Economic Growth in Developing and Developed Countries: A Comparative Panel Data Approach. *Economy*, 3(1): 1-18, 2016.

KEYNES, J. M [1936], *A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda*, Brasil, Nova Cultural, pp.35, 1985.

MONTES, G. C; CIDAD, T. C. Does the Central Bank's perception regarding the state of the economy affect industrial entrepreneurs' expectations? Are such expectations important for investment? Evidence from Brazil. *Ensaio FEE, Porto Alegre*, v. 37, n. 1, p. 7-44, Jun. 2016

PESARAN, M.H.; PESARAN, B. Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis. United Kingdom: Oxford University Press, 1997.

PESARAN, M. HASHEM, Ron P. Smith. Structural analysis of cointegrating VARs. *J. Econom. Surveys*. v. 12, p. 471–506, 1999.

PESARAN, M.H.; SHIN, Y.; SMITH, R.J. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*. V.16, n. 3, p. 289-326, 2001.

PHILLIPS, P.C.B; HANSEN, B.E. Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies*. v. 57, p. 99-125, 1990.

SNOWDON, B; VANE, H. R. Modern macroeconomics: its origins, Development and current state. 1ª. ed. [S.l.]: Edward Elgar, 2005.

ANEXOS

ANEXO 1 – Testes de Raiz Unitária

Séries	Diferenças	ADF	PP
--------	------------	-----	----

		Equação de teste	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
FBCF	Nível	Intercepto e tendência	-3.52	0.9957	-3.52	0.9955
Selic	Nível	Intercepto	-2.93	0.1197	-2.93	0.4134
TJLP	Nível	Intercepto	-2.93	0.6788	-2.93	0.4633
TRANSP1	Nível	Intercepto	-2.93	0.1575	-2.93	0.3154
TRANSP2	Nível	Intercepto	-2.93	0.2998	-2.93	0.2651
TRANSP3	Nível	Intercepto	-2.93	0.069	-2.93	0.068
FBCF	1	Intercepto	-2.93	0.000	-2.93	0.000
Selic	1	Intercepto	-2.93	0.0049	-2.93	0.011
TJLP	1	Intercepto	-2.93	0.000	-2.93	0.000
TRANSP1	1	Intercepto	-2.93	0.002	-2.93	0.003
TRANPS2	1	Intercepto	-2.93	0.000	-2.93	0.000
TRANSP3	1	Intercepto	-2.93	0.000	-2.93	0.000

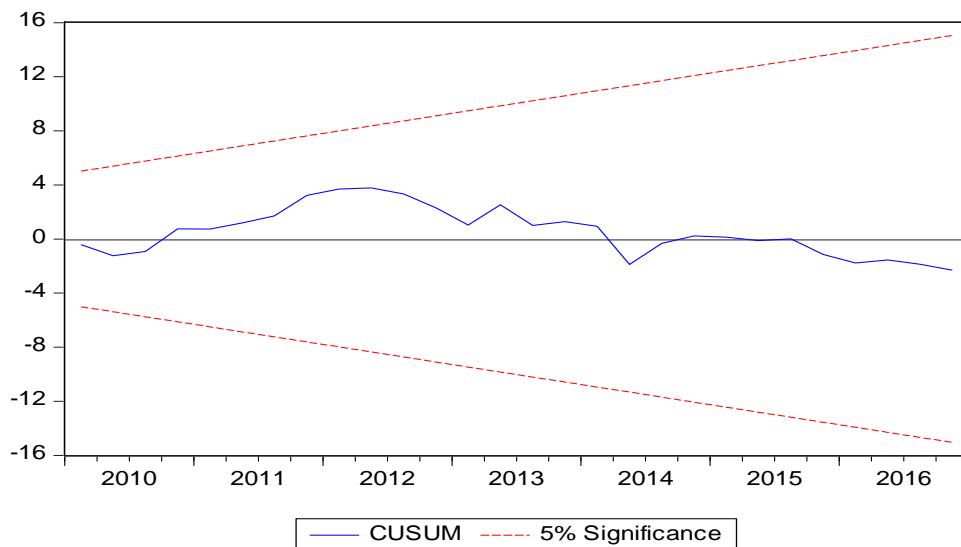
Fonte: Elaboração própria
ANEXO 2 - Correlograma dos Resíduos

lags	Modelo1				Modelo2				Modelo3				Modelo4			
	FAC	FACP	Estatística Q	P-valor	FAC	FACP	Estatística Q	P-valor	FAC	FACP	Estatística Q	P-valor	FAC	FACP	Estatística Q	P-valor
1	-0.145	-0.145	0.905	0.341	-0.181	-0.181	1.4143	0.234	-0.19	-0.19	1.5571	0.212	0.006	0.006	0.001	0.970
2	-0.07	-0.093	1.1205	0.571	-0.162	-0.202	2.5804	0.275	-0.246	-0.292	4.2222	0.121	-0.506	-0.506	11.333	0.003
3	0.174	0.154	2.4877	0.478	0.087	0.016	2.9256	0.403	0.008	-0.123	4.225	0.238	0.023	0.040	11.356	0.010
4	-0.213	-0.179	4.5963	0.331	-0.212	-0.24	5.0193	0.285	-0.121	-0.255	4.91	0.297	0.273	0.022	14.847	0.005
5	0.148	0.131	5.6425	0.343	0.127	0.062	5.79	0.327	0.054	-0.094	5.0521	0.41	-0.191	-0.226	16.606	0.005
6	-0.131	-0.171	6.4902	0.371	0.024	-0.031	5.8177	0.444	-0.006	-0.155	5.0538	0.537	-0.268	-0.158	20.153	0.003
7	-0.12	-0.07	7.2182	0.407	0.004	0.069	5.8186	0.561	0.071	-0.001	5.3088	0.622	-0.028	-0.303	20.193	0.005
8	-0.237	-0.415	10.162	0.254	-0.216	-0.294	8.2749	0.407	-0.289	-0.422	9.6829	0.288	0.167	-0.081	21.660	0.006
9	0.04	0.081	10.248	0.331	0.082	0.07	8.6356	0.472	0.301	0.18	14.591	0.103	0.127	0.042	22.530	0.007
10	0.1	-0.039	10.808	0.373	0.135	0.039	9.6621	0.471	0.145	0.03	15.766	0.107	-0.165	-0.218	24.049	0.007

Fonte: Elaboração própria

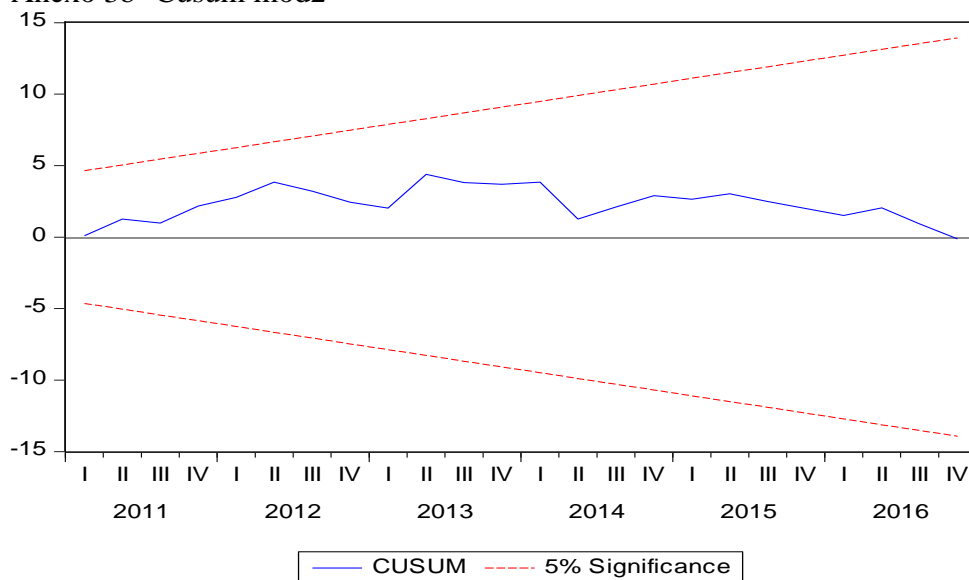
ANEXO 3- Teste cumsum

Anexo 3a- Cusum mod1



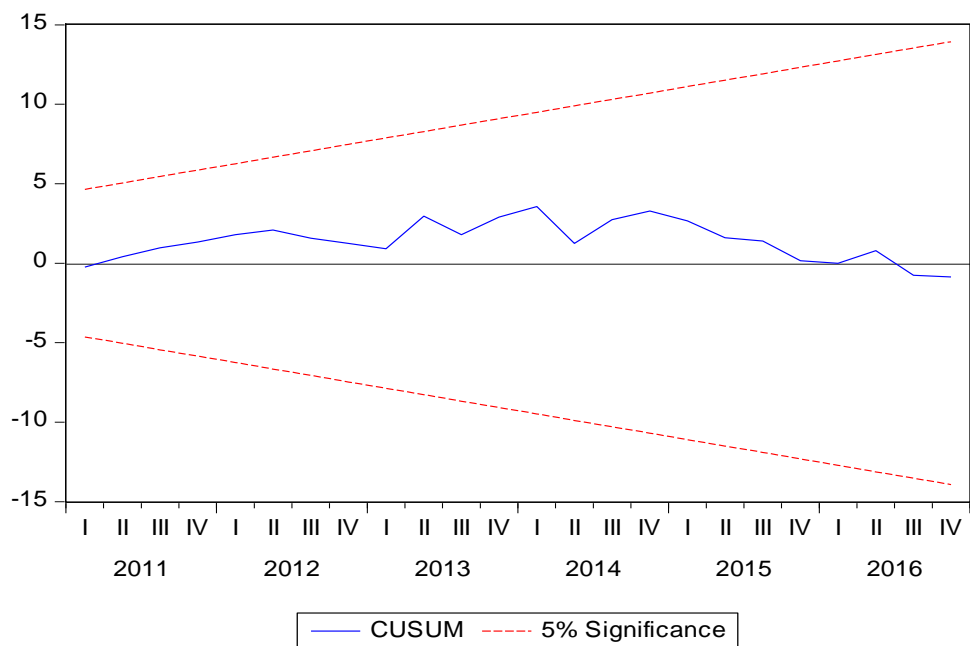
Fonte: Elaboração própria

Anexo 3b- Cusum mod2



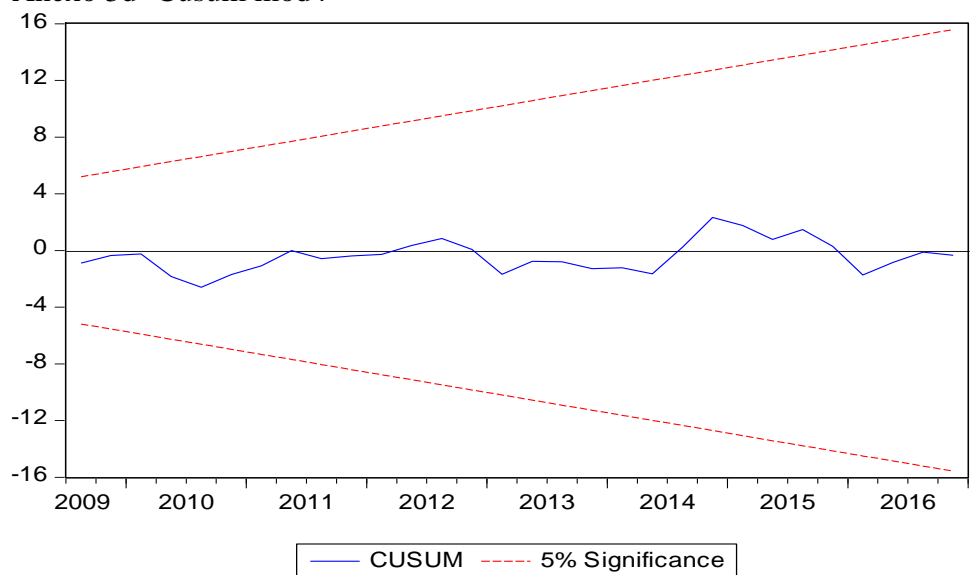
Fonte: Elaboração própria

Anexo 3c- Cusum mod3



Fonte: Elaboração própria

Anexo 3d- Cusum mod4



Fonte: Elaboração própria