

**Pró-Reitoria Acadêmica  
Escola de Humanidades, Negócios e Direito  
Especialização em Econometria e Métodos  
Quantitativos em Finanças  
Trabalho de Conclusão de Curso**

**AS EXPECTATIVAS EM RELAÇÃO ÀS VARIÁVEIS FISCAIS NA  
DETERMINAÇÃO DA TAXA SELIC**

**Autor: Joana Almeida  
Orientador: Prof. Dr. Osvaldo Candido da Silva Filho**

**Brasília  
2019**

**JOANA ALMEIDA**

**AS EXPECTATIVAS EM RELAÇÃO ÀS VARIÁVEIS FISCAIS NA  
DETERMINAÇÃO DA TAXA SELIC**

Artigo apresentado ao curso de pós-graduação em Econometria e Métodos Quantitativos em Finanças da Universidade Católica de Brasília, como requisito parcial para obtenção do título de Especialista em Econometria e Métodos Quantitativos em Finanças.

Orientador: Prof. Dr. Osvaldo Candido da Silva Filho

Coordenador: Prof. Dr. Osvaldo Candido da Silva Filho

**Brasília  
2019**

# AS EXPECTATIVAS EM RELAÇÃO ÀS VARIÁVEIS FISCAIS NA DETERMINAÇÃO DA TAXA SELIC

JOANA ALMEIDA

## Resumo:

Este trabalho tem por objetivo analisar a relevância das expectativas em relação à situação fiscal prospectiva do país na determinação da taxa Selic. Conforme documentos recentes emitidos pelo Banco Central, as expectativas sobre as contas públicas tem influência sobre a trajetória futura da inflação, os prêmios de risco, e, por consequência, no nível de juros no país. Para este trabalho, foram realizadas estimativas de uma regra de política monetária modificada nos métodos MQO e TAR, a partir dos dados dos últimos 15 anos, com a inclusão de variáveis de expectativas em relação ao resultado primário e à dívida líquida. A partir da análise dos modelos, verifica-se que há fortes evidências da relevância das variáveis na determinação da taxa Selic. No entanto, os resultados dos testes e modelos indicam que no período entre 2008 e 2012, em que ocorreram as crises internacionais, os resíduos apresentaram maior variância. Além disso, a análise dos modelos TAR nos leva a conclusões que, embora pareçam equivocadas intuitivamente, tem relação com a complexa história econômica brasileira dos últimos anos.

**Palavras-chave:** Taxa Selic, Regra de Taylor, expectativas fiscais.

## Abstract:

This paper aim to analyze the relevance of expectations related to fiscal situation in the determination of interest rate by the Monetary Policy Committee. According to Central Bank recent documents, expectations about surplus and public debt have influence on the future trajectory of inflation, risk premiums and, consequently, the level of interest rates in the country. For this work, an attempt was made to estimate a modified monetary policy rule in the OLS e TAR methods, based on data from the last 15 years, including expectations variables related to surplus and public debit. From the analysis of the models, it's verified that there is strong evidence of the relevance of the variables in determining the interest rate. However, the tests results indicate that in the period between 2008 and 2012, in which the international crises occurred, the residues presented wider range. In addition, the analysis of TAR models leads us to conclusions that, although they seem intuitively wrong, they are related to the complex Brazilian economic history.

**Key words:** interest rate, Taylor Rule, expectations.

## 1. INTRODUÇÃO

Este trabalho tem por objetivo analisar a relevância das variáveis fiscais na decisão de política monetária no Brasil no período de abril de 2004 a março de 2019. Para tanto, é realizada a estimação de uma equação para a regra de Política Monetária utilizada na determinação da taxa Selic, incluindo variáveis de expectativa de mercado para o resultado primário e a dívida líquida. Busca-se neste exercício identificar se o Comitê de Política Monetária do país tem considerado as contas públicas, mais especificamente as expectativas em relação à evolução dessas contas, ao estabelecer a meta para a taxa Selic.

Essa análise considera a hipótese de que as expectativas em relação ao desempenho das contas públicas tendem a afetar o nível de confiança dos agentes e, por consequência, as decisões de investimento. Tais efeitos podem impactar, posteriormente, os níveis de atividade econômica e de preços, afetando a inflação. Em casos mais severos ou diante de cenário externo adverso, as expectativas de deterioração das contas públicas podem levar à fuga de capitais em movimentos de maior aversão ao risco de ativos do país.

Este trabalho se divide em cinco seções. Após essa introdução, serão apresentados alguns trabalhos e modelos propostos para explicar a função de reação do banco central e os fatores que influenciam a decisão de política monetária. Na terceira seção, será apresentada a importância das contas públicas na determinação dos juros da economia e a relevância do tema no contexto atual. A quarta parte é composta pelo exercício empírico de estimar uma função de reação a partir de um modelo linear e de um modelo não linear com mudança de regime (TAR), incluindo as expectativas em relação à evolução da dívida líquida e resultado primário. A última parte é dedicada à conclusão do trabalho.

## 2. A REGRA DE CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

A adoção do Regime de Metas para a Inflação em diversos países levou a procura de uma função capaz de determinar uma regra de condução de política monetária capaz de manter a estabilidade do nível de preços (ou poder de compra da moeda) através de seu instrumento, a taxa de juros.

O principal trabalho com o objetivo de especificar uma regra de política monetária foi proposto por Taylor (1993). O autor propôs que as taxas de juros são ajustadas de acordo com o desvio do produto em relação à sua taxa potencial e com o desvio da inflação em relação à sua meta. A equação apresentada em sua forma original é a seguinte:

$$r = p + 0,5y + 0,5(p - 2) + 2,$$

onde  $r$  é a *fed funds rate*, ou seja, a taxa de juros de títulos norte-americanos,  $p$  é a taxa de inflação dos últimos quatro trimestres e  $y$  é o desvio percentual do PIB real em relação a seu potencial.

Segundo a Regra de Taylor, acima apresentada, quando a inflação está em nível superior ao objetivo, o banco central deve elevar a taxa de juros nominal, visando aumentar a taxa de juros real da economia, num percentual maior do que o aumento da inflação, para fazer com que a inflação venha a convergir para a meta estabelecida.

Em outro trabalho relevante, Clarida, Gali e Gertler (1998) apresentam uma função de reação com componente *forward looking*, que incorpora as expectativas em relação à inflação e produto futuros. Essa proposta se alinha à importância dada à gestão de expectativas dos agentes em relação ao cenário macroeconômico prospectivo.

Desde a apresentação destes trabalhos, inúmeros outros foram realizados na busca de determinar uma função de reação aplicável ao Brasil em diferentes períodos, incluindo outras variáveis poderiam estar sendo consideradas na tomada de decisão de política monetária. Como é o caso do trabalho de Klein (2007), que busca identificar a relevância dos preços dos ativos na decisão de política monetária a partir da estimação de uma regra de política monetária com a inclusão de variáveis relacionadas à variação da taxa de câmbio e do índice de ações Ibovespa.

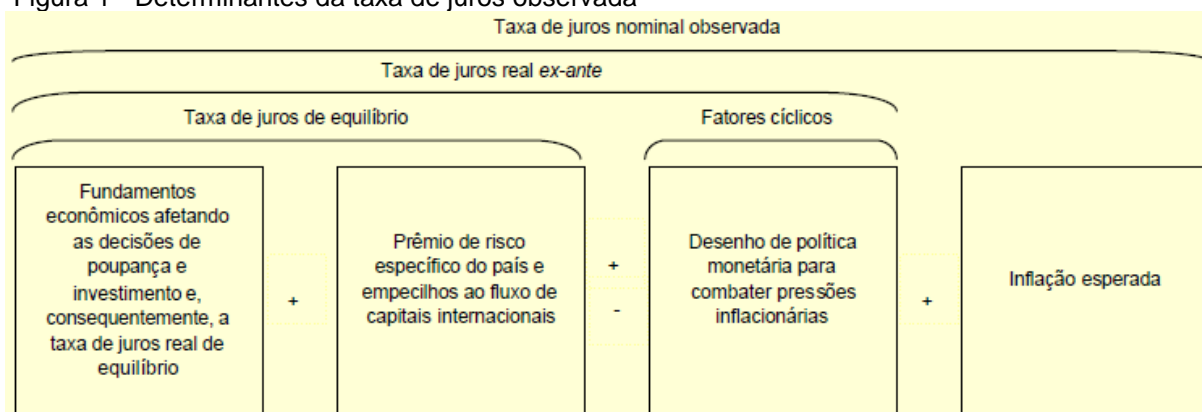
De forma semelhante, Soares e Barbosa (2005) indicam a inclusão das variações da taxa de câmbio real corrente e defasada na regra de Taylor. Outro trabalho recente de Fernandes (2018), incorpora tanto a taxa de câmbio real como a dívida pública na função de reação do Banco Central.

No presente trabalho, optou-se por adotar a perspectiva *forward looking*, incluindo no modelo estimado componentes de expectativas em relação à inflação e às variáveis fiscais. Já a variável relacionada à atividade econômica é utilizada com defasagem, ou seja, possui caráter *backward looking*.

### 3. AS VARIÁVEIS FISCAIS E A TAXA DE JUROS

Segundo o Relatório de Inflação do Banco Central de setembro de 2012, a taxa de juros de equilíbrio seria “aquela consistente, no médio prazo, com inflação estável e crescimento do produto igual ao crescimento potencial”. O mesmo documento evidencia os determinantes da taxa de juros observada esquematizados conforme figura abaixo:

Figura 1 - Determinantes da taxa de juros observada



Fonte: Banco Central do Brasil, Relatório de Inflação de setembro de 2012.

A relação entre variáveis fiscais e a taxa juros neutra (ou de equilíbrio) da economia já foi amplamente estudada em diversos artigos. Em Goldfajn e Bicalho (2011), a dívida pública em relação ao PIB é componente da equação estimada para a taxa de juros neutra de longo prazo da economia brasileira entre março de 1999 e março de 2008. Cabe ressaltar que os autores decidiram por não incluir dados após essa data em razão da forte crise internacional ocorrida em 2008, que poderia afetar os parâmetros e interferir no resultado das estimativas.

Assim, dada a relação entre os fundamentos econômicos (entre os quais a situação das contas públicas se insere), prêmio de risco do país (que tende a ser afetado pela situação fiscal), taxa de juro de equilíbrio e taxa de juros nominal, consideramos pertinente avaliar se o Comitê de Política Monetária (Copom) observa as expectativas em relação a tais variáveis ao definir o patamar da taxa básica de juros da economia. Adicionalmente, o Banco Central do Brasil, em relação às reuniões do Comitê de Política Monetária, afirma em seu sítio que “a decisão é tomada com base na avaliação do cenário macroeconômico e os principais riscos a ele associados”, os quais muitas vezes estão relacionados à situação das contas públicas e tendem a ser apropriados pelas expectativas de mercado.

Nesse sentido, a Ata do Copom 221 de março de 2019, ao apresentar o balanço de riscos para a inflação afirma que

“[...] uma frustração das expectativas sobre a continuidade das reformas e ajustes necessários na economia brasileira pode afetar prêmios de risco e elevar a trajetória da inflação no horizonte relevante para a política monetária”.

O mesmo documento afirma ainda que esse risco se intensifica em caso de deterioração do cenário externo. Indicando que além da inflação e da atividade econômica, o colegiado pondera a situação das contas públicas e o cenário externo, conforme nos mostra a figura abaixo:

Figura 2 - Copom

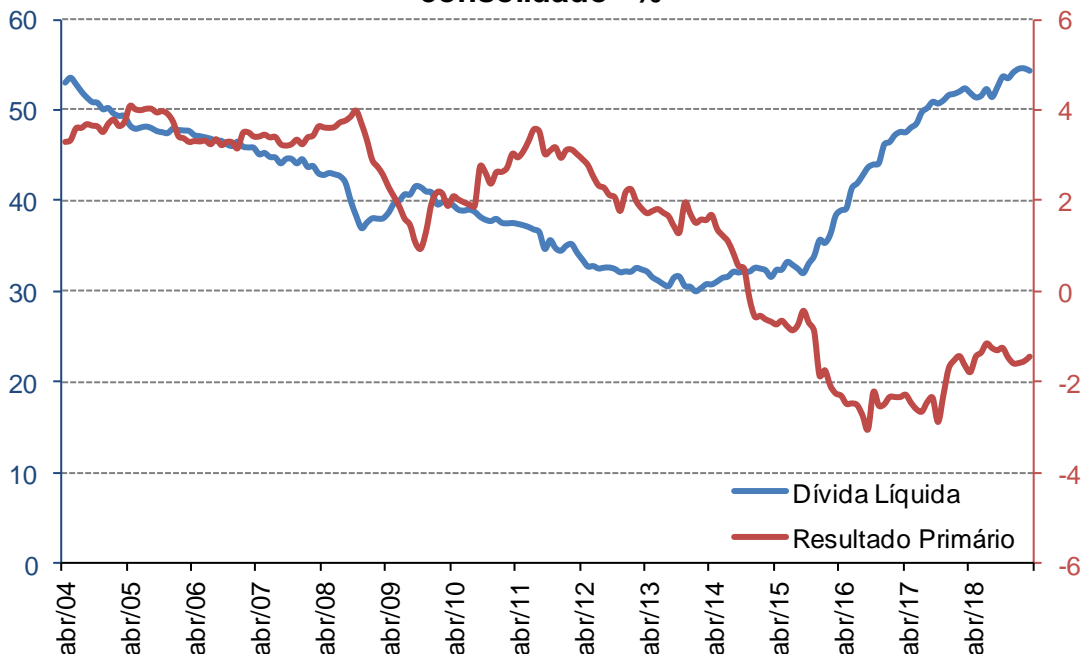


Fonte: Banco Central do Brasil (<https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/copom>)

O fato de as contas públicas estarem apresentando uma trajetória bastante desfavorável nos últimos anos, que afetou inclusive a avaliação de risco do país, pode ter levado a uma maior preocupação em relação às expectativas futuras dos agentes. O gráfico abaixo apresenta a evolução do resultado primário e da dívida líquida em percentual do PIB para o período em análise.

Gráfico 1 – Resultado Primário e Dívida Líquida

### Resultado primário e Dívida Líquida - Setor público consolidado - %

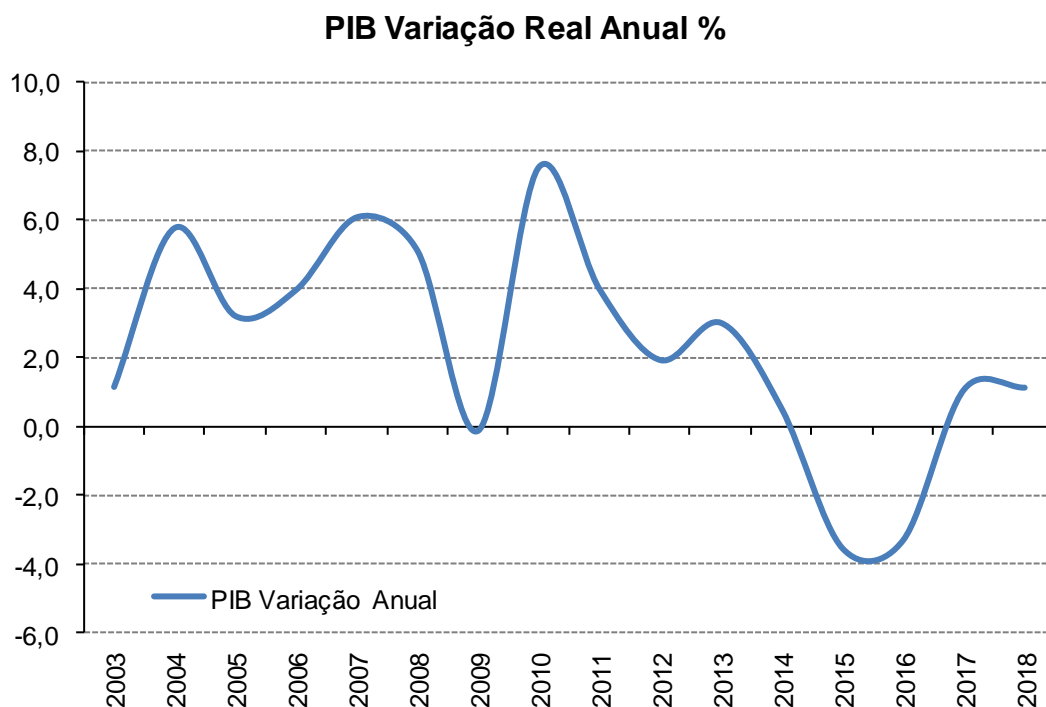


Fonte: Banco Central do Brasil

Em análise ao gráfico acima, verifica-se que o país passou por períodos de maior expansão fiscal após 2008 e a partir de 2011. O primeiro período se refere à crise financeira internacional e o segundo, à crise da dívida pública de países europeus e dos Estados Unidos. Visando conter uma forte retração da atividade econômica, o governo optou pela expansão fiscal na tentativa de manter a demanda agregada.

Apesar dos esforços dos governantes, constata-se que ambas as crises tiveram impactos relevantes na atividade econômica do país. No entanto, o maior recuo do produto interno bruto ocorreu no biênio 2015-2016, que afetou o desempenho das contas públicas, principalmente pela redução na arrecadação de tributos e rigidez na estrutura de gastos.

Gráfico 2 - PIB



Fonte: Banco Central do Brasil

Nesse contexto, a autoridade monetária tem mostrado cada vez mais a necessidade de ajustes nas contas públicas visando não apenas a estabilidade no nível de preços, como também a queda na taxa de equilíbrio. Os trechos abaixo, retirados de Atas mais recentes das reuniões de política monetária, denotam essa preocupação:

“O Copom reitera sua visão de que a continuidade do processo de reformas e ajustes necessários na economia brasileira é essencial para a queda da sua taxa de juros estrutural, cujas estimativas serão continuamente reavaliadas pelo Comitê”.

“Todos os membros do Comitê voltaram a enfatizar que a aprovação e implementação das reformas, notadamente as de natureza fiscal, e de ajustes na economia brasileira são fundamentais para a sustentabilidade do



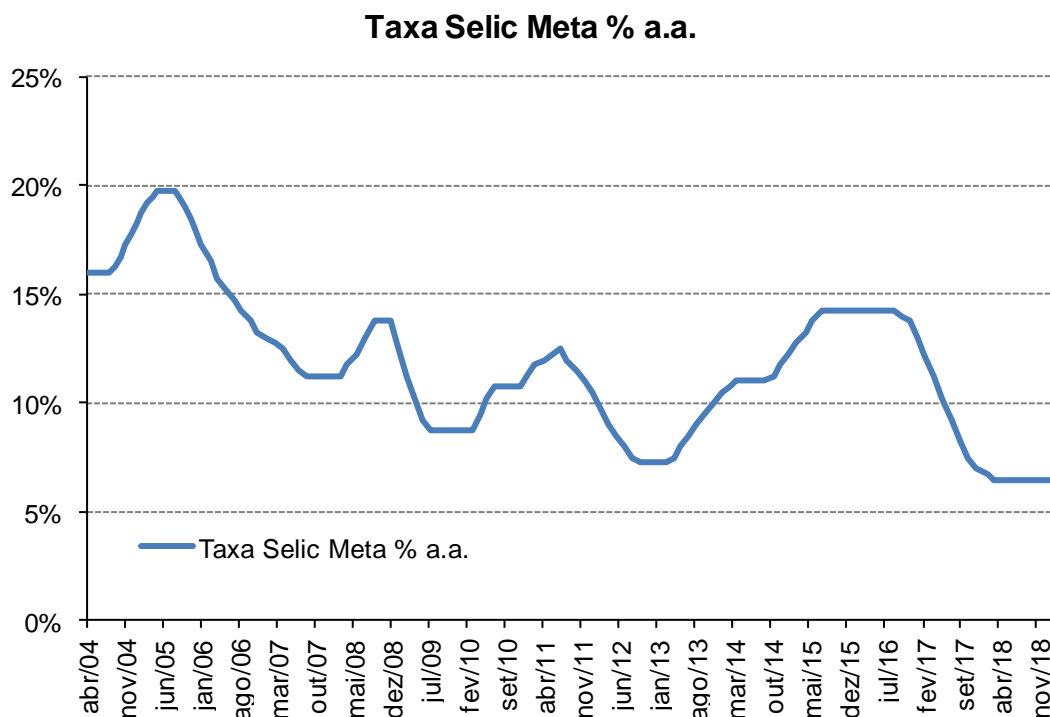
ambiente com inflação baixa e estável, para o funcionamento pleno da política monetária e para a redução da taxa de juros estrutural da economia, com amplos benefícios para a sociedade. O Comitê ressalta ainda que a percepção de continuidade da agenda de reformas afeta as expectativas e projeções macroeconômicas correntes”.

A aprovação de reformas que visem reverter a trajetória crescente da dívida pública é uma questão central no atual cenário econômico. Essa situação de deterioração das contas públicas levou o governo a adotar medidas de restrição de aumento de gastos públicos, através da PEC do Teto de Gastos, e vem tentando aprovar uma reforma no sistema de previdência social, com o objetivo de conter futuros déficits que tenderiam a fragilizar ainda mais as contas do governo.

O atual contexto macroeconômico é de elevado nível de desemprego, reduzida confiança dos empresários, investimentos contidos e mudanças demográficas com aumento de sobrevivência após os 65 anos. Assim, as preocupações com os déficits da previdência social e sua contribuição para a trajetória ascendente da dívida pública tem gerado grande apreensão entre os economistas.

A nosso ver, esse cenário torna ainda mais relevante a análise proposta considerando o momento atual, em que a taxa Selic encontra-se em seu mais baixo nível histórico, sustentada pela fraca atividade econômica e consequente trajetória favorável da inflação. No entanto, como aponta o Copom em sua comunicação, a frustração de expectativas pode levar à elevação da inflação e dos juros.

Gráfico 3 - Taxa Selic Meta



Fonte: Banco Central do Brasil

## 4. MODELOS PROPOSTOS

### 4.1 METODOLOGIA E EQUAÇÃO PROPOSTA

Para a estimação do modelo linear optou-se pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), no qual se procura traçar uma curva que ajuste os dados de forma a minimizar a soma dos quadrados das diferenças entre valores observados e estimados. Adicionalmente à estimação do modelo linear, foram estimados modelos de múltiplos regimes autorregressivo (TAR) visando analisar o comportamento dos coeficientes diante de diferentes patamares das variáveis sob análise.

Conforme indicado anteriormente, a regra de política monetária proposta tem uma visão prospectiva, a partir da inclusão de componentes de expectativas em tanto em relação à inflação quanto ao resultado primário e à dívida líquida do setor público.

A equação proposta é a seguinte:

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 * i_{t-1} + \alpha_2 * i_{t-2} + \alpha_3 * \bar{Y}_{t-1} + \alpha_4 * D_{ipca}_{j,t} + \alpha_5 * Exp_{prim}_{j,t} + \alpha_6 * Exp_{div}_{j,t},$$

cujas variáveis são descritas no próximo item.

Os modelos foram estimados pelo software Eviews 10, no qual foram realizados os testes apresentados em sequencia. Foram realizadas diversas estimações buscando identificar a possibilidade de efeitos defasados nas variáveis selecionadas, ou ainda, a necessidade de inclusão de outras métricas para as séries escolhidas, como médias móveis, dados acumulados por períodos, entre outras.

### 4.2 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

As variáveis selecionadas para a regressão proposta estão apresentadas abaixo:

Tabela 1 – Descrição das variáveis

<b>Variável</b>	<b>Descrição</b>
$i_t$	Taxa Selic meta estabelecida pelo Copom.
$\bar{Y}_t$	Hiato do produto estimado a partir do índice IBC-Br e aplicação do filtro Hodrick-Prescott.
$D_{ipca}_{j,t}$	Desvio do IPCA em relação à meta estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional ponderando desvio atual e expectativa para os próximos meses.
$Exp_{prim}_{j,t}$	Valor esperado para o resultado primário do setor público em percentual do PIB para o ano seguinte, segundo dados coletados pela Pesquisa Focus.
$Exp_{div}_{j,t}$	Valor esperado para a dívida líquida do setor público em percentual do PIB para o ano seguinte, segundo dados coletados pela Pesquisa Focus.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Para estimativa de hiato do produto, foi utilizada a série dessazonalizada do Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) e aplicado o filtro de Hodrick-Prescott (HP). A variável é obtida pela diferença entre a série original e ela mesma após a aplicação do filtro HP dividida por essa última. Para evitar problemas relacionados à endogeneidade, utilizou-se a série defasada em um período. Assim, evitamos o problema de simultaneidade, em que as variáveis explicativas e as variáveis respostas são determinadas conjuntamente no processo de estimativa.

O desvio da inflação foi calculado conforme apresentado em Klein(2007) apud Minella et al (2002):

$$D\_ipca_{j,t} = \frac{(12-\tau)}{12} * (E_t\pi_j - \pi_j^*) + \frac{\tau}{12} * (E_t\pi_{j+1} - \pi_{j+1}^*),$$

em que  $j$  e  $t$  referem-se a ano e mês,  $E_t\pi_j$  corresponde à expectativa do mercado em relação à inflação e  $\pi_j^*$  é a meta de inflação estipulada pelo Conselho Monetário Nacional. Dado que a meta de inflação brasileira não é fixa no período, optou-se por estimar o desvio da inflação em relação à meta conforme equação proposta. Os valores esperados para a inflação do ano atual e ano seguinte foram extraídas da Pesquisa Focus no dia anterior à reunião do Copom.

As variáveis expectativa de resultado primário e expectativa de dívida líquida foram extraídas da Pesquisa Focus no dia anterior à reunião do Copom, ambas referentes aos valores esperados para o ano subsequente em percentual do PIB.

## 4.3 RESULTADOS DOS TESTES REALIZADOS

### 4.3.1 Teste de raiz unitária

O teste de raiz unitária visa identificar a estacionariedade das séries utilizadas no modelo. Uma série estacionária apresenta média, variância e autocorrelação constantes.

Sabe-se que quando a hipótese de raiz unitária for verdadeira para uma série, os choques aleatórios que ela sofre geram um efeito permanente. As flutuações, neste caso, não são transitórias. Portanto, quando uma variável apresenta raiz unitária, os pressupostos estatísticos de que a média e a variância devem ser constantes ao longo do tempo não são atendidos. Desta forma, os resultados obtidos com a utilização de modelos econométricos ficam comprometidos.

No presente exercício, foi realizado o teste de raiz unitária Dickey Fuller Aumentado para as séries utilizadas nos modelos apresentados. Os resultados mostraram que as séries utilizadas na estimação apresentam raiz unitária.

Apesar do resultado, optamos por realizar as estimações propostas de regressão múltipla e analisar se a hipótese de cointegração seria válida a partir da análise da estacionariedade dos resíduos. Caso uma regressão combine variáveis não estacionárias e resíduos não estacionários, ela será espúria.

#### 4.3.2 Teste de cointegração

O teste de cointegração visa identificar a relação de longo prazo entre as variáveis econômicas e rejeitar a possibilidade de que respectivas tendências comuns venham a culminar em uma relação espúria entre as séries. A condição necessária para a conclusão a favor da existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis é que elas devem ser cointegradas. Se for identificada uma tendência estocástica comum a todas variáveis, diz-se que existe um equilíbrio de longo prazo.

O teste de cointegração de Engle-Granger (1987) consiste em estimar a relação de longo prazo e armazenar os resíduos da equação. Se as variáveis forem cointegradas, os resíduos serão estacionários. Portanto, o objetivo do teste é realizar o teste de raiz unitária nos resíduos.

O resultado obtido para o referido teste quando aplicado nos resíduos das equações estimadas é que as variáveis são cointegradas, uma vez que a série de resíduos é estacionária.

No entanto, para verificação do resultado do teste, não é possível usar os valores tabulados convencionalmente. Assim, utilizou-se uma tabela apropriada a variáveis estimadas conforme o procedimento de Mackinnon (1991).

Segundo a tabela constante no trabalho de Mackinnon, a fórmula para se calcular o valor crítico será a seguinte:

$$\beta_{\infty} + \frac{\beta_1}{T} + \frac{\beta_2}{T^2}$$

Os betas dependem do número de variáveis e encontram-se no estudo citado, o T é o número de observações. Diante disso foram encontrados os seguintes valores críticos:

Tabela 2 - Valores críticos para 127 observações, 5 variáveis e com tendência

Significância	$\beta_{\infty}$	$\beta_1$	$\beta_2$	Valor crítico
1%	-5.2497	-26.606	-49.650	-5.462
5%	-4.7154	-17.432	-16.500	-4,853
10%	-4.4345	-13.654	-5.770	-4,542

Fonte: Tabela elaborada pelo autor

Para que se verifique a cointegração das variáveis, a estatística  $t$  do teste de raiz unitária tem que ser inferior aos valores críticos calculados a partir da metodologia de Mackinnon (1991). Com isso, de acordo com os resultados dos testes Augmented Dickey-Fuller apresentados no Anexo A, em que a estatística  $t$  apresentou os valores -9.66 e -10,81 para os resíduos dos modelos linear e não linear, conclui-se que as variáveis apresentadas cointegram com um grau de significância de 1%.

A partir desse resultado, partimos para a realização dos demais testes de resíduos.

#### 4.3.3 Teste de normalidade

Quando aplicado o teste de normalidade Jarque-Bera sobre os resíduos das estimações realizadas, tanto no modelo MQO quanto no modelo TAR, identifica-se que a distribuição dos mesmos não é normal, conforme resultados apresentados no Anexo B deste documento.

No entanto, o fato de a variável resposta ser discreta e não assumir valores negativos pode ser restrição para que os resíduos do modelo assumam a distribuição normal. Outro fator que poderia ter causado esse resultado é a ocorrência de caudas pesadas devido à existência de valores discrepantes ou extremos. Segundo Pino (2014), um valor discrepante não necessariamente deve ser interpretado como um erro de medida, mas “pode ser um resultado genuíno, indicando um comportamento extremo da variável, que merece ser estudado, e não removido.”

Assim, embora a inclusão de variáveis *dummy* para períodos seguintes à eclosão de crises externas e de alterações no período utilizado para a estimação possam alterar esse resultado, assim como do teste de heterocedasticidade, decidiu-se por apresentar os modelos sem qualquer intervenção nesses períodos.

#### 4.3.4 Teste de correlação

O teste de Breusch-Godfrey – LM (de multiplicadores de Lagrange) é utilizado para identificar a ausência de autocorrelação serial. A presença de autocorrelação nos resíduos indica que existe a possibilidade de aprimorar o modelo pela inclusão de novas variáveis, pois há informação presente nos resíduos que o modelo não consegue explicar.

O teste indica a ausência de autocorrelação nos resíduos dos modelos estimados para cinco defasagens, conforme dados apresentados no Anexo C do presente artigo.

#### 4.3.5 Teste de heterocedasticidade

O objetivo do teste é verificar se os resíduos são heterocedásticos, ou seja, se eles apresentam forte dispersão em torno de uma reta. Apesar da presença de heterocedasticidade não eliminar as propriedades de inexistência de viés e consistência dos estimadores de MQO, quando ela ocorre os estimadores deixam de ser os melhores estimadores lineares não-viesados, uma vez que deixam de apresentar variância mínima.

Os resultados constantes do Anexo D demonstram a existência de heterocedasticidade nos resíduos do modelo linear proposto. Porém, tal fato não ocorre no modelo TAR, cujos resíduos são homocedásticos.

Conforme será apresentado na próxima seção, os períodos de crise são os que apresentam maior desvio entre os valores projetados e efetivos, demonstrando a dificuldade em apresentar modelo que represente a reposta de política monetária ao longo do tempo tanto por uma única equação linear quanto por um modelo não linear com mudança de regime.

Nesse sentido, cabe lembrar que os modelos propostos não incluem variável específica que possa retratar o ambiente externo, que, segundo o Copom, também exerce influência na decisão de política monetária.

#### 4.4 REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA ESTIMADA POR MQO

Os modelos estimados pelo *software Eviews* versão 10 tem suas estatísticas demonstradas no Anexo E.

A partir da análise da estimação realizada, verifica-se que a equação estimada por MQO explica mais de 99% a trajetória da Taxa Selic entre abril de 2004 e março de 2019.

Quando analisamos a significância das variáveis neste modelo, verifica-se a grande maioria das variáveis é considerada significativa ao nível de confiança de 95%, à exceção da variável hiato do produto, que apresenta significância apenas ao nível de confiança de 90%.

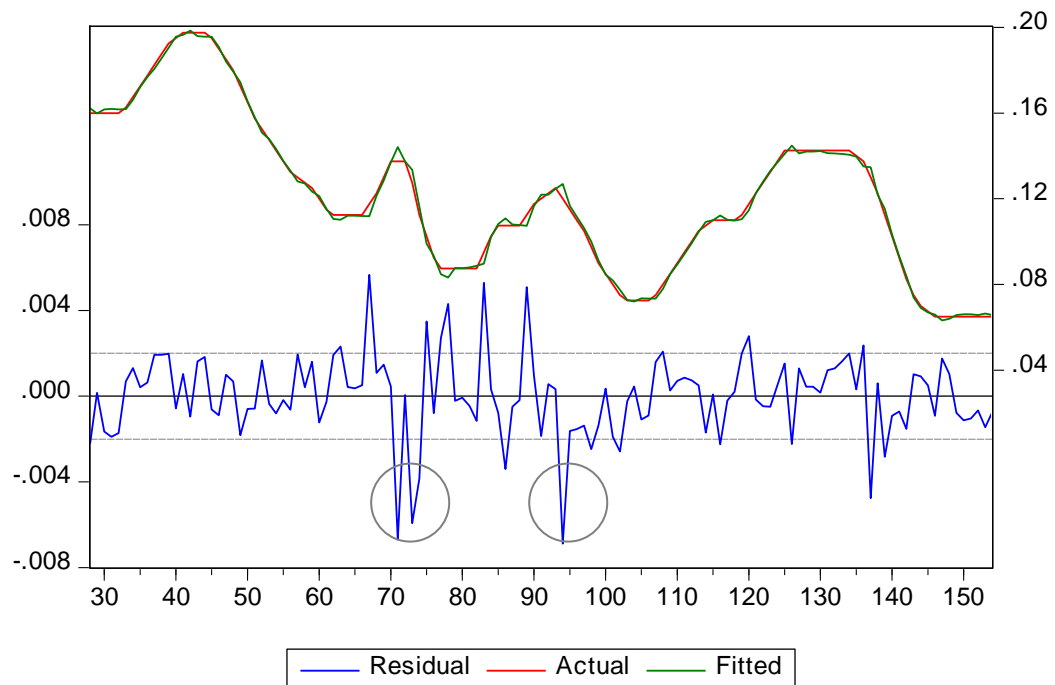
Embora nossa expectativa em relação ao sinal do coeficiente da variável de expectativa para o resultado primário fosse distinta, o fato de os governos anteriores terem se utilizado de política monetária e fiscal expansionistas em conjunto com o objetivo de estimular a economia, principalmente nos períodos de crise, levou a uma relação positiva entre elas. Nesse sentido, uma queda nas expectativas de resultado primário poderia indicar uma necessidade de redução dos juros, ou seja, as políticas fiscal e monetária seriam conjuntamente expansionistas ou contracionistas. Visto que a expectativa de resultado primário é para o ano seguinte, pode-se esperar que

os juros se alterem antecipadamente, dado que a política monetária não tem efeito imediato.

Nesse aspecto, podemos lembrar algumas afirmações do Banco Central que demonstram que os efeitos da política monetária são bastante defasados, motivo pelo qual as decisões são tomadas com vistas ao cenário prospectivo. O Relatório Trimestral da Inflação de junho de 2019, por exemplo, cita que “a política monetária tem impacto sobre a economia com defasagens longas, variáveis e incertas, usualmente estimadas em até dois anos”.

Abaixo apresentamos o gráfico comparativo entre o dado efetivo da Selic (*Actual*) e o dado estimado (*Fitted*) no eixo direito. Logo abaixo, no mesmo gráfico, são representados os resíduos do modelo (*Residual*) no eixo esquerdo.

Figura 3 - Gráfico *Eviews* de valores estimados, observados e resíduos



Fonte: *Eviews*

Os círculos indicam os períodos em que culminaram as crises do Subprime e da dívida pública em economias da Europa e nos Estados Unidos, em 2008 e 2011, respectivamente.

A análise gráfica permite observar que, no período entre 2008 e 2011, o comportamento dos resíduos mostra-se mais errático e os picos e vales do ciclo monetário parecem ser suavizados pela autoridade monetária. A esse respeito, poderíamos supor que o Comitê de Política Monetária pode ter tomado sua decisão de reduzir ou elevar os juros considerando uma mudança no peso do cenário externo no balanço riscos para a inflação sem que tais riscos ainda não estivessem incorporados nas expectativas de mercado.

#### 4.5 OS MODELOS TAR ESTIMADOS

Além do modelo apresentado acima, optou-se por realizar estimativas para a equação proposta a partir do método Threshold ou TAR, em que os parâmetros de um modelo autoregressivo linear se alteram dependendo do intervalo em que se encontrem os valores de uma determinada variável.

Neste exercício, optou-se por estimar as equações deixando os parâmetros fixos para a constante  $\alpha_0$  e os coeficientes  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  das variáveis Selic defasadas. Para todas as demais variáveis, os coeficientes se alteravam a partir de determinados limites da variável determinada para o regime.

Foram realizadas cinco estimações de modelos ao todo. As quatro primeiras visavam identificar o comportamento das variáveis quando estabelecidos regimes para cada uma das seguintes variáveis: desvio do IPCA, hiato do produto, expectativa do resultado primário e expectativa da dívida líquida. A última estimação buscava identificar, entre os quatro modelos anteriores, qual apresentaria melhores resultados segundo critérios de informação.

De forma geral, todos os modelos explicam mais de 99% dos movimentos da taxa Selic no período. As defasagens da taxa Selic incluídas na estimação, cujos coeficientes são  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$ , apresentam significância em todos os modelos.

Na análise dos critérios de informação, que visam selecionar o modelo “mais adequado” dentre um série de candidatos, os modelos TAR apresentaram valor para o critério Akaike inferior ao apresentado pelo modelo linear, o que sinaliza que os primeiros tendem a ser mais adequados que este último. Esse resultado poderia indicar que a autoridade monetária não segue uma regra rígida para a determinação dos juros, mas que os pesos das variáveis observadas para a determinação da taxa Selic se alteram conforme algumas delas atinjam determinados patamares.

Nesse sentido, analisaremos abaixo os resultados dos quatro primeiros modelos individualmente, tentando identificar os efeitos nos coeficientes a depender da variável selecionada para o regime.

No primeiro modelo, em que o desvio do IPCA é definido como a variável do regime, a estimação resultou em dois regimes para a variável com uma defasagem. Segundo o resultado do modelo, quando o desvio do IPCA no período anterior é inferior a 0,8 p.p., essa variável não teria significância, ou seja, quando a inflação está abaixo ou muito próxima da meta, as demais variáveis tem maior peso na determinação dos juros da economia, entre elas a diferença entre o nível de atividade corrente e seu potencial. Porém, quando a inflação se afasta da meta mais de 0,8 p.p, o hiato do produto deixaria de ter efeito na determinação da taxa básica de juros. Nesse regime, o desvio da inflação teria maior relevância na decisão do Copom.

No modelo em que o hiato do produto é a variável que define o regime, o teste de especificação do modelo *Threshold* não apresentou significância para mais



de um regime. Neste caso, a política monetária não teria sofrido alteração em sua regra a partir de diferentes patamares do hiato do produto durante o período em análise.

O terceiro modelo apresenta a expectativa em relação ao resultado primário com uma defasagem como variável *Threshold*. O resultado desta estimação indica que a regra de política monetária quando a expectativa do resultado primário é inferior a 3% do PIB não observa o nível de ociosidade da economia (medido pelo hiato do produto). Quando é esperado que o resultado primário seja igual ou superior a 3% do PIB, o desvio do IPCA em relação à meta não teria efeito da decisão do Copom. Fato curioso é que a própria variável de expectativa do resultado primário não apresenta significância em nenhum dos dois regimes.

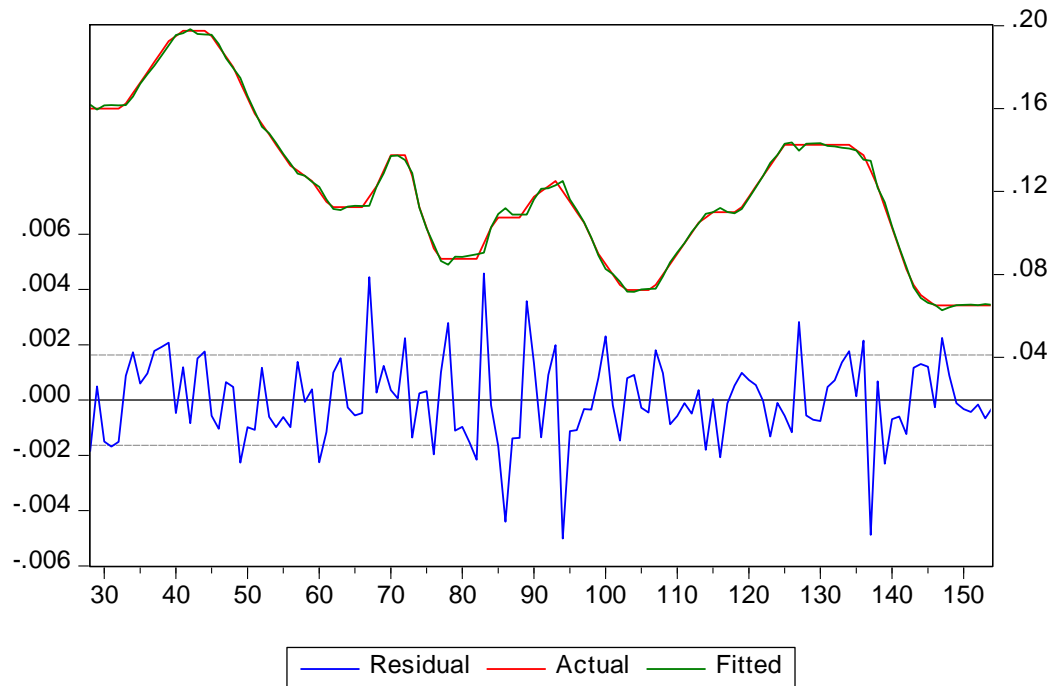
O último modelo, em que a variável que estabelece o regime é a expectativa sobre a dívida líquida com uma defasagem, apresentou como resultado três regimes, conforme teste de significância da especificação. No primeiro regime, com expectativa de dívida inferior a 36,5% do PIB no próximo ano, apenas a variável hiato do produto seria relevante para a decisão de política monetária. Neste caso, o afastamento da inflação da meta e as expectativas em relação às contas públicas não teriam impacto na política monetária. No regime intermediário, no qual se espera que a dívida fique entre 36,5% e 39,19%, todas as variáveis são significativas para a determinação da taxa de juros. No entanto, quando a expectativa da dívida se eleva ainda mais, apenas a distância da inflação em relação à meta e a expectativa de resultado primário teriam relevância na definição da taxa Selic.

Embora esse último modelo tenha sido o selecionado pelo *Eviews* com base nos critérios de informação de Akaike e Schwarz e tenha melhor resultado de  $R^2$  ajustado, cabe fazer algumas considerações sobre seu resultado. No regime intermediário, o sinal do coeficiente do hiato do produto é negativo, o que sinalizaria que uma maior ociosidade da economia (hiato negativo) deveria levar a juros mais altos. Tal resultado não parece fazer sentido intuitivamente, uma vez que o efeito conjunto seria uma desaceleração mais acentuada da atividade econômica e da inflação. Cabe a ressalva de que esse regime se baseia em apenas 19 observações e que a economia brasileira conviveu por alguns períodos com inflação elevada simultaneamente à atividade fraca, influenciados pela falta de confiança na política monetária.

Outra observação interessante neste modelo é que, quando as expectativas da dívida se encontram elevadas, elas deixam de ser relevantes na decisão de política monetária. Cabe ressaltar que tal resultado pode ter sido afetado pelo período recente, em que, embora a trajetória da dívida esteja em alta, a inflação se mantém em patamares favoráveis, com expectativas ancoradas e baixa atividade econômica, levando à menor taxa de juros da história brasileira. Além disso, uma série de propostas de ajustes fiscais vem sendo analisadas no âmbito dos poderes Executivo e Legislativo. Assim, em que pese fosse esperado que a elevação da dívida pública elevasse seu peso na decisão de política monetária e motivasse uma elevação de juros, a história brasileira recente contradiz essa suposição.

Em relação à análise dos resíduos deste último modelo, assim como nos demais, verifica-se uma maior variância nos períodos em que o cenário externo se apresentava mais adverso em razão das crises já citadas. Esse resultado é condizente com o do modelo MQO, apresentado na anterior.

Figura 4 - Gráfico *Eviews* de valores estimados, observados e resíduos



Fonte: *Eviews*

## 6. CONCLUSÃO

Após a estimação dos modelos descritos neste artigo, concluímos que há indícios bastante significativos de que as expectativas em relação às variáveis fiscais afetam as decisões de política monetária e, conseqüentemente, o nível da taxa Selic. Isso indica que há efeitos das expectativas sobre a situação fiscal futura na taxa de juros, conforme o Copom afirma em suas Atas recentes, e estes podem ser verificados através de modelos econométricos.

No entanto, em razão do resultado do teste de heterocedasticidade do modelo linear, consideramos que pode haver fatores que afetam a taxa Selic não captados integralmente pelos modelos. Há que se considerar que a definição da taxa Selic é realizada por votação em um colegiado e não por uma regra fixa, o que enseja subjetividade. Apesar disso, o modelo apresenta consistência para explicar essa taxa nos últimos 15 anos.

As evidências sugerem, ainda, que a ocorrência de crises externas afeta a definição da taxa Selic. Porém, os modelos estimados tem seu poder explicativo menos efetivo nesses períodos, visto que as variáveis do modelo tendem a não refletir integralmente os efeitos externos sobre inflação e atividade econômica.

Na avaliação dos modelos TAR, verifica-se que o comportamento dos coeficientes de algumas variáveis podem parecer contraintuitivos na segmentação de regimes. Entretanto, a economia brasileira apresentou em seu histórico situações como “estagflação”, crescimento da dívida pública com forte ancoragem de expectativas de inflação e períodos políticos conturbados que influenciaram esses resultados.

A nosso ver, os resultados dos modelos são compatíveis e demonstram o impacto das expectativas quanto às contas públicas no patamar da taxa Selic e estão alinhados à história econômica brasileira.

## Referências:

ARESTIS, Philip; PAULA, Luiz Fernando de; FERRARI FILHO, Fernando. **A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação no Brasil**. Economia e sociedade. Campinas. Vol. 18, n. 1 (abr. 2009), p.[1]-30, 2009. Disponível em: <https://www.lume.ufrgs.br/bitstream/handle/10183/171272/001025002.pdf?sequence=1&isAllowed=y> Acessado em: 13/03/2019.

BICALHO, Aurélio; GOLDFAJN, Ilan. **A longa travessia para a normalidade: os juros reais no Brasil**. Texto para Discussão Itaú Unibanco, n. 2, 2011. Disponível em: <https://www.itaubba.com.br/itaubba-pt/analises-economicas/publicacoes/textos-para-discussao/a-longa-travessia-para-a-normalidade-os-juros-reais-no-brasil> Acessado em: 13/02/2019.

CLARIDA, Richard; GALI, Jordi; GERTLER, Mark. **Monetary policy rules in practice: some international evidence**. European Economic Review, v. 42, n. 6, p. 1033-1067, 1998. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w6254.pdf> Acessado em: 05/03/2019.

FERNANDES, Afonso Fonseca et al. **Revisitando a curva de Phillips e a Regra de Taylor para a economia brasileira**. 2018. Tese de Doutorado. UCB-Brasília. Disponível em: <https://bdtd.ucb.br:8443/jspui/bitstream/tede/2538/2/AfonsoFonsecaFernandesTese2018.pdf> Acessado em: 20/05/2019.

KLEIN, Júlia Cordova. **Preços de ativos e determinação da política monetária brasileira: Uma análise empírica**. 2007. Tese de Doutorado. PUC-Rio, Rio de Janeiro. Disponível em: [http://www2.dbd.puc-rio.br/pergamum/biblioteca/php/mostrateses.php?open=1&arqtese=0510686\\_07\\_Indice.html](http://www2.dbd.puc-rio.br/pergamum/biblioteca/php/mostrateses.php?open=1&arqtese=0510686_07_Indice.html) Acessado em: 13/02/2019.

NUNES, Marivia de Aguiar et al. **Três ensaios sobre a política monetária brasileira no período pós metas de inflação: uma avaliação da regra de Taylor, uma estimação da taxa de juros real neutra e uma análise dos impactos do crédito direcionado**. 2019. Tese de Doutorado. PUC-RS. Disponível em: <http://tede2.pucrs.br/tede2/handle/tede/8506> Acessado em: 16/05/2019.

PINO, Francisco Alberto. **A questão da não normalidade: Uma revisão**. Revista de economia agrícola, v. 61, n. 2, p. 17-33, 2014. Disponível em: <http://www.iea.sp.gov.br/ftpiea/publicar/rea2014-2/rea2-22014.pdf> Acessado em: 20/05/2019.

SOARES, João José Silveira; BARBOSA, F. de H. **Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005**. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, v. 34, 2006. Disponível em: [https://www.researchgate.net/profile/Fernando\\_Barbosa15/publication/4731316\\_REGRA\\_DE\\_TAYLOR\\_NO\\_BRASIL\\_1999-2005/links/57eabd0308ae91a0c8d3edfa/REGRA-DE-TAYLOR-NO-BRASIL-1999-2005](https://www.researchgate.net/profile/Fernando_Barbosa15/publication/4731316_REGRA_DE_TAYLOR_NO_BRASIL_1999-2005/links/57eabd0308ae91a0c8d3edfa/REGRA-DE-TAYLOR-NO-BRASIL-1999-2005)

[2005.pdf](#) Acessado em: 13\02\2019.

## Anexo A – Testes de Raiz Unitária dos Resíduos ADF

### Modelo linear MQO

Null Hypothesis: RESID004 has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.660395	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.032498	
5% level	-3.445877	
10% level	-3.147878	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(RESID004)  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/12/19 Time: 22:04  
 Sample (adjusted): 29 154  
 Included observations: 126 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID004(-1)	-0.856936	0.088706	-9.660395	0.0000
C	0.000326	0.000466	0.699331	0.4857
@TREND("1")	-3.42E-06	4.78E-06	-0.714822	0.4761
R-squared	0.431552	Mean dependent var		1.18E-05
Adjusted R-squared	0.422309	S.D. dependent var		0.002563
S.E. of regression	0.001948	Akaike info criterion		-9.620303
Sum squared resid	0.000467	Schwarz criterion		-9.552772
Log likelihood	609.0791	Hannan-Quinn criter.		-9.592867
F-statistic	46.68925	Durbin-Watson stat		2.023029
Prob(F-statistic)	0.000000			

## Modelo não linear TAR selecionado

Null Hypothesis: RESID04001 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.81781	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.032498	
5% level	-3.445877	
10% level	-3.147878	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESID04001)

Method: Least Squares

Date: 06/25/19 Time: 22:09

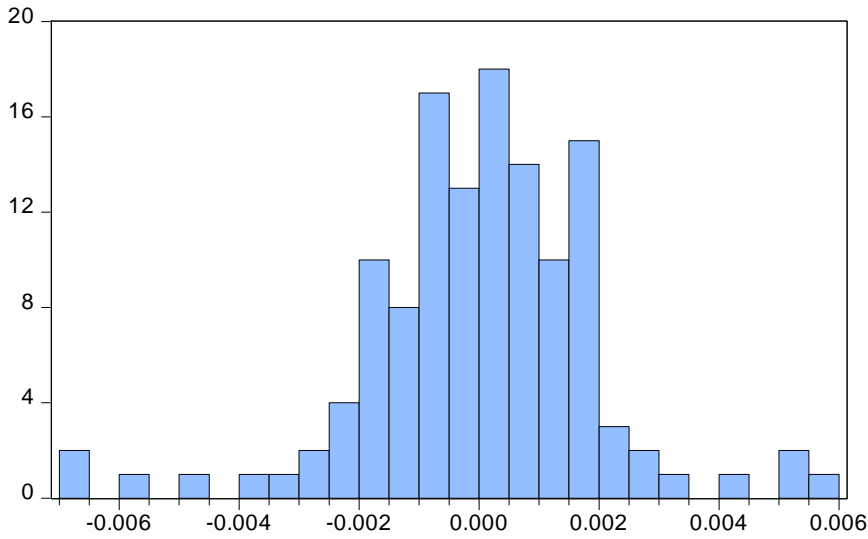
Sample (adjusted): 29 154

Included observations: 126 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID04001(-1)	-0.968648	0.089542	-10.81781	0.0000
C	0.000173	0.000369	0.467653	0.6409
@TREND("1")	-1.75E-06	3.79E-06	-0.460892	0.6457
R-squared	0.487652	Mean dependent var		1.28E-05
Adjusted R-squared	0.479321	S.D. dependent var		0.002143
S.E. of regression	0.001546	Akaike info criterion		-10.08271
Sum squared resid	0.000294	Schwarz criterion		-10.01518
Log likelihood	638.2106	Hannan-Quinn criter.		-10.05527
F-statistic	58.53556	Durbin-Watson stat		1.992036
Prob(F-statistic)	0.000000			

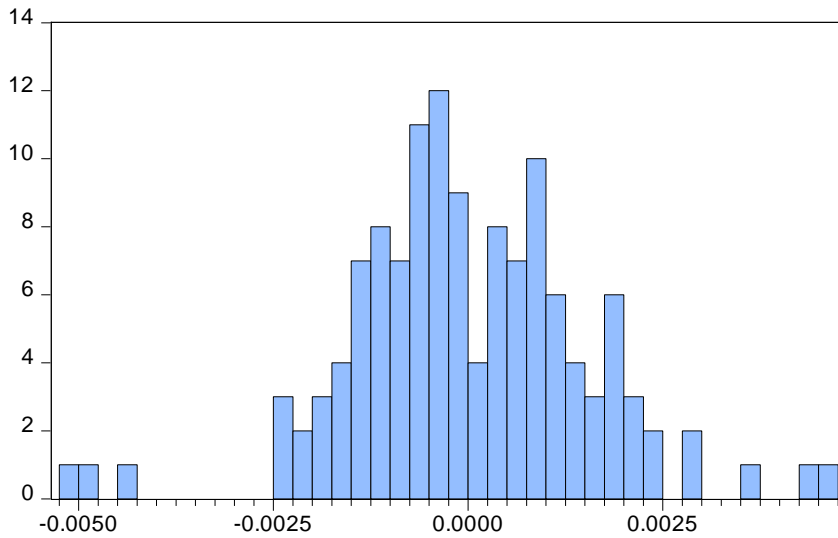
## Anexo B – Testes de Normalidade dos Resíduos Jarque-Bera

### Modelo linear MQO



Series: Residuals	
Sample 28 154	
Observations 127	
Mean	-2.48e-17
Median	0.000170
Maximum	0.005655
Minimum	-0.006882
Std. Dev.	0.001960
Skewness	-0.456832
Kurtosis	5.440465
Jarque-Bera	35.93387
Probability	0.000000

### Modelo não linear TAR selecionado



Series: Residuals	
Sample 28 154	
Observations 127	
Mean	4.07e-17
Median	-0.000126
Maximum	0.004579
Minimum	-0.005006
Std. Dev.	0.001539
Skewness	-0.108028
Kurtosis	4.509996
Jarque-Bera	12.31248
Probability	0.002120



## Anexo C – Testes de Correlação dos Resíduos Breusch-Godfrey

### Modelo linear MQO

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.805333	Prob. F(5,115)	0.1172
Obs*R-squared	9.243063	Prob. Chi-Square(5)	0.0998

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/12/19 Time: 23:29

Sample: 28 154

Included observations: 127

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000418	0.001387	-0.301600	0.7635
SELIC(-1)	-0.130223	0.089057	-1.462247	0.1464
SELIC(-2)	0.122869	0.083246	1.475980	0.1427
DESVIO_IPCA_META	0.041515	0.040677	1.020617	0.3096
HIATO_IBCBR(-1)	-0.005453	0.021886	-0.249169	0.8037
PRIMARIO_EXPECT_ANO1	0.000111	0.000155	0.716888	0.4749
DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1	1.52E-05	3.80E-05	0.400236	0.6897
RESID(-1)	0.241594	0.116598	2.072022	0.0405
RESID(-2)	0.181549	0.109228	1.662109	0.0992
RESID(-3)	0.125101	0.107090	1.168186	0.2451
RESID(-4)	-0.089183	0.107488	-0.829704	0.4084
RESID(-5)	0.065747	0.103482	0.635348	0.5265
R-squared	0.072780	Mean dependent var	-2.48E-17	
Adjusted R-squared	-0.015911	S.D. dependent var	0.001960	
S.E. of regression	0.001976	Akaike info criterion	-9.526170	
Sum squared resid	0.000449	Schwarz criterion	-9.257428	
Log likelihood	616.9118	Hannan-Quinn criter.	-9.416983	
F-statistic	0.820606	Durbin-Watson stat	2.000229	
Prob(F-statistic)	0.619610			

## Modelo não linear TAR selecionado

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.263195	Prob. F(5,107)	0.9322
Obs*R-squared	1.542973	Prob. Chi-Square(5)	0.9081

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/25/19 Time: 22:24

Sample: 28 154

Included observations: 127

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*D...	-0.007782	0.164813	-0.047219	0.9624
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*H...	0.000610	0.037007	0.016483	0.9869
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*P...	-1.38E-05	0.001077	-0.012778	0.9898
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*D...	-8.66E-07	0.000128	-0.006774	0.9946
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	-0.001393	0.099764	-0.013963	0.9889
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	0.002374	0.049346	0.048106	0.9617
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	1.54E-05	0.000779	0.019746	0.9843
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	-3.74E-06	9.55E-05	-0.039139	0.9689
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	-0.001495	0.032962	-0.045349	0.9639
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	-0.001448	0.024896	-0.058150	0.9537
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	-9.97E-06	0.000123	-0.081321	0.9353
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	-2.04E-06	3.49E-05	-0.058363	0.9536
C	5.88E-05	0.001635	0.035999	0.9714
SELIC(-1)	0.006799	0.063895	0.106410	0.9155
SELIC(-2)	-0.006145	0.060402	-0.101744	0.9192
RESID(-1)	0.021257	0.114801	0.185167	0.8534
RESID(-2)	-0.023048	0.106480	-0.216450	0.8290
RESID(-3)	-0.100506	0.099488	-1.010224	0.3147
RESID(-4)	-0.029949	0.103591	-0.289112	0.7731
RESID(-5)	0.016343	0.098987	0.165100	0.8692
R-squared	0.012149	Mean dependent var	4.07E-17	
Adjusted R-squared	-0.163263	S.D. dependent var	0.001539	
S.E. of regression	0.001660	Akaike info criterion	-9.820830	
Sum squared resid	0.000295	Schwarz criterion	-9.372926	
Log likelihood	643.6227	Hannan-Quinn criter.	-9.638852	
F-statistic	0.069262	Durbin-Watson stat	1.985231	
Prob(F-statistic)	1.000000			

## **Anexo D – Teste de Heterocedasticidade dos Resíduos de White**

Modelo linear MQO

## Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	2.147953	Prob. F(27,99)	0.0034
Obs*R-squared	46.91450	Prob. Chi-Square(27)	0.0101
Scaled explained SS	92.99523	Prob. Chi-Square(27)	0.0000

## Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 06/12/19 Time: 23:34

Sample: 28 154

Included observations: 127

HAC standard errors &amp; covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.46E-05	5.06E-05	-1.474491	0.1435
SELIC(-1)^2	0.011782	0.067305	0.175051	0.8614
SELIC(-1)*SELIC(-2)	0.011850	0.124181	0.095426	0.9242
SELIC(-1)*DESVIO_IPCA_META	-0.047097	0.067754	-0.695120	0.4886
SELIC(-1)*HIATO_IBCBR(-1)	0.009231	0.021439	0.430562	0.6677
SELIC(-1)*PRIMARIO_EXPECT_ANO1	-0.000286	0.000215	-1.328787	0.1870
SELIC(-1)*DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1	-0.000156	6.37E-05	-2.444284	0.0163
SELIC(-1)	0.003362	0.001886	1.782466	0.0777
SELIC(-2)^2	-0.022955	0.058256	-0.394035	0.6944
SELIC(-2)*DESVIO_IPCA_META	0.032695	0.060461	0.540760	0.5899
SELIC(-2)*HIATO_IBCBR(-1)	-0.005064	0.017876	-0.283255	0.7776
SELIC(-2)*PRIMARIO_EXPECT_ANO1	0.000261	0.000215	1.216392	0.2267
SELIC(-2)*DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1	0.000142	5.79E-05	2.454872	0.0158
SELIC(-2)	-0.002723	0.001786	-1.523951	0.1307
DESVIO_IPCA_META^2	-0.015939	0.023089	-0.690342	0.4916
DESVIO_IPCA_META*HIATO_IBCBR(-1)	-0.015776	0.014925	-1.056985	0.2931
DESVIO_IPCA_META*PRIMARIO_EX...	2.78E-05	0.000105	0.265442	0.7912
DESVIO_IPCA_META*DIVIDA_LIQ_E...	7.43E-05	4.00E-05	1.859143	0.0660
DESVIO_IPCA_META	-0.001237	0.001064	-1.162836	0.2477
HIATO_IBCBR(-1)^2	0.016914	0.005351	3.161003	0.0021
HIATO_IBCBR(-1)*PRIMARIO_EXPEC...	-0.000159	9.59E-05	-1.662042	0.0997
HIATO_IBCBR(-1)*DIVIDA_LIQ_EXPE...	-2.79E-05	1.60E-05	-1.745776	0.0840
HIATO_IBCBR(-1)	0.001150	0.000738	1.558108	0.1224
PRIMARIO_EXPECT_ANO1^2	-1.12E-06	6.24E-07	-1.799342	0.0750
PRIMARIO_EXPECT_ANO1*DIVIDA_L...	-5.08E-08	1.53E-07	-0.331429	0.7410
PRIMARIO_EXPECT_ANO1	8.07E-06	6.66E-06	1.211710	0.2285
DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1^2	1.12E-09	2.66E-08	0.042072	0.9665
DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1	1.53E-06	2.25E-06	0.679608	0.4983
R-squared	0.369406	Mean dependent var	3.81E-06	
Adjusted R-squared	0.197425	S.D. dependent var	8.06E-06	
S.E. of regression	7.22E-06	Akaike info criterion	-20.64643	
Sum squared resid	5.17E-09	Schwarz criterion	-20.01936	
Log likelihood	1339.048	Hannan-Quinn criter.	-20.39166	
F-statistic	2.147953	Durbin-Watson stat	2.487463	
Prob(F-statistic)	0.003420			

Modelo não linear TAR selecionado

## Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.282810	Prob. F(68,58)	0.1660
Obs*R-squared	76.28083	Prob. Chi-Square(68)	0.2297
Scaled explained SS	104.1168	Prob. Chi-Square(68)	0.0032

## Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 06/28/19 Time: 23:08

Sample: 28 154

Included observations: 127

Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.62E-05	0.000140	0.258701	0.7968
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*D...	0.082788	0.773560	0.107022	0.9151
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*D...	-0.066486	0.193063	-0.344373	0.7318
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*D...	0.003380	0.008413	0.401751	0.6893
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*D...	0.001047	0.004623	0.226472	0.8216
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*D...	0.197077	0.775199	0.254227	0.8002
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*D...	-0.247934	0.871529	-0.284481	0.7771
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*D...	-0.040017	0.152579	-0.262268	0.7940
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*H...	0.003903	0.096459	0.040463	0.9679
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*H...	-0.000787	0.001773	-0.443827	0.6588
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*H...	0.000430	0.002336	0.184063	0.8546
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*H...	-0.049766	0.177508	-0.280361	0.7802
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*H...	0.043637	0.159705	0.273238	0.7856
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*H...	-0.011783	0.070075	-0.168152	0.8670
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*P...	1.17E-05	4.72E-05	0.246926	0.8058
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*P...	2.61E-06	1.81E-05	0.144181	0.8859
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*P...	0.000606	0.005181	0.116885	0.9074
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*P...	-0.000769	0.005495	-0.139928	0.8892
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*P...	-0.000164	0.000794	-0.206646	0.8370
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*D...	-6.53E-07	2.80E-06	-0.233066	0.8165
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*D...	-0.000133	0.000593	-0.223472	0.8240
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*D...	0.000186	0.000650	0.285966	0.7759
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1<36.5)*D...	2.30E-05	9.73E-05	0.236831	0.8136
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	8.002340	3.398062	2.354972	0.0219
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	-14.22458	6.029701	-2.359086	0.0217
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	0.138653	0.059492	2.330640	0.0233
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	-0.036331	0.017127	-2.121241	0.0382
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	5.969547	2.810712	2.123856	0.0380
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	-8.372482	3.796211	-2.205484	0.0314
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	1.141569	0.546110	2.090366	0.0410
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	1.919548	0.796261	2.410701	0.0191
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	-0.152138	0.065282	-2.330479	0.0233
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	-0.004393	0.001455	-3.020252	0.0038
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	-0.301398	0.361577	-0.833566	0.4079
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	-1.264063	0.499305	-2.531644	0.0141
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	0.928199	0.369892	2.509378	0.0149
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	0.000998	0.000441	2.260459	0.0276
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	0.000363	0.000168	2.162567	0.0347
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	-0.064009	0.028652	-2.234014	0.0294
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	0.050554	0.022750	2.222164	0.0302
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	-0.017909	0.008164	-2.193657	0.0323
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=36.5 ...	0.001953	0.000825	2.366611	0.0213

(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	-0.009032	0.020591	-0.438624	0.6626
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	0.026977	0.017402	1.550220	0.1265
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	-0.000134	0.000112	-1.195093	0.2369
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	-2.53E-05	3.56E-05	-0.709059	0.4811
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	-0.043286	0.070154	-0.617014	0.5396
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	0.048648	0.068917	0.705891	0.4831
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	0.001219	0.001387	0.879138	0.3830
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	0.004626	0.006625	0.698274	0.4878
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	-5.59E-06	7.01E-05	-0.079747	0.9367
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	4.53E-06	1.94E-05	0.234158	0.8157
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	-0.054589	0.024455	-2.232199	0.0295
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	0.049572	0.022640	2.189539	0.0326
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	0.000167	0.000950	0.175877	0.8610
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	-2.71E-07	6.08E-07	-0.444682	0.6582
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	-5.04E-07	1.71E-07	-2.946470	0.0046
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	-7.49E-05	0.000251	-0.298442	0.7664
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	8.99E-05	0.000250	0.359362	0.7206
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	2.49E-05	9.35E-06	2.665937	0.0099
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	-9.57E-10	4.92E-08	-0.019469	0.9845
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	-8.88E-06	6.18E-05	-0.143615	0.8863
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	2.99E-05	5.79E-05	0.515949	0.6079
(DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1>=39.19...	-1.02E-06	5.24E-06	-0.194364	0.8466
SELIC(-1)^2	0.015144	0.056270	0.269135	0.7888
SELIC(-1)*SELIC(-2)	-0.024774	0.107350	-0.230776	0.8183
SELIC(-1)	-2.37E-05	0.002189	-0.010838	0.9914
SELIC(-2)^2	0.008534	0.051955	0.164253	0.8701
SELIC(-2)	-0.000759	0.002137	-0.354987	0.7239
<hr/>				
R-squared	0.600636	Mean dependent var	2.35E-06	
Adjusted R-squared	0.132417	S.D. dependent var	4.42E-06	
S.E. of regression	4.12E-06	Akaike info criterion	-21.66066	
Sum squared resid	9.82E-10	Schwarz criterion	-20.11540	
Log likelihood	1444.452	Hannan-Quinn criter.	-21.03284	
F-statistic	1.282810	Durbin-Watson stat	2.468208	
Prob(F-statistic)	0.165970			

## Anexo E – Estatísticas dos Modelos

### Modelo linear MQO

Dependent Variable: SELIC

Method: Least Squares

Date: 06/12/19 Time: 22:45

Sample: 28 154

Included observations: 127

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002213	0.001762	-1.255787	0.2116
SELIC(-1)	1.686597	0.084133	20.04682	0.0000
SELIC(-2)	-0.728514	0.077870	-9.355554	0.0000
DESVIO_IPCA_META	0.125679	0.043568	2.884658	0.0046
HIATO_IBCBR(-1)	0.054959	0.030499	1.802014	0.0741
PRIMARIO_EXPECT_ANO1	0.000529	0.000156	3.385090	0.0010
DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1	0.000115	4.54E-05	2.525092	0.0129
R-squared	0.997085	Mean dependent var	0.121024	
Adjusted R-squared	0.996939	S.D. dependent var	0.036301	
S.E. of regression	0.002008	Akaike info criterion	-9.529346	
Sum squared resid	0.000484	Schwarz criterion	-9.372579	
Log likelihood	612.1134	Hannan-Quinn criter.	-9.465653	
F-statistic	6840.181	Durbin-Watson stat	1.696591	
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	10498.27	
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

## Modelo não linear TAR selecionado

Dependent Variable: SELIC

Method: Discrete Threshold Regression

Date: 06/25/19 Time: 22:09

Sample: 28 154

Included observations: 127

Variable chosen: DIVIDA\_LIQ\_EXPECT\_ANO1

Threshold variables considered: DIVIDA\_LIQ\_EXPECT\_ANO1

DESVIO\_IPCA\_META(-1) PRIMARIO\_EXPECT\_ANO1(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1 < 36.5 -- 26 obs				
DESVIO_IPCA_META	0.092333	0.155274	0.594646	0.5533
HIATO_IBCBR(-1)	0.096553	0.035552	2.715794	0.0077
PRIMARIO_EXPECT_ANO1	-0.001661	0.001049	-1.583458	0.1161
DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1	0.000128	0.000124	1.029606	0.3054
36.5 <= DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1 < 39.199999 -- 19 obs				
DESVIO_IPCA_META	0.434894	0.096564	4.503667	0.0000
HIATO_IBCBR(-1)	-0.162588	0.047601	-3.415661	0.0009
PRIMARIO_EXPECT_ANO1	0.002513	0.000761	3.303359	0.0013
DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1	-0.000242	9.34E-05	-2.594307	0.0107
39.199999 <= DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1 -- 82 obs				
DESVIO_IPCA_META	0.140164	0.031141	4.500908	0.0000
HIATO_IBCBR(-1)	0.027449	0.024383	1.125737	0.2627
PRIMARIO_EXPECT_ANO1	0.000560	0.000115	4.890659	0.0000
DIVIDA_LIQ_EXPECT_ANO1	2.67E-05	3.42E-05	0.780273	0.4369
Non-Threshold Variables				
C	0.002556	0.001603	1.594457	0.1137
SELIC(-1)	1.645358	0.050615	32.50730	0.0000
SELIC(-2)	-0.690001	0.048024	-14.36770	0.0000
R-squared	0.998203	Mean dependent var	0.121024	
Adjusted R-squared	0.997979	S.D. dependent var	0.036301	
S.E. of regression	0.001632	Akaike info criterion	-9.887346	
Sum squared resid	0.000298	Schwarz criterion	-9.551418	
Log likelihood	642.8465	Hannan-Quinn criter.	-9.750863	
F-statistic	4444.331	Durbin-Watson stat	1.923451	
Prob(F-statistic)	0.000000			