

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

RAPHAEL DE ALMEIDA BARBOSA

**AS SURPRESAS NA POLÍTICA MONETÁRIA E SUAS IMPLICAÇÕES NA
ESTRUTURA A TERMO DE JUROS
O CASO BRASILEIRO**

SÃO PAULO
2008

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

RAPHAEL DE ALMEIDA BARBOSA

**AS SURPRESAS NA POLÍTICA MONETÁRIA E SUAS IMPLICAÇÕES NA
ESTRUTURA A TERMO DE JUROS
O CASO BRASILEIRO**

Dissertação apresentada à Escola de
Economia de São Paulo da
Fundação Getúlio Vargas, como
requisito para obtenção do título de
Mestre em Finanças e Economia de
Empresas

Campo de conhecimento:
Economia

Orientador: Prof. Dr. Alkimar Ribeiro Moura

SÃO PAULO
2008

RAPHAEL DE ALMEIDA BARBOSA

Barbosa, Raphael de Almeida.

As Surpresas na Política Monetária e suas Implicações na Estrutura a Termo de Juros – O Caso Brasileiro / Raphael de Almeida Barbosa. – 2008

E43

Orientador: Alkimar Moura Ribeiro

Dissertação (mestrado) – Escola de Economia de São Paulo

RAPHAEL DE ALMEIDA BARBOSA

**AS SURPRESAS NA POLÍTICA MONETÁRIA E SUAS IMPLICAÇÕES NA
ESTRUTURA A TERMO DE JUROS
O CASO BRASILEIRO**

Dissertação apresentada à Escola de
Economia de São Paulo da
Fundação Getúlio Vargas, como
requisito para obtenção do título de
Mestre em Finanças e Economia de
Empresas

Campo de conhecimento:
Economia

Data de Aprovação:

__/__/__

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Alkimar Ribeiro Moura (Orientador)
FGV-EESP

Prof. Dr. Claudio Ribeiro Lucinda
FGV-EESP

Prof. Dr. Simão David Silber
FEA-USP

Resumo

O objetivo do trabalho é estudar a relação entre “surpresas” na política monetária, reveladas pelas mudanças não-esperadas na taxa de juros de curto prazo (Selic) e a estrutura a termo da curva de juros para o caso brasileiro. Será testado o efeito de movimentos não-esperados da política monetária sobre a estrutura a termo de juros, utilizando como medida de surpresa da política monetária o erro de previsão do mercado para a taxa de juros estabelecida pela autoridade monetária.

O trabalho está estruturado em 4 capítulos, além desta introdução. A introdução consiste no detalhamento da importância do problema e como o trabalho está organizado. O capítulo 1 compreende a revisão da literatura em duas partes: a parte 1 realiza uma síntese de alguns trabalhos sobre o tema e a parte subsequente apresenta alguns resultados empíricos já conhecidos. No capítulo 2 será estudado o caso brasileiro, e definida a metodologia e hipóteses analisadas. O terceiro capítulo consiste nas estimações e resultados. Por último, o capítulo 4 disserta a respeito das conclusões obtidas, limitações do trabalho e questões para futuras pesquisas.

Palavras-Chave: Estrutura a Termo de Taxa de Juros (ETTJ). Inflação. Atividade Econômica. Política Monetária. Comitê de Política Monetária (COPOM). *Swap*.

Abstract

The purpose of this dissertation is to study the relationship between the short-term interest rate (Selic) and the term structure through changes in monetary policy for the Brazilian case. It will test the effect of non-expected monetary policy movements (the “surprises”) on the term structure, using as a surprise of monetary policy the market errors in predictions for interest rate set by the monetary authority.

This monograph is divided into 4 sections, besides an introduction. The introduction details the importance of the problem and how the monograph will be organized. Chapter 1 covers the literature review into two parts: part one deal with main theoretical hypothesis to explain the term structure of interest rate and part two reviews the main empirical results to test that hypothesis. Chapter 2 will discuss the methodology and assumptions used to analyze the Brazilian case. The third chapter consists of estimates and results. Finally, Chapter 4 concludes indicating the main findings, as well as the limitations of the present dissertation, and issues for future research.

Keywords: Term Structure of Interest Rates (ETTJ). Inflation. Economic Activity. Monetary Policy. Monetary Policy Committe (COPOM). Swap.

Índice

Introdução	8
1. A Teoria das Expectativas da Taxa de Juros	14
Resultados Empíricos	16
2. Modelo, Metodologia e Dados	25
Surpresa e Impacto da Decisão da Política Monetária sob a Estrutura a termo de juros	30
3. Estimações e Resultados	33
<i>Impacto da Decisão da Política Monetária sobre a Estrutura a termo de juros</i>	33
4. Conclusão	48
Limitações do trabalho	51
Sugestões para Trabalhos futuros	52
5. Anexo	53
Estudo do erro na previsão nos economistas	117
6. Bibliografia	119

Introdução

- *Cenário Macroeconômico*

A economia brasileira sofreu grande mudança no período de 2004 a 2008. Seus indicadores econômicos tiveram relevantes melhoras. Entre essas mudanças, é possível citar a redução do débito externo, o acúmulo de reservas internacionais e a transformação do setor público de devedor para credor em moedas estrangeiras. Toda esta melhora macroeconômica refletiu-se em um grande fluxo de capital estrangeiro para o país.

Com a persistência do ajustamento fiscal, isto é, manutenção de superávits primários robustos por um número considerável de anos, foi possível consolidar a confiança entre os investidores. Isso ajudou a reduzir as taxas de juros e permitiu uma diminuição significativa das despesas financeiras do governo e do déficit público, gerando, em consequência, uma trajetória declinante da relação Dívida pública/PIB. Esta queda viabilizou, pelo efeito benéfico desse processo sobre a carga de juros, novas reduções do coeficiente Juros/PIB.

O real se valorizou fortemente frente ao dólar desde 2004, o risco país também vem renovando suas mínimas históricas¹ (145 pontos em Maio de 2007), partindo de 501 no começo de 2004 para 305 em Setembro de 2008. Com a melhora na estabilidade macroeconômica, as taxas de inflação foram reduzidas e a renda per capita sofreu elevação.

¹ Os dados de risco país são os fechamentos de cada mês.

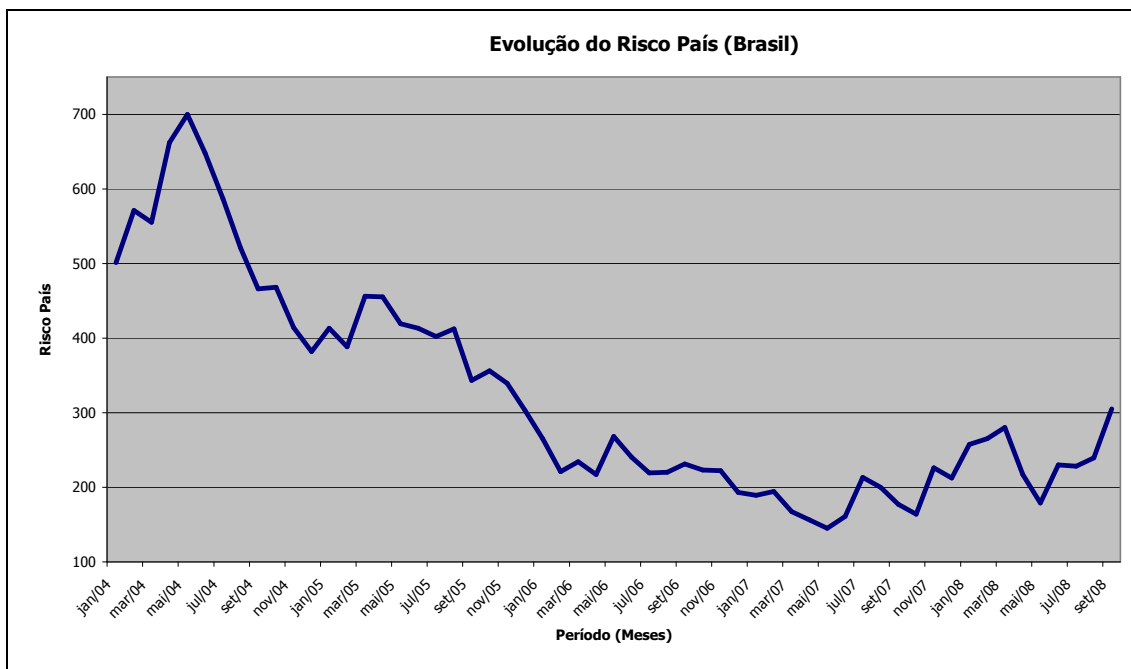


Gráfico 1.1 – Evolução do risco país brasileiro.

Fonte: extraído da base de dados da Bloomberg.

Durante todo este período o Brasil cresceu, devido à uma política adotada pelo governo, mas sobretudo em razão do desempenho favorável da economia mundial². Ainda assim, as taxas reais e nominais de juros são relativamente altas e a carga tributária pode ser considerada abusiva. Mesmo com um real valorizado, em 2008 as exportações atingiram US\$ 197,94 bilhões (atualmente o país está entre os 25 maiores exportadores do mundo de acordo com a OMC), importações de US\$ 173,21 bilhões e um saldo comercial de US\$ 24,735 bilhões. No período anterior à atual crise econômica, o Brasil figurava como um país com grande potencial de crescimento e mercado consumidor, assim como a Índia, Rússia e China.

Até o terceiro trimestre de 2008, o Brasil vinha apresentando um crescimento considerável, interrompido pela crise financeira internacional a partir de Outubro daquele

² De 2004 a 2007 a economia mundial passou por um crescimento intenso, com taxas de quase 5%, com a participação de muitos países. A União Européia registrou 2,4% de crescimento médio. Na Alemanha, onde a economia avançou em média 1,8% no período, alguns jornalistas proclamaram um novo milagre econômico.

ano. No entanto, para os dados globais de 2008, a economia avançou consideravelmente em relação ao ano anterior (projeções³ de 4,80 % de PIB no ano de 2008).

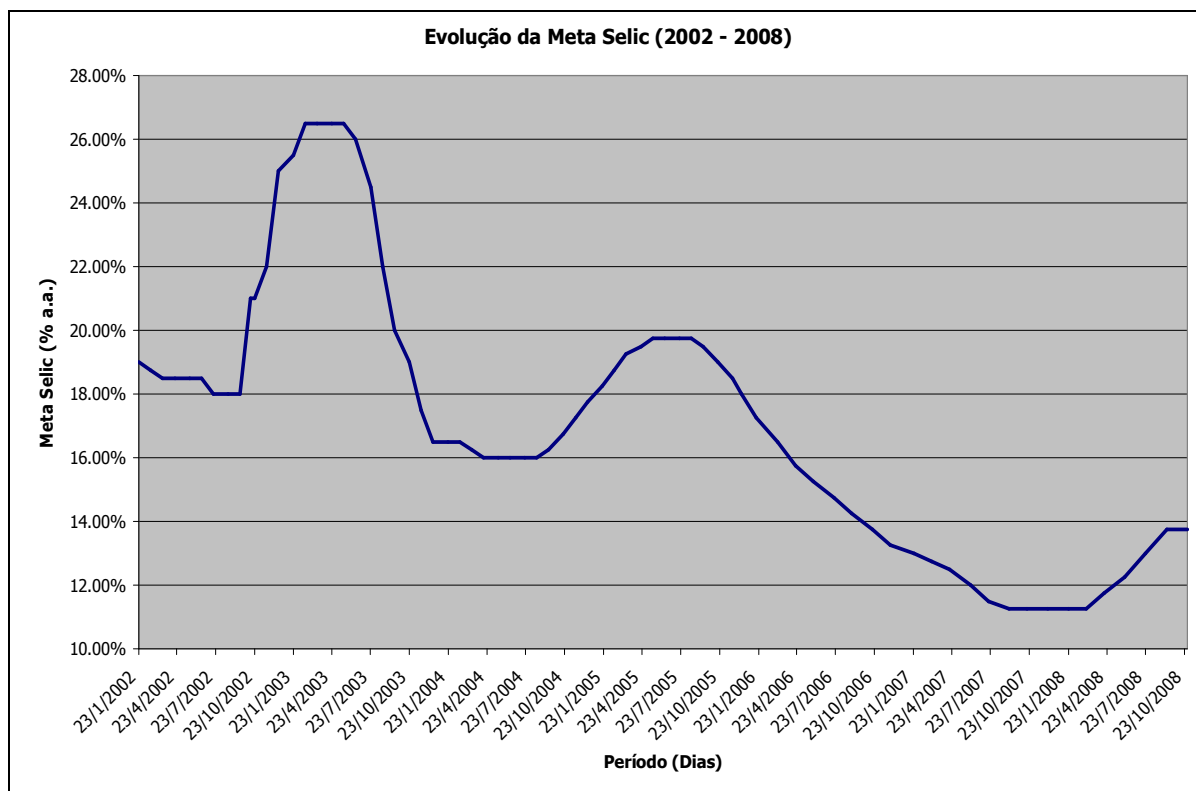


Gráfico 1.2 – Evolução da Meta Selic no período de 2002 a outubro de 2008.

Fonte: extraído de <http://www.bcb.gov.br/>

No que concerne a dívida pública, pode-se dizer que, para um País caracterizado por muitos anos por ter uma dívida pública crescente; com taxas de juros muito elevadas; fortemente suscetível ao impacto dos juros do overnight, e concentrada no curto prazo, o Brasil está caminhando gradualmente no sentido de ter uma estrutura de dívida mais madura. Além de ter uma dívida pública declinante, exibe taxas de juros reais menores que no passado; tem uma dívida menos ligada aos juros da Selic, e vem progressivamente alongando a maturidade dos vencimentos dos papéis.

Por último, a política monetária do Banco Central através do regime de metas de inflação aumentou a previsibilidade dos preços, o que contribuiu para a estabilidade

³ Projeções obtidas na pesquisa Focus de 05/09/2008 publicada no site do Banco Central: <http://www.bcb.gov.br/>

macroeconômica observada no período. O aumento da credibilidade do Banco Central aliado à sua capacidade de afetar a demanda agregada da economia através da sua influência sobre a ETTJ foi de fundamental importância para a boa condução da política monetária no Brasil.

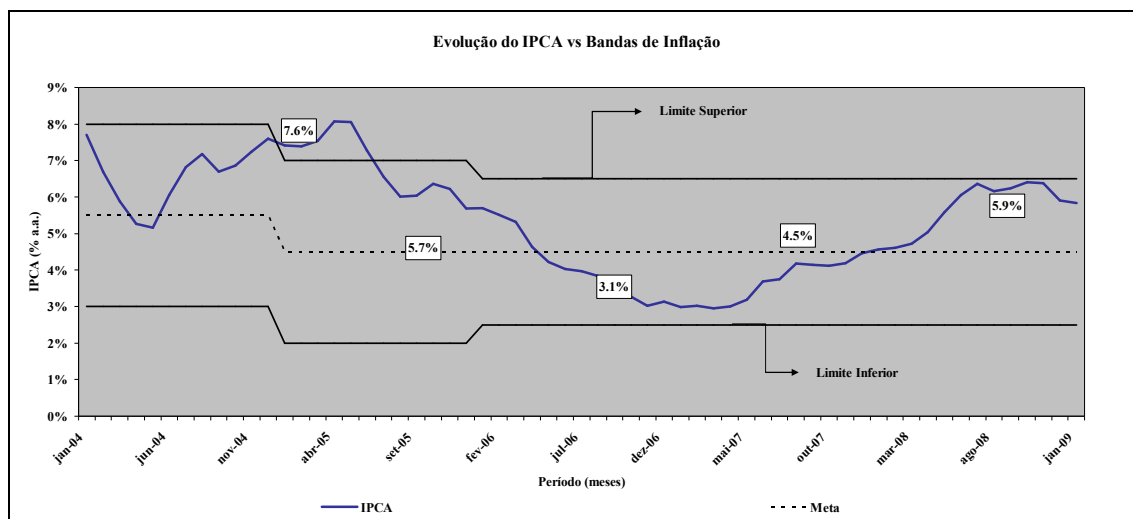


Gráfico 1.3 – Evolução do IPCA e Bandas da Inflação.

Fonte: extraído de <http://www.bcb.gov.br/> e <http://www.ibge.gov.br/>

De acordo com o presidente do banco central do Brasil, Henrique Meirelles, “O sistema de meta de inflação é uma experiência bem sucedida no Brasil. É um sistema que se mostrou eficiente não só em economias com um histórico de estabilidade, mas particularmente naqueles países que passavam por um processo de estabilização, como o Brasil. Neste período, o PIB cresceu a uma taxa média de 3,45% versus pouco mais de 2% nas duas décadas anteriores, a inflação consolidou-se em patamares civilizados e o câmbio flutuante, combinado com o regime de metas, permitiu a acumulação de 200 bilhões de dólares em reservas internacionais”.⁴

- Importância da Política Monetária

De acordo com Souza Filho, E. T. A. (2006), “A análise do impacto da política monetária na estrutura a termo de juros é uma das questões fundamentais para a avaliação da eficácia da principal ferramenta utilizada pelos Bancos Centrais para a condução da política

⁴ Entrevista dada à revista Exame em 05/02/2009.

monetária”. O mesmo trabalho cita a seguinte observação de um membro da Junta de Governadores do Federal Reserve System dos Estados Unidos da América, Kevin M. Warsh⁵, “as informações contidas nos preços dos ativos, principalmente nas curvas de juros de mercado, são claramente muito importantes para a boa condução monetária, pois contém elementos preciosos do ponto de vista de expectativas dos agentes e, portanto, devem ser levadas em consideração pela autoridade quando da tomada de suas decisões. A boa comunicação dos bancos centrais com o mercado possibilita ainda uma melhor interpretação dos sinais emitidos pelos preços dos ativos financeiros”.

No caso brasileiro, supõe-se que a curva de juros seja influenciada de forma significativa pelas decisões que ocorrem nas reuniões do Comitê de Política Monetária (COPOM) e suas decisões da taxa-meta para a taxa de juros de curto prazo, a Selic. Alves, D. C.O. e Sekkel, R. (2006), bem como Fleming, M.J., e Remolona, E. (1997) mostram que, nos dias que antecedem o anúncio de decisões sob política monetária, ocorre grande volatilidade no mercado de juros do Brasil e Estados Unidos, respectivamente.

A eficácia da política monetária é demonstrada, entre outros impactos, pelo seu poder de influenciar a curva de juros futuros através da taxa de juros de curto prazo (Selic) e nos movimentos da estrutura a termo da curva de juros (ETTJ).

Nesse sentido, uma mudança na taxa de juro de curto prazo, que visa alcançar a meta operacional estabelecida pela política monetária, somente afetará as decisões da demanda agregada se a estrutura a termo da taxa de juros de longo prazo for afetada. Claramente, se por um lado, o uso da taxa de juros como instrumento de ação do Banco Central reduz a importância da demanda por moeda na transmissão de ações de políticas monetárias para a economia real, por outro lado, esse tipo de política amplifica o papel desempenhado pela estrutura a termo da taxa de juros de longo prazo, o qual depende da condução da política monetária.

O objetivo do trabalho é estudar a relação entre as mudanças não-esperadas (“surpresas”) na taxa de juros de curto prazo (Selic) e seus possíveis efeitos na estrutura a

⁵ Remarks by Governor Kevin M. Warsh at the New York Stock Exchange, New York, NY. November 21, 2006, extraído de <http://www.federalreserve.com/>

termo da curva de juros. Será testado o efeito de movimentos não-esperados da política monetária sobre a ETTJ, utilizando como medida de surpresa da política monetária o erro de previsão do mercado para a taxa de juros estabelecida pela autoridade monetária.

O trabalho está estruturado em 4 capítulos, além desta introdução. A introdução consiste no detalhamento da importância do problema e como o trabalho está organizado. O capítulo 1 compreende a revisão da literatura em duas partes: a parte 1 discute a principal hipótese teórica que explica a ETTJ e a parte subsequente faz uma revisão de alguns resultados empíricos já conhecidos sobre o tema. No capítulo 2 será definido o modelo a ser testado, a metodologia a ser utilizada, as hipóteses a serem estudadas e os dados para serem aplicados para o caso brasileiro. O terceiro capítulo consiste nas estimações e resultados. Por último, o capítulo 4 apresenta as conclusões obtidas, as limitações do trabalho e as questões propostas para pesquisas futuras.

1. A Teoria das Expectativas da Taxa de Juros

Uma das teorias comumente usadas na literatura econômica para explicar a ETTJ é através da teoria da expectativa da taxa de juros, que é dividida em duas hipóteses: a hipótese das expectativas puras e a hipótese da liquidez.

Utilizando o desenvolvimento formulado no artigo de Triches, D e Caldart, W. L. (2005) tem-se que a teoria da expectativa pura sustenta que a taxa de juros futura representa exclusivamente a taxa de juros esperada. Desse modo, a estrutura a termo de um determinado período reflete as expectativas correntes do mercado de um conjunto de taxas de juros de curto prazo futuras. Isto é, a taxa de juros de longo prazo corresponde à média da taxa de juros de curto prazo corrente e das taxas de juros de curto prazo futuras esperadas no horizonte de $n -$ períodos.

Portanto, utilizando a notação de $i_{n,t}$ para o rendimento nominal de maturidade de um título descontado $n -$ períodos no tempo t e i_t é taxa de um período, então a hipótese de expectativas puras com ausência de incerteza implica que:

$$(1 + i_{n,t})^n = \prod_{i=0}^{n-1} (1 + i_{t+1}) \quad (1)$$

Esta condição indica que o rendimento de cada período de um título de $n -$ períodos é o mesmo obtido da somatória de títulos de um período. Aplicando o logaritmo em ambos os lados da equação (1) e usando a notação de que $\ln(1 + x) \cong x$, tem-se:

$$i_{n,t} = \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} i_{t+1} \quad (2)$$

Dessa forma, um título de $n -$ períodos torna-se um título de $(n-1)$ períodos, após um intervalo de tempo. A partir das relações de logaritmo é possível concluir que:

$$i_{n,t} = \frac{1}{n}i_t + \frac{n-1}{n}i_{n-1,t+1} \quad (3)$$

Todavia, para analisar as questões básicas que envolvem a estrutura do termo da taxa de juros e o papel da política monetária, pode-se considerar apenas a taxa de juros de um e dois períodos. Assim, definindo $I_t = i_{2,t}$, ou seja, taxa de juros de dois períodos ou de longo prazo, então, a equação da estrutura do termo, por aproximação, torna-se:

$$I_t = \frac{1}{2}(i_t + E_t i_{t+1}) \quad (4)$$

A implicação crucial da relação (4) para política monetária é que a estrutura atual da taxa de juros depende da taxa de juros corrente de curto prazo e das expectativas do mercado sobre a taxa de juros de curto prazo no futuro. Assim sendo, a equação (4) pode ser empiricamente testável. Para isso, subtraindo-se i_t de ambos os lados, a equação pode ser reescrita como:

$$I_t - i_t = \frac{1}{2}(E_t i_{t+1} - i_t) \quad (5)$$

Desse modo, se a taxa corrente de dois períodos ou de longo prazo é maior do que a taxa de um período $I_t - i_t > 0$ ou $(E_t i_{t+1} > i_t)$, os agentes econômicos devem esperar um aumento na taxa de juros de um período no futuro e vice-versa. Além disso, como é sempre possível escrever $i_{t+1} = E_t i_{t+1} + (i_{t+1} - E_t i_{t+1})$, então, segue que $\frac{1}{2}(i_{t+1} - i_t) = I_t - i_t + \frac{1}{2}(i_{t+1} - E_t i_{t+1})$ ou ainda:

$$\frac{1}{2}(i_{t+1} - i_t) = \alpha + \beta(I_t - i_t) + \theta_{t+1} \quad (6)$$

Onde $\alpha = 0$, $\beta = 1$ e $\theta_{t+1} = \frac{1}{2}(i_{t+1} - E_t i_{t+1})$ é o erro de previsão feito pelo setor privado sobre a taxa de juros de curto prazo no futuro. Dentro da hipótese de expectativas

racionais θ_{t+1} não será correlacionado com as informações disponíveis no tempo t , logo, a equação (6) pode ser estimada de forma consistente pelo método de mínimos quadrados. Em geral, pela teoria das expectativas, deve-se rejeitar a hipótese conjuntamente de que $\alpha = 0$ e $\beta = 1$. Os valores de β tendem a ser menores do que a unidade. As relações observadas entre a taxa de curto e de longo prazo descrevem a maneira pelas quais as taxas de juros reagem à política monetária e à forma como essa política é conduzida.

Ainda segundo artigo de Triches, D e Caldart, W. L, (2005):

Por fim, a teoria da liquidez da estrutura a termo de taxa de juros considera que há riscos associados com o investimento em ativos financeiros. Isso ocorre porque existe incerteza sobre o retorno de um título com a maturidade superior a um período. A incerteza sobre o retorno aumenta sistematicamente com maturidade do título. Então, os títulos de longa maturação serão demandados se a taxa de longo prazo for maior do que a média das taxas de juros futuras acrescida por um prêmio de risco. Isso significa que a taxa de juros de longo prazo deveria refletir a expectativa de taxa de juros e o prêmio de liquidez.

Esse fato pode, portanto, ser captado por θ_{t+1} ou o erro de previsão feito pelo setor privado sobre a taxa de juros de curto prazo no futuro da equação (6).

Resultados Empíricos

Este item será dividido em três partes. A primeira parte sintetiza alguns trabalhos que analisam as mudanças da estrutura a termo em função de movimentos de taxa de juros de curto prazo. A segunda parte comenta alguns trabalhos que modelam a ETTJ através de três componentes principais: nível, inclinação e curvatura. A terceira refere-se a trabalhos que tentam relacionar mudanças na estrutura a termo de juros e a surpresa que decisões de política monetária causam no mercado.

- Análise dos movimentos da Estrutura a Termo de Juros

Litterman, R. e Scheinkman, J. (1991) utilizam em seu artigo um método empírico de pesquisa para determinar os fatores comuns que afetam os retornos das *Treasuries*, isto é, quais são os fatores responsáveis para a modificação dos *yields* destes títulos. A sua análise sugere que a maior parte da variação nos retornos de ativos de renda fixa é explicada por três fatores da curva de juros que ele chama de nível, inclinação e curvatura. A importância de sua análise é vital para o *hedging* de posições de investidores.

No artigo de Christiano, L., Eichenbaum, M., e Evans, C., (1996a) é analisado o impacto do choque da política monetária na economia norte-americana. Estes choques estão associados a três fatores: i) uma queda nos diversos agregados monetários bem como um aumento nominal nas taxas dos Fed Funds, ii) um declínio nas diferentes medidas de atividade, iii) um acentuado declínio nos preços das commodities assim como um declínio no deflator do PIB.

O artigo de Wu, T. (2001) examina a importância de vários choques macroeconômicos nos movimentos da estrutura a termo da taxa de juros nominal de *bonds* nos Estados Unidos do pós-guerra, bem como dos canais através dos quais estes choques influenciam a curva de juros. É utilizado um modelo com seis variáveis (produção industrial, *payroll*, consumo pessoal, agregado monetário, *Fed Funds Rate* e preço de commodity) para a análise dos movimentos da ETTJ. O autor conclui que a política monetária tem um grande efeito, apesar de transitório, nas taxas dos *bonds* através da mudança na curvatura da curva de juros. Os choques de oferta agregada do setor privado possuem um efeito mais persistente no nível da curva, mas efeito insignificante na curvatura da taxa de juros.

O artigo de Evans, C.L. e Marshall, D.A. (1998) explora como impulsos exógenos de política monetária afetam a curva de juros nominal para *risk-free bonds*. São utilizadas três estratégias diferentes para a análise do problema: é utilizada a estratégia de Christiano, L., Eichenbaum, M., e Evans, C., (1996a, b), a identificação não-recursiva utilizada por Sims, C. e Zha, T. (1995a) e por último, o método de Gali, J. (1992) que utiliza restrições de longo prazo como parte do modelo. Estes três métodos distintos permitem concluir que uma

política monetária restritiva induz variações de curto prazo na estrutura a termo de juros. Esta resposta perde significância quanto mais longa for a maturidade das taxas; isto é, curvas de longo prazo não são afetadas por estes choques.

Em outro artigo, Wu, T. (2003) estuda a relação empírica entre movimentos de curvatura na estrutura a termo da taxa nominal de juros e os choques devidos à política monetária nos Estados Unidos a partir de 1982. O autor também estima a regra de Taylor, usando o método dos momentos generalizados (GMM) e utiliza os resíduos como uma segunda medida para uma política monetária não-sistemática. Os resultados do estudo das correlações sugerem que existe uma forte correlação entre a curvatura da estrutura a termo com os choques de política monetária. Por outro lado, os choques de política monetária explicam a maior parte da variabilidade da curvatura da estrutura a termo da curva de juros.

O artigo de Ang, A., e Piazzesi, M. (2003) introduz dois fatores macroeconômicos observáveis para o modelo de estrutura a termo da curva de juros. O primeiro fator é um componente extraído do setor real da economia e o segundo é extraído de índice de preços. Neste artigo, os autores sugerem que 85% da variação das taxas dos *bonds* são explicados por estes fatores. Também se conclui que os modelos que incorporam fatores macroeconômicos possuem maior grau de previsão, quando comparados a modelos tradicionais de estrutura a termo que utilizam apenas fatores não-observáveis. Por conseguinte, é obtida a conclusão que fatores macroeconômicos explicam os movimentos no início e meio da curva de juros, enquanto os fatores não-observáveis ainda são responsáveis pelo maior movimento da curva de juros de prazos mais longos.

A seguir, serão analisadas algumas pesquisas que tratam do caso brasileiro. O artigo de Alves, D. C.O. e Sekkel, R. (2006), utiliza uma aproximação da função de reação da política monetária através de um modelo autoregressivo near-VAR conforme o esquema proposto por Cristiano et. al. (1996 - 1999). Os resultados se assemelham aqueles encontrados para a economia americana: choques de política monetária tornam a estrutura a termo menos inclinada. Também foi estudada a importância dos demais choques macroeconômicos, tais como de produto, inflação e risco para a dinâmica das taxas de juros brasileiras.

Triches, D. e Caldart, W. L. (2005) investigam as teorias da estrutura a termo e a causalidade das taxas de juros da economia brasileira no período de setembro de 1999 a setembro de 2004. Os resultados econométricos indicam que não é possível aceitar o pressuposto básico da teoria das expectativas puras da estrutura a termo da taxa de juros, ou seja, de que a taxa de juros de longo prazo corresponde à média da taxa de juros de curto prazo corrente e das taxas de juros de curto prazo futuras esperadas no horizonte de n – períodos. As taxas de juros de curto e de longo prazo apresentam raiz unitária e são estacionárias na primeira diferença. Quanto à aplicação de causalidade, concluiu-se que a hipótese de que as taxas de juros de contratos futuros não causam, no sentido de Granger, as taxas de juros de curto prazo, não pode ser corroborada. Esse fato sugere que a política de meta de taxa de juros de curto prazo adotada pelo Banco Central segue as expectativas formadas pelo mercado. Assim, o comportamento das taxas de juros de curto prazo esperadas no futuro tende a ser explicado muito mais pelos fundamentos macroeconômicos e por choques externos do que pelos movimentos da taxa de juros nominal de curto prazo.

- Modelo de Nível e Inclinação

Para os Estados Unidos, no caso da estrutura a termo de juros, os diversos resultados da literatura sobre o tema encontram três componentes (nível, inclinação e curvatura) que explicam em média entre 95% e 98% da variabilidade das taxas de juros para diferentes vencimentos na estrutura a termo. A partir do comportamento gráfico das cargas dos fatores encontrados em seu estudo, Litterman, R. e Scheinkman, J. (1991) definiram os três principais fatores que afetam a variação nos retornos dos títulos de renda fixa como nível, inclinação e curvatura. Basicamente, estes três fatores comuns respondem por 98% da variabilidade dos retornos de títulos norte-americanos. A amostra consistiu de títulos com cupom de diferentes maturidades. Eles mostraram, porém, como aplicar a metodologia a instrumentos mais complexos, bastando, para isso, transformá-los em funções dos títulos de cupom zero. A interpretação dos resultados indicou que os fatores são responsáveis por movimentos no nível, na inclinação e na curvatura da curva de juros. Ainda de acordo com Litterman, R. e Scheinkman, J. (1991), a ETTJ é explicada em 89,5%, apenas pelo fator nível.

A mesma técnica foi utilizada por Knex, P.; Litterman, R. e Scheinkman, J. (1994) para examinar taxas de juros de curto prazo para instrumentos financeiros mais complexos. Neste estudo, porém, os autores chegaram à conclusão que foram necessários quatro fatores para explicar de forma consistente a variação no retorno das carteiras utilizadas. A diferença em relação ao estudo anterior é atribuída à variedade e complexidade dos títulos utilizados (Notas do Tesouro, *commercial papers*, *repurchase agreements*, entre outros).

Da mesma forma que no artigo anterior, o primeiro e segundo fator corresponde às mudanças de nível e inclinação da curva de juros. O terceiro fator, por sua vez, explica mudanças uniformes das taxas dos instrumentos privados em relação aos títulos emitidos pelo tesouro norte-americano, capturando, dessa forma, uma parcela do risco de crédito. O quarto fator está relacionado aos movimentos relativos entre os *commercial papers* e os demais títulos privados. A conclusão é a de que a inclusão de títulos de natureza diferente adiciona novos riscos (como o de crédito, por exemplo), tornando necessária a reavaliação da quantidade de fatores explicativos.

Assim, segundo Martellini, L.; Priaulet, P. e Priaulet, S. (2003), os três componentes principais podem ser definidos como:

1. Nível: expressa os movimentos paralelos na estrutura a termo de juros, ou seja, choques aleatórios neste fator proporcionam variação semelhante nos diversos vencimentos, podendo ser interpretada como uma taxa média entre vencimentos curtos e longos.
2. Inclinação: quando a estrutura a termo de juros sofre um choque positivo, a taxa de curto prazo deve aumentar e a taxa de longo prazo diminuir, ou seja, é um fator distinto para vencimentos curtos e longos associado com a oscilação da inclinação da estrutura a termo.
3. Curvatura: choques positivos neste fator representam um aumento nas taxas de curto e longo prazo e redução nas taxas de prazos

intermediários, sendo então um fator que está associado à concavidade/convexidade da curva de juros.

Para o Brasil, Silveira, G. e Bessada, O. (2003) aplicaram a metodologia em contratos de DI Futuro e em taxas prefixadas implícitas de *swap*. Os autores identificaram três fatores que explicam a maior parte da variabilidade do movimento da curva de juros. Sua interpretação foi idêntica à de estudos anteriores, correspondendo ao nível, à inclinação e à curvatura da estrutura a termo de juros. Adicionalmente, com o intuito de explicar o formato da estrutura a termo, foi feita uma análise da conjuntura econômica da época à qual os dados se referiam.

Varga, G. e Valli, M. (2001) também comprovaram que o comportamento da estrutura a termo brasileira é muito semelhante ao norte-americano. Novamente utilizando taxas prefixadas implícitas em *swaps*, obtiveram o perfil dos fatores e concluíram mais uma vez que três componentes principais são suficientes. Adicionalmente, realizaram uma comparação entre a técnica de imunização por *duration* em relação a que utiliza o modelo de três fatores. A comparação foi feita utilizando uma carteira arbitrária com posições em títulos do tipo *zero coupon* vendidas no curto prazo e compradas no longo prazo.

Para Bressan, A. A.; Alves, R. A.; Caetano, R. A. e Iquiapaza, R. A. (2007), a estrutura a termo de juros brasileira pode ser descrita pelo comportamento das variações com o conjunto dos seguintes fatores: nível, inclinação e curvatura que explicam aproximadamente 94% da variação nas taxas de juros para diferentes vencimentos da estrutura a termo formada pelas Letras do Tesouro Nacional no período analisado de 02 de Janeiro de 2001 a 09 de Abril de 2007.

Por conseguinte, é possível concluir que, através destes três componentes, tanto a curva dos EUA, bem como da estrutura a termo da curva de juros do Brasil é explicada de forma satisfatória. No entanto, o modelo que será utilizado neste presente trabalho conterà apenas as componentes de nível e inclinação. Supõe-se que o poder explicativo do modelo utilizado nessa dissertação não deve perder poder de significância por ter uma variável a menos, dado que os fatores nível e inclinação explicam mais de 90% de todos os movimentos da ETTJ.

- Surpresa da Política Monetária

Um dos primeiros artigos a analisar a reação do mercado perante as ações de políticas monetárias foi realizado por Cook, T., e Hahn, T. (1989), os quais examinaram a mudança das taxas nos títulos como resposta a uma mudança na taxa de juros de curto prazo do Fed Funds para o período de 1974 a 1979. A metodologia consistiu em regredir a mudança em títulos (*bill, notes e bonds*) para mudanças na meta do Fed Funds, para uma amostra de 75 dias em que o Fed mudou sua taxa básica. A resposta para a contração da política monetária foi significativa para todas as maturidades analisadas, mas menos importante para maturidades mais longas: um ponto percentual de aumento na taxa básica do Fed Funds leva a um aumento de 55 *basis points* na *T-bill* de três meses, mas apenas 10 *basis points* de aumento para um título de 30 anos.

O artigo de Kuttner, N. K. (2000) tem como objetivo estimar o efeito de mudanças na política monetária do Federal Reserve e sua influência na estrutura a termo de juros em virtude de mudanças antecipadas e não antecipadas da meta da taxa básica da economia. O mais importante resultado deste artigo consiste na descoberta de forte relação entre a surpresa da política monetária e mudanças na estrutura a termo de juros (futuros de Fed Funds). Também deve ser ressaltado o resultado indicando que a surpresa da política monetária tem pouco impacto nas expectativas de futuras ações de política monetária do Banco Central, o que explica a falha na hipótese de expectativas na curva longa. Isto é, este é o motivo que o autor encontra para explicar porque a política monetária possui baixa influência para alterar a parte longa da ETTJ.

São analisadas as mudanças que a meta do Fed Funds impacta para os seguintes períodos de futuros de Fed Funds: 3 meses, 6 meses, 12 meses, 2, 5, 10 e 30 anos nos Fed Futures. Basicamente, é analisada a regressão da variação dos futuros de Fed Funds na variação da meta do Fed Funds:

$$\Delta R = \alpha + \beta \cdot \Delta r + \varepsilon \quad (7)$$

Onde, ΔR é a variação do futuro de Fed Fund, α é o intercepto da regressão, β é o coeficiente da variação do Fed Fund meta (Δr), e ε é o erro da regressão.

Roley, V. V. e Sellon, G. H. Jr. (2008) examinam a relação entre política monetária e estrutura a termo de juros. Utilizando uma metodologia que enfatiza a expectativa do mercado com relação às ações futuras da política monetária, o artigo conclui que a relação da ação da política monetária bem como da estrutura a termo é função de ciclos de economia assim como da maneira que os participantes do mercado alteram sua percepção da persistência das ações da política monetária. Dessa forma, foi analisada a variação da estrutura a termo dos títulos norte-americanos um dia antes e um dia após mudanças na política monetária realizada pelo Comitê de Mercado Aberto do Federal Reserve Board (FOMC).

Para o caso brasileiro, Tabak, B. M. (2003) analisa a influência da política monetária na estrutura a termo de curva de juros ao estimar o efeito advindo de mudanças de política monetária na taxa de juros de curto prazo decidida nas reuniões do COPOM. O artigo busca examinar se existem surpresas significativas na política monetária ao estudar as relações entre as mudanças na taxa básica oficial (Selic) e a estrutura a termo de juros. Além disto, o artigo procura analisar se a introdução do regime de câmbio livre e do sistema de metas de inflação aumentou o componente da surpresa ao longo da estrutura a termo de juros brasileiro.

A estrutura a termo de juros utilizada é obtida utilizando *swaps* Cdi/Pré utilizando maturidades de 6, 12 e 24 meses. Foi utilizada a seguinte regressão para analisar se existe surpresa com mudanças na meta da Selic:

$$\Delta R_t = \alpha + \beta \cdot \Delta Target_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

Onde, ΔR_t representa as mudanças na estrutura a termo de juros e $\Delta Target_t$ são as mudanças na meta da Selic. O parâmetro β mede se existe surpresa na estrutura a termo de juros para o *swap* analisado. Se a mudança na política monetária é inteiramente antecipada pelo mercado, este coeficiente deve ser igual a zero (ou possuir estatística insignificante).

O artigo conclui que, de forma geral, a estrutura a termo de juros não responde inteiramente às mudanças de política monetária. Duas explicações possíveis são: parte da surpresa da política monetária é absorvida em mudanças no câmbio flutuante (para o período em que o mesmo é “flutuante”) e para o fato de que o regime de metas de inflação ter uma estrutura mais clara e transparente.

Vieira, R. C. G. e Gonçalves, C. E. S. (2008) estudaram os impactos da política monetária nas variáveis reais da economia brasileira, através da análise do efeito de movimentos não-esperados da política monetária sobre a atividade econômica e o desemprego. Como medida de surpresa da política monetária, foi utilizado o erro de previsão do mercado para a taxa de juros estabelecida pela autoridade monetária. Os resultados encontrados indicaram que a parte não-esperada da taxa de juros afeta o comportamento de variáveis como desemprego e atividade industrial, em concordância com o explicitado em nível teórico. Além disso, as estimações mostram que o efeito da parte não-esperada da mudança de política monetária é quantitativamente mais relevante do que o da parte esperada.

2. Modelo, Metodologia e Dados

A estrutura a termo utilizada será construída a partir dos *swaps* Cdi/Pré do mercado futuro de juros⁶. Utilizarei maturidades de 1, 3, 6 e 12 meses durante o período de Janeiro de 2004 à Setembro de 2008.

Apesar de alguns modelos da literatura de referência utilizar taxas dos títulos do governo americano como estrutura a termo da curva de juros, será tomado como *proxy* do mercado de títulos o mercado de *swap* de juros futuros, assim como é feito no artigo de Triches, D. e Caldart, W. L. (2005). No Brasil, como se sabe, o mercado de títulos públicos pré-fixados não possui negociações com títulos em diversos prazos como é no caso do mercado americano, além de não possuir liquidez em todos os ativos. Por outro lado, o mercado de juros futuro possui grande grau de associação com os títulos públicos no mercado brasileiro, além de possuir liquidez e vencimentos para boa parte dos vértices da estrutura a termo.

A diferença de taxa entre os títulos públicos brasileiros e o *swap* pré reside na diferença Cdi/Selic (denotado no texto como descolamento Cdi/Selic), que representa o prêmio que o mercado exige para ter o papel em detrimento do derivativo. Dado que o descolamento Cdi/Selic tem uma média história de seis pontos percentuais (0,06%) conforme mostra o Gráfico 2.1, podemos considerar que o mercado de Cdi *over* acompanha o mercado de Selic *over*, e a diferença entre os riscos de créditos no mercado de *swap* de juros futuros e mercado de títulos públicos é historicamente baixo.

⁶ Todos os *swaps* analisados são os ajustes de fechamento do pregão da BM&F.

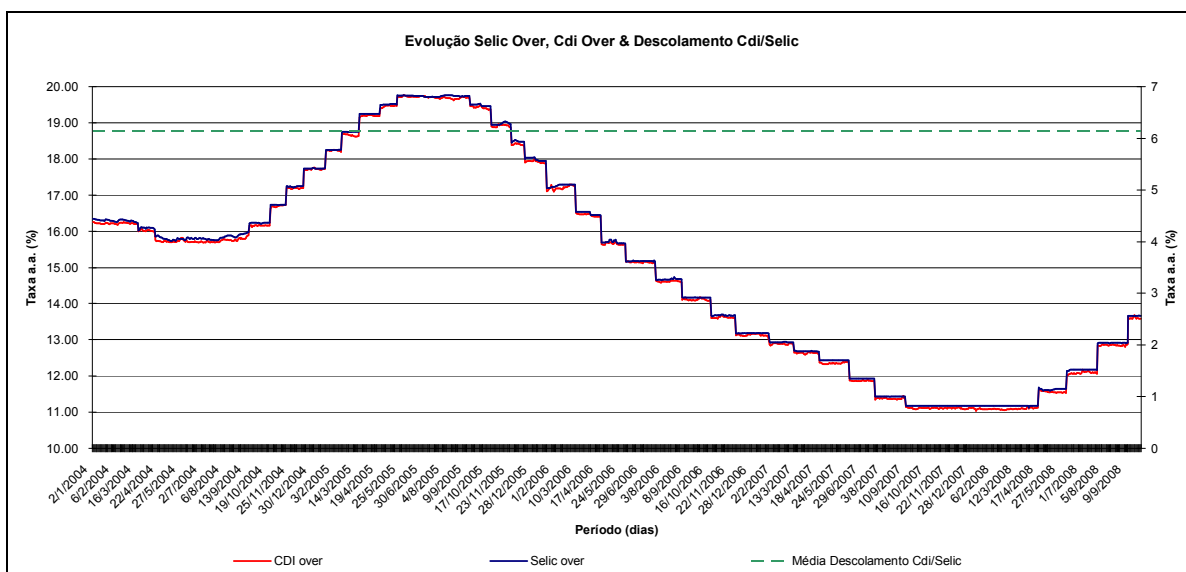


Gráfico 2.1 – Evolução da Selic *over*, Cdi *over* e do Descolamento Cdi/Selic.

Fonte: extraído de <http://www.cetip.com.br/>

No entanto, o mercado de *swap* de juros futuros implica o pagamento de ajustes e margem de garantia à BM&F; o que poderia ser um fator de distorção entre estes dois mercados. Contudo, como pode ser observado pelos volumes financeiros negociados (Gráfico 2.2), o mercado de *swap* de juros futuro é muito mais líquido e representativo para a definição da estrutura a termo de juros brasileira. Dessa forma, a única variável para representar a estrutura a termo de juros no Brasil serão as taxas de juros representadas pelo *swap* no mercado de juros futuro, assim como é feito no artigo de Kuttner, N. K. (2000) e Tabak, B. M. (2003), entre outros. Toda a base de dados foi obtida a partir da BM&F⁷ e do site do Banco Central Brasileiro⁸.

⁷ <http://www.bmf.com.br/>

⁸ <http://www.bcb.gov.br/>

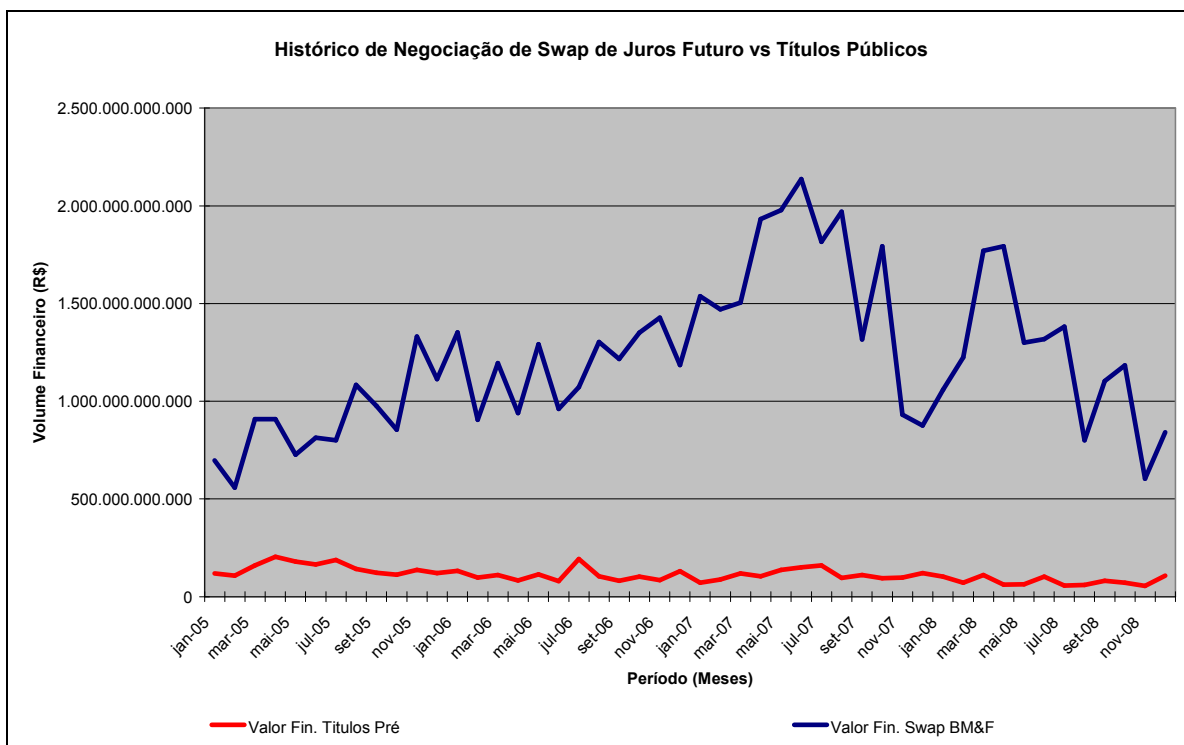


Gráfico 2.2 – Índice Comparativo de Volume Financeiro Médio mensal de negociações de Títulos Públicos no Mercado Secundário *versus* Volume Médio Mensal de Negócios no Mercado Futuro de Juros.

Fonte: extraído de <http://www.andima.rtm/> e base de dados da Ativa Corretora de Títulos, Câmbio e Valores S/A.

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

Supõe-se que o único instrumento para a política monetária utilizado pelo Banco Central será a taxa de juros de curto prazo definida pela Selic. Por último, será admitida a hipótese de que o mercado de *swap* de juros futuros responde imediatamente às mudanças na taxa de juros de curto prazo definida nas reuniões do COPOM.

Para que ocorra mudança na estrutura a termo de juros em função de mudanças na Selic, dada uma mudança na política monetária, é necessário que o mercado não precifique de forma correta qual será a decisão do Banco Central. Este erro de previsão, ou surpresa intrínseca à decisão do COPOM, implica em mudanças na estrutura a termo de juros. Através da análise de mudanças no nível e inclinação da ETTJ, será possível quantificar e qualificar como a política monetária afeta a mesma.

Dessa forma, assim como realizado por Kuttner, N. K. (2000), a regressão consiste em analisar a variação do nível e da inclinação dos *swaps* na série de Selic como modo de mensuração se ocorre surpresa no que concerne à decisão do COPOM.

A regressão tanto da estimativa de surpresa, quanto da influência de variações na Selic na estrutura a termo de juros (nível e inclinação) foi feita utilizando o modelo Box-Jenkins para análise de séries e regressões. A equação a ser regredida apresenta a seguinte forma:

$$Surpresa = C_s + \alpha \cdot Var_Selic + \sum_{i=1}^{\infty} AR(i) + \sum_{i=1}^{\infty} MA(i) + \varepsilon \quad (9)$$

Onde *Surpresa* é a medida de surpresa⁹, C_s é uma constante da regressão, Var_Selic é a variação da taxa de juros no curto prazo, α é o coeficiente da variação da Selic obtida na regressão, os termos de somatória são as defasagens da série (AR) e do erro da série (MA) e o ε é o erro da regressão.

Especificando para Nível e Inclinação temos as seguintes equações:

$$Nível = C_n + \beta \cdot Var_Selic + \sum_{i=1}^{\infty} AR(i) + \sum_{i=1}^{\infty} MA(i) + \varepsilon \quad (10)$$

Onde *Nível* é a variação do nível do *swap* analisado, C_n é uma constante, Var_Selic é a variação da taxa de juros no curto prazo, β é o coeficiente da variação da Selic obtida na regressão, os termos de somatória são as defasagens da série (AR) e do erro da série (MA) e o ε é o erro da regressão.

$$Inclinação = C_i + \varphi \cdot Var_Selic + \sum_{i=1}^{\infty} AR(i) + \sum_{i=1}^{\infty} MA(i) + \varepsilon \quad (11)$$

⁹ A surpresa consiste na na relação entre a variação do nível e inclinação dos *swaps* e a variação da Selic. Se existe surpresa na decisão do COPOM, então deve haver variação do nível e inclinação. Por outro lado, se o mercado consegue prever com grande grau de acerto qual será a decisão do COPOM, não deve haver surpresa. Isto é, a mudança do nível e da inclinação dos *swaps* não deve ser explicada de forma significativa por mudanças na Selic.

Onde *Inclinação* é a variação da inclinação do *swap* analisado, C_i é uma constante obtida na regressão, Var_Selic é a variação da taxa de juros no curto prazo, φ é o coeficiente da variação da Selic obtida na regressão, os termos de somatória são as defasagens da série (AR) e do erro da série (MA) e o ε é o erro da regressão.

O nível é definido como a própria taxa do *swap* em estudo, e a inclinação é definida como a taxa *forward* do período entre cada um dos *swaps*. Dessa forma, a taxa *forward* (inclinação) será definida da seguinte forma:

$$(1 + \theta_1)^{\frac{n_1}{252}} \cdot (1 + f_2)^{\frac{n_2}{252}} = (1 + \theta_3)^{\frac{n_3}{252}} \quad (12)$$

Onde n_1 é o prazo do primeiro *swap*, n_3 é o prazo do segundo *swap*, n_2 é o prazo do *forward* entre cada *swap*, θ_1 é a taxa anualizada do primeiro *swap*, θ_3 é a taxa anualizada do segundo *swap* e f_2 é a taxa anualizada do *forward* entre cada *swap*.

Portanto, a inclinação, isto é, a taxa *forward* entre cada vencimento, é definida pela seguinte expressão:

$$f_2 = \left(\frac{(1 + \theta_3)^{\frac{n_3}{252}}}{(1 + \theta_1)^{\frac{n_1}{252}}} \right)^{\frac{252}{n_2}} - 1 \quad (13)$$

A inclinação para o *swap* de 30 dias não será definida, pois a sua referência é a própria Selic de curto prazo. Tanto a variação do nível quando da inclinação, φ , são definidos como a variação do nível ou inclinação do *swap* 1 dia após o anúncio do COPOM¹⁰ subtraído pela variação em t_0-x (x dias antes da reunião do COPOM)¹¹.

$$\varphi = \theta_{t_0-x} - \theta_{t_0+1} \quad (14)$$

¹⁰ O tempo t_0 é o dia do anúncio do COPOM. No caso brasileiro, as decisões do COPOM são divulgadas sempre na quarta-feira à noite, após as reuniões de dois dias.

¹¹ Neste trabalho será utilizado o valor de x como 1. Foram realizados testes com x igual a 30, no entanto, todas as regressões não possuíram significância em seus resultados.

Surpresa e Impacto da Decisão da Política Monetária sob a Estrutura a termo de juros

Para testar a influência da surpresa monetária na estrutura a termo de juros, será utilizada a seguinte metodologia. A medida de quanto os agentes privados são surpreendidos por decisões de política monetária será construída da seguinte forma: será chamada de surpresa a diferença entre o nível e a inclinação de um dado instrumento financeiro (por exemplo, o *swap* de 30 dias) negociadas um dia antes e um dia depois da decisão do COPOM. Esta variação do nível, bem como da inclinação, um dia antes e um dia depois da reunião do COPOM é uma indicação de que a estrutura a termo de juros sofre alteração dada uma alteração na política monetária, pois os agentes do mercado não conseguem prever com certeza qual será o encaminhamento que o Banco Central dará à política monetária. Desta forma, toda decisão de política monetária possui um caráter de surpresa que impacta toda a estrutura a termo de juros.

A estratégia básica será regredir a medida de surpresa monetária na série da variação da Selic para cada prazo analisado, utilizando a equação (9), conforme realizado por Kuttner, N. K. (2000).

Se o mercado é surpreendido pela decisão do Banco Central, a variação do nível e inclinação deve ser explicada pela variação da Selic. Desta forma, o coeficiente da variação da Selic na regressão analisada deve ser significativo. Caso contrário, não deve ocorrer variação no nível e/ou inclinação, ou toda a variação deve ser função de outros parâmetros que não a variação da Selic (isto é, o coeficiente da variação da Selic não deve possuir significância para explicar a variação do nível e/ou inclinação do *swap* analisado).

O impacto da decisão da política monetária na estrutura a termo de juros será analisado a partir da análise da variação do nível e da inclinação da curva de juros com a mudança na Selic.

Será aplicada a metodologia Box-Jenkins para o tratamento das séries temporais e regressões. Esta é uma das técnicas quantitativas mais difundidas. Os modelos de Box-

Jenkins partem da idéia de que cada valor da série (temporal) pode ser explicado por valores prévios, a partir do uso da estrutura de correlação temporal que geralmente há entre os valores da série¹².

Segundo Box & Jenkins (1976), são três as etapas para construção do modelo:

1. Identificação: consiste em descobrir qual dentre as várias versões dos modelos de Box-Jenkins, sejam eles sazonais ou não, descreve o comportamento da série. A identificação do modelo a ser estimado ocorre pelo comportamento das funções de autocorrelações (ACF) e das funções de autocorrelações parciais (PACF). Outros detalhes referentes à obtenção dessas funções e a quais comportamentos representam os modelos anteriormente abordados podem ser pesquisados em Makridakis, S.; Wheelwright, S. e Hyndman, R. J. (1998).
2. Estimação: consiste em estimar os parâmetros do componente auto-regressivo, os parâmetros do componente de médias móveis e a variância do resíduo.
3. Verificação: consiste em avaliar se o modelo estimado é adequado para descrever o comportamento dos dados.

Caso o modelo não seja adequado, o ciclo é repetido, voltando-se à fase de identificação. Um procedimento muito utilizado é identificar não só um único modelo, mas alguns modelos que serão então estimados e verificados. Quando se obtém um modelo satisfatório, passa-se para a última etapa da metodologia de Box-Jenkins, que constitui o objetivo principal da metodologia: realizar previsões. O detalhamento dessas etapas se dará com a aplicação no estudo de caso.

Dessa forma, será analisada a estacionariedade das séries e calculadas as diferenças necessárias para que a série se torne estacionária. Em seguida, com a análise do correlograma da série, a mesma será modelada através de um ARMA. A escolha do melhor

¹² Conforme Morettin, P. A. e Toloi, C. M. C. (1987): “Como uma série temporal tem os dados coletados sequencialmente ao longo do tempo, espera-se que ela apresente correlação seriada no tempo. Os modelos de Box-Jenkins, genericamente conhecidos por ARIMA (Auto Regressive Integrated Moving Averages) e na literatura em português por Auto-regressivos Integrados de Médias Móveis, são modelos matemáticos que visam captar o comportamento da correlação seriada ou autocorrelação entre os valores da série temporal, e com base nesse comportamento realizar previsões futuras. Se essa estrutura de correlação for bem modelada, fornecerá boas previsões”.

ARMA será em função da análise dos resíduos e significância da série perante os critérios de R^2 ajustado, Akaike, Durbin-Watson e F-estatístico.

Após o modelo de cada série definido (definição do melhor ARMA em função dos fatores comentados no parágrafo anterior), as regressões serão feitas seguindo a mesma metodologia. Isto é, a regressão será analisada perante a significância de cada coeficiente envolvido, defasagem e defasagem de erros, análise dos resíduos e significância da mesma.

3. Estimações e Resultados

Como já detalhado, para testar o impacto da decisão da política monetária sobre a ETTJ, será regredida a variação dos *swaps* de 30, 90, 180 e 360 na variação da Selic para o nível e inclinação de cada *swap*.

De forma detalhada, o modelo a ser testado obedecerá aos seguintes passos: inicialmente, será modelada uma série, que seja adequada de acordo com os critérios da metodologia Box-Jenkins, para a série da Selic. O mesmo será feito para as séries de nível e inclinação de *swaps* de 30, 90, 180 e 360 dias. Por conseguinte, serão regredidas as séries, conforme equação 12 anterior na série que modela os dados da Selic. Em seguida, serão analisados os coeficientes e resíduos da regressão (Durbin-Watson, R^2 ajustado, probabilidade F-estatística, defasagens da série e defasagens do erro da série).

Desta forma, será possível concluir se existe movimento na ETTJ em função de decisões não previstas em cada reunião do COPOM, isto é, se o mercado é surpreendido em cada decisão do COPOM. E por fim, será analisada como essa surpresa influencia a ETTJ, através do exame nas mudanças quando se considera a maturidade do *swap*, e os movimentos no nível e inclinação de cada série utilizada.

Impacto da Decisão da Política Monetária sobre a Estrutura a termo de juros

Como podem ser observadas, todas as regressões possuem alto R^2 ajustado, são significantes perante o critério t-estatístico e alto Durbin-Watson o que indica a não existência de auto-correlação dos resíduos. Os resíduos possuem baixos índices de auto-correlação e perfil normal de sua distribuição. Algumas exceções serão apresentadas caso a caso. Todos os resultados e análises de série, regressões e resíduos estão detalhados no Anexo. Os coeficientes da variação da primeira diferença apontam o sentido esperado em todos os casos.

- Modelagem das Séries e Regressões

- *Série do Nível do swap de 30 dias*

Foi necessário calcular a primeira diferença da série, para tornar a série de dados estacionária. A mesma foi modelada por um AR(2) MA(3), com R^2 ajustado de 0,362435, probabilidade F-estatístico de 0,001014 e critério de Durbin-Watson de 1,994859, conforme Tabela 3.2. Os resíduos da série possuem dispersão normal e, tanto o correlograma dos resíduos, quanto o correlograma do quadrado dos resíduos indicam a ausência de auto-correlação.

A regressão é explicada tanto pela série da primeira diferença da variação da Selic quanto pelas defasagens e defasagens do erro da própria série. A regressão possui significância em seus coeficientes, bem como não possui auto-correlação em seus resíduos conforme indica o critério de Durbin-Watson na tabela abaixo e análise de resíduos em anexo. O sinal do coeficiente da primeira diferença da variação da Selic está condizente com o que é esperado dado que uma variação positiva na meta Selic deve ser acompanhada por uma variação de mesmo sentido no *swap*.¹³ O desvio padrão do coeficiente é pequeno em relação ao valor do mesmo, o que indica significância para a primeira diferença da variação da Selic.

¹³ Supondo um aperto monetário, é esperado que uma variação positiva do *swap* deva ser seguida por uma variação negativa da 1ª diferença da Selic. Este dado não intuitivo vem do fato que a variação da Selic é calculada tirando-se a Selic do período anterior pela Selic posterior à reunião do COPOM: $\Delta Selic = Selic_{t-1} - Selic_{t+1}$, onde $\Delta Selic$ é a variação da Selic, $Selic_{t-1}$ é a Selic antes do aperto monetário e $Selic_{t+1}$ a Selic após o aperto monetário. Dessa forma, a variação da Selic indicará um valor negativo.

Tabela 3.2 – Regressão da Série do nível do *swap* de 30 dias *versus* Selic.

Dependent Variable: DVAR_SWAP_N_30
 Method: Least Squares
 Date: 02/19/09 Time: 05:40
 Sample (adjusted): 4 45
 Included observations: 42 after adjustments
 Convergence achieved after 64 iterations
 MA Backcast: 1 3

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002679	0.002329	1.150092	0.2579
DVAR_SELIC	-0.143162	0.056886	-2.516647	0.0166
AR(1)	-1.380379	0.125044	-11.03917	0.0000
AR(2)	-0.744656	0.129997	-5.728254	0.0000
MA(1)	0.572471	0.083187	6.881726	0.0000
MA(2)	-0.564511	0.093068	-6.065550	0.0000
MA(3)	-0.876531	0.063917	-13.71348	0.0000
R-squared	0.455737	Mean dependent var		0.005952
Adjusted R-squared	0.362435	S.D. dependent var		0.137700
S.E. of regression	0.109950	Akaike info criterion		-1.426567
Sum squared resid	0.423116	Schwarz criterion		-1.136956
Log likelihood	36.95791	Hannan-Quinn criter.		-1.320413
F-statistic	4.884527	Durbin-Watson stat		1.994859
Prob(F-statistic)	0.001014			
Inverted AR Roots	-.69+.52i	-.69-.52i		
Inverted MA Roots	.96	-.77+.57i	-.77-.57i	

Fonte: elaboração própria.

- *Série do Nível do swap de 90*

Foi necessário calcular a primeira diferença da série, para estacionalizar a série de dados. A mesma foi modelada por um AR(2) MA(1), com R^2 ajustado de 0,464290, probabilidade F-estatístico de 0,000006 e critério de Durbin-Watson de 2,059586, conforme Tabela 3.3. Embora os resíduos da série não possuam dispersão normal, tanto o correlograma dos resíduos quanto o correlograma do quadrado dos resíduos indicam a ausência de auto-correlação.

A regressão é explicada tanto pela série da primeira diferença da variação da Selic quanto pelas defasagens e defasagens do erro da própria série. A regressão possui significância em seus coeficientes (pelo critério de t-estatístico). Apesar do critério de Durbin-Watson, na tabela abaixo, indicar ausência de auto-correlação, a análise do quadrado dos resíduos aponta auto-correlação na quarta defasagem, conforme Gráfico 5.23 no Apêndice. O sinal do coeficiente da primeira diferença da variação da Selic está condizente com o que é esperado dado que uma variação positiva na meta Selic deve ser acompanhada por uma variação de mesmo sentido no *swap*. O desvio padrão do coeficiente é pequeno em relação ao valor do mesmo, o que indica significância para a primeira diferença da variação da Selic.

Tabela 3.3 – Regressão da Série do nível *swap* de 90 dias *versus* Selic.

Dependent Variable: DVAR_SWAP_N_90
 Method: Least Squares
 Date: 02/19/09 Time: 05:46
 Sample (adjusted): 4 45
 Included observations: 42 after adjustments
 Convergence achieved after 22 iterations
 MA Backcast: 3

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004202	0.002567	1.636678	0.1100
DVAR_SELIC	-0.147636	0.045785	-3.224513	0.0026
AR(2)	-0.394155	0.172828	-2.280618	0.0283
MA(1)	-0.934592	0.090179	-10.36379	0.0000
R-squared	0.503489	Mean dependent var		0.007857
Adjusted R-squared	0.464290	S.D. dependent var		0.186280
S.E. of regression	0.136342	Akaike info criterion		-1.056904
Sum squared resid	0.706390	Schwarz criterion		-0.891411
Log likelihood	26.19498	Hannan-Quinn criter.		-0.996244
F-statistic	12.84466	Durbin-Watson stat		2.059586
Prob(F-statistic)	0.000006			
Inverted MA Roots	.93			

Fonte: elaboração própria.

- *Série da Inclinação do swap de 90*

A série já está estacionária, não sendo necessário calcular sua primeira diferença. A mesma foi modelada por um AR(4) MA(3), com R^2 ajustado de 0,231973, probabilidade F-estatístico de 0,009559 e critério de Durbin-Watson de 1,819534, conforme Tabela 3.4. Embora os resíduos da série não possuam dispersão normal, tanto o correlograma dos resíduos quanto o correlograma do quadrado dos resíduos indicam a ausência de autocorrelação.

A regressão é explicada apenas pelas defasagens da própria série, bem como pelas defasagens do erro da própria série. A série da primeira diferença da variação da Selic não explica com significância (pelo critério de t-estatístico) a série de variação do *swap*. Embora os erros da regressão não tenham distribuição normal, a regressão não possui autocorrelação em seus resíduos conforme indica o critério de Durbin-Watson na tabela abaixo e análise de resíduos em anexo. O sinal do coeficiente da primeira diferença da variação da Selic está condizente com o que é esperado dado que uma variação positiva na meta Selic deve ser acompanhada por uma variação de mesmo sentido no *swap*. No entanto, o desvio padrão do coeficiente é grande em relação ao valor do mesmo, o que não indica significância para a primeira diferença da variação da Selic.

Tabela 3.4 – Regressão da Série da inclinação do *swap* de 90 dias *versus* Selic.

Dependent Variable: VAR_SWAP_I_90
 Method: Least Squares
 Date: 02/19/09 Time: 05:50
 Sample (adjusted): 6 45
 Included observations: 40 after adjustments
 Convergence achieved after 26 iterations
 MA Backcast: 3 5

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.038957	0.065817	0.591903	0.5577
DVAR_SELIC	-0.205838	0.184141	-1.117830	0.2713
AR(4)	0.558979	0.161158	3.468507	0.0014
MA(2)	-0.283200	0.173608	-1.631264	0.1118
MA(3)	0.363179	0.160717	2.259746	0.0302
R-squared	0.310745	Mean dependent var		0.029000
Adjusted R-squared	0.231973	S.D. dependent var		0.193905
S.E. of regression	0.169932	Akaike info criterion		-0.590363
Sum squared resid	1.010696	Schwarz criterion		-0.379253
Log likelihood	16.80727	Hannan-Quinn criter.		-0.514033
F-statistic	3.944867	Durbin-Watson stat		1.819534
Prob(F-statistic)	0.009559			
Inverted AR Roots	.86	-.00+.86i	-.00-.86i	-.86
Inverted MA Roots	.42+.50i	.42-.50i	-.84	

Fonte: elaboração própria.

- *Série do Nível do swap de 180*

A série já está estacionária, não sendo necessário calcular sua primeira diferença. A mesma foi modelada por um AR(6) MA(5), com R^2 ajustado de 0,348756, probabilidade F-estatístico de 0,001013 e critério de Durbin-Watson de 1,910691, conforme Tabela 3.5. Embora os resíduos da série não possuam dispersão normal, tanto o correlograma dos resíduos quanto o correlograma do quadrado dos resíduos indicam a ausência de autocorrelação.

A regressão é explicada tanto pela série da primeira diferença da variação da Selic quanto pelas defasagens e defasagens do erro da própria série. A regressão possui significância em seus coeficientes (pelo critério de t-estatístico), bem como não possui autocorrelação em seus resíduos conforme indica o critério de Durbin-Watson na tabela abaixo e análise de resíduos em anexo. O sinal do coeficiente da primeira diferença da variação da Selic está condizente com o que é esperado dado que uma variação positiva na meta Selic deve ser acompanhada por uma variação de mesmo sentido no *swap*. O desvio padrão do coeficiente é pequeno em relação ao valor do mesmo, o que indica significância para a primeira diferença da variação da Selic.

Tabela 3.5 – Regressão da Série do nível do *swap* de 180 dias *versus* Selic.

Dependent Variable: VAR_SWAP_N_180
 Method: Least Squares
 Date: 02/19/09 Time: 05:53
 Sample (adjusted): 8 45
 Included observations: 38 after adjustments
 Convergence achieved after 14 iterations
 MA Backcast: 3 7

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.215838	0.331357	0.651375	0.5193
DVAR_SELIC	-0.398967	0.156201	-2.554191	0.0154
AR(6)	0.815943	0.178032	4.583127	0.0001
MA(3)	0.424534	0.137583	3.085652	0.0041
MA(5)	0.450129	0.139837	3.218964	0.0029
R-squared	0.419161	Mean dependent var		0.032632
Adjusted R-squared	0.348756	S.D. dependent var		0.209642
S.E. of regression	0.169180	Akaike info criterion		-0.593625
Sum squared resid	0.944524	Schwarz criterion		-0.378154
Log likelihood	16.27888	Hannan-Quinn criter.		-0.516962
F-statistic	5.953588	Durbin-Watson stat		1.910691
Prob(F-statistic)	0.001013			
Inverted AR Roots	.97	.48+.84i	.48-.84i	-.48+.84i
	-.48-.84i	-.97		
Inverted MA Roots	.65-.61i	.65+.61i	-.17-.74i	-.17+.74i
	-.97			

Fonte: elaboração própria.

▪ *Série da Inclinação do swap de 180*

A série já está estacionária, não sendo necessário calcular sua primeira diferença. A mesma foi modelada por um MA(6), com R^2 ajustado de 0,190438, probabilidade F-estatístico de 0,004956 e critério de Durbin-Watson de 1,929029, conforme Tabela 3.6. Embora os resíduos da série não possuam dispersão normal, tanto o correlograma dos resíduos quanto o correlograma do quadrado dos resíduos indicam a ausência de auto-correlação.

A regressão é explicada apenas pelas defasagens do erro da própria série. A série da primeira diferença da variação da Selic não explica com significância (pelo critério de t-estatístico) a série de variação do *swap*. A regressão possui significância em seus coeficientes (pelo critério de t-estatístico), bem como não possui auto-correlação em seus resíduos conforme indica o critério de Durbin-Watson na tabela abaixo e análise de resíduos em anexo. O sinal do coeficiente da primeira diferença da variação da Selic está condizente com o que é esperado dado que uma variação positiva na meta Selic deve ser acompanhada por uma variação de mesmo sentido no *swap*. O desvio padrão do coeficiente é pequeno em relação ao valor do mesmo, o que indica significância para a primeira diferença da variação da Selic.

Tabela 3.6 – Regressão da Série da inclinação do *swap* de 180 dias *versus* Selic.

Dependent Variable: VAR_SWAP_I_180
 Method: Least Squares
 Date: 02/19/09 Time: 06:25
 Sample (adjusted): 2 45
 Included observations: 44 after adjustments
 Convergence achieved after 11 iterations
 MA Backcast: -4 1

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.073456	0.060728	1.209583	0.2334
DVAR_SELIC	-0.239288	0.229103	-1.044457	0.3024
MA(6)	0.830894	0.038627	21.51050	0.0000
R-squared	0.228092	Mean dependent var		0.045000
Adjusted R-squared	0.190438	S.D. dependent var		0.246685
S.E. of regression	0.221956	Akaike info criterion		-0.106925
Sum squared resid	2.019852	Schwarz criterion		0.014725
Log likelihood	5.352345	Hannan-Quinn criter.		-0.061811
F-statistic	6.057567	Durbin-Watson stat		1.929029
Prob(F-statistic)	0.004956			
Inverted MA Roots	.84-.48i	.84+.48i	.00+.97i	-.00-.97i
	-.84-.48i	-.84+.48i		

Fonte: elaboração própria.

- *Série do Nível do swap de 360*

A série já está estacionária, não sendo necessário calcular sua primeira diferença. A mesma foi modelada por um AR(5) MA(10), com R^2 ajustado de 0,412308, probabilidade F-estatístico de 0,000073 e critério de Durbin-Watson de 1,862741, conforme Tabela 3.7. Embora os resíduos da série não possuam dispersão normal, tanto o correlograma dos resíduos quanto o correlograma do quadrado dos resíduos indicam a ausência de autocorrelação.

A regressão é explicada tanto pela série da primeira diferença da variação da Selic quanto pelas defasagens e defasagens do erro da própria série. A regressão possui significância em seus coeficientes (pelo critério de t-estatístico), bem como não possui autocorrelação em seus resíduos conforme indica o critério de Durbin-Watson na tabela abaixo e análise de resíduos em anexo. O sinal do coeficiente da primeira diferença da variação da Selic está condizente com o que é esperado dado que uma variação positiva na meta Selic deve ser acompanhada por uma variação de mesmo sentido no *swap*. O desvio padrão do coeficiente é pequeno em relação ao valor do mesmo, o que indica significância para a primeira diferença da variação da Selic.

Tabela 3.7 – Regressão da Série do nível do *swap* de 360 dias *versus* Selic.

Dependent Variable: VAR_SWAP_N_360
 Method: Least Squares
 Date: 02/19/09 Time: 06:01
 Sample (adjusted): 7 45
 Included observations: 39 after adjustments
 Convergence achieved after 8 iterations
 MA Backcast: -3 6

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.142286	0.101979	1.395249	0.1717
DVAR_SELIC	-0.377470	0.229376	-1.645637	0.1088
AR(5)	0.425642	0.211258	2.014800	0.0517
MA(10)	0.845570	0.033869	24.96611	0.0000
R-squared	0.458705	Mean dependent var		0.044872
Adjusted R-squared	0.412308	S.D. dependent var		0.252325
S.E. of regression	0.193435	Akaike info criterion		-0.350838
Sum squared resid	1.309596	Schwarz criterion		-0.180216
Log likelihood	10.84134	Hannan-Quinn criter.		-0.289620
F-statistic	9.886579	Durbin-Watson stat		1.862741
Prob(F-statistic)	0.000073			
Inverted AR Roots	.84	.26-.80i	.26+.80i	-.68+.50i
	-.68-.50i			
Inverted MA Roots	.94+.30i	.94-.30i	.58+.80i	.58-.80i
	.00+.98i	-.00-.98i	-.58+.80i	-.58-.80i
	-.94-.30i	-.94+.30i		

Fonte: elaboração própria.

▪ *Série da Inclinação do swap de 360*

A série já está estacionária, não sendo necessário calcular sua primeira diferença. A mesma foi modelada por um AR(10) MA(9), com R^2 ajustado de 0,399971, probabilidade F-estatístico de 0,000352 e critério de Durbin-Watson de 1,539860, conforme Tabela 3.8. Os resíduos da série possuem dispersão normal, e tanto o correlograma dos resíduos quanto o correlograma do quadrado dos resíduos indicam a ausência de auto-correlação.

A regressão é explicada apenas pelas defasagens da série, bem como pelas defasagens do erro da própria série. A primeira diferença da variação da Selic não explica com significância (pelo critério de t-estatístico) a série de variação de *swap*. A regressão possui significância em seus coeficientes bem como não possui auto-correlação em seus resíduos conforme indica o critério de Durbin-Watson na tabela abaixo e análise de resíduos em anexo. O sinal do coeficiente da primeira diferença da variação da Selic está com sinal invertido ao que é esperado (para um aperto monetário, o sinal do coeficiente indica que a inclinação do *swap* deve ceder¹⁴), o desvio padrão do coeficiente é grande em relação ao valor do mesmo, o que não indica significância para a primeira diferença da variação da Selic.

¹⁴ A inclinação pode sofrer uma retração apesar de ocorrer uma contração de política monetária. Se o mercado possuir uma expectativa de arrefecimento de inflação, e o Banco Central mantiver a postura de contração monetária, é possível que o mercado precifique inclinações menores com *swaps* de maturidades maiores. O efeito de queda de inclinações com apertos monetários em *swaps* de maturidade mais longa também é mencionado no artigo de Alves, D. C.O. e Sekkel, R. (2006).

Tabela 3.8 – Regressão da Série da inclinação do *swap* de 360 dias *versus* Selic.

Dependent Variable: VAR_SWAP_I_360
 Method: Least Squares
 Date: 02/19/09 Time: 06:05
 Sample (adjusted): 12 45
 Included observations: 34 after adjustments
 Convergence achieved after 32 iterations
 MA Backcast: 3 11

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.427502	0.409918	1.042897	0.3053
DVAR_SELIC	0.066402	0.286092	0.232099	0.8180
AR(10)	0.670306	0.288865	2.320485	0.0273
MA(9)	-0.851179	0.052201	-16.30592	0.0000
R-squared	0.454519	Mean dependent var		0.070294
Adjusted R-squared	0.399971	S.D. dependent var		0.330239
S.E. of regression	0.255808	Akaike info criterion		0.221351
Sum squared resid	1.963130	Schwarz criterion		0.400923
Log likelihood	0.237037	Hannan-Quinn criter.		0.282590
F-statistic	8.332445	Durbin-Watson stat		1.539860
Prob(F-statistic)	0.000352			
Inverted AR Roots	.96	.78+.56i	.78-.56i	.30-.91i
	.30+.91i	-.30-.91i	-.30+.91i	-.78-.56i
	-.78+.56i	-.96		
Inverted MA Roots	.98	.75+.63i	.75-.63i	.17+.97i
	.17-.97i	-.49-.85i	-.49+.85i	-.92+.34i
	-.92-.34i			

Fonte: elaboração própria.

4. Conclusão

O objetivo deste trabalho consistiu, como detalhado no resumo, em estudar a relação entre as “surpresas” na política monetária, que são ocasionadas pelas mudanças não-esperadas na taxa de juros de curto prazo (Selic), e os movimentos na estrutura a termo da curva de juros para o caso brasileiro. Para tanto, foram utilizadas séries de nível e inclinação dos *swaps* de 30, 90, 180 e 360 dias para modelar a ETTJ e as decisões de política monetária formam representadas pelas variações na meta da Selic.

Como medida da surpresa com relação às decisões de política monetária (surpresa advinda da decisão do COPOM), foi utilizada a diferença entre as taxas de juros do *swap*, tanto para o nível quanto para a inclinação e regredida em uma série de variação de Selic da seguinte forma: foi utilizada a diferença entre as taxas (nível e inclinação) negociadas um dia antes e um dia depois da decisão mensal do COPOM. Estas séries foram modeladas seguindo o método de Box-Jenkins. Os coeficientes da série de variação da Selic, bem como das defasagens da série e das defasagens do erro da série foram analisados para que fosse possível entender se existe impacto da decisão da política monetária na ETTJ, e tentar medir este impacto.

A partir destas análises, foi possível concluir que, ao contrário do que os artigos de Tabak, B. M. (2003) e Triches, D. e Caldart, W. L. (2005) sugerem, o mercado é surpreendido pelas decisões de política monetária, o que se traduz em movimentos na ETTJ. Estes movimentos são representados por mudanças tanto no nível, quanto na inclinação dos *swaps*.

Apesar de ser trivial concluir que, em toda previsão de eventos futuros, ocorram erros, espera-se que o Banco Central em um regime de metas de inflação seja transparente na sua implementação, para permitir que os agentes econômicos possam antecipar corretamente os movimentos daquele, trazendo assim as expectativas de inflação ao encontro da meta de maneira mais ordenada e tranqüila. Dessa forma, é esperado que após a decisão do COPOM, a ETTJ não deve sofrer alterações relevantes, dado que o Banco Central, através de seus pronunciamentos oficiais (*Ata, Statement, relatórios de inflação,*

declarações e reuniões com o mercado) deixe claro qual será o encaminhamento da política monetária. Portanto, quando é observado que o mercado é surpreendido pelas decisões do COPOM, influenciando toda a ETTJ, o Banco Central se mostra pouco eficaz na condução da política monetária e no processo de comunicação com a sociedade e com o mercado financeiro.

Como pode ser observado nos resultados (tabela 4.1), quanto maior a maturidade do *swap*, mais defasagens são necessárias para explicar o movimento na estrutura a termo. Isto indica que quanto maior a maturidade, menor é a influência que as decisões de política monetária causam na estrutura a termo de juros. Este fato é comprovado pelo resultado obtido na regressão da variação da inclinação do *swap* de 180 dias e 360 dias, pois a função explicativa variação de Selic possui coeficiente insignificante para a explicação da variação da inclinação do *swap* analisado.

Tabela 4.1 – Avaliação qualitativa da regressão.

Swap	Nível / Inclinação	Significância Δ Selic	Sinal Δ Selic	Defassagens AR	Defassagens MA	R ² ajustado	Prob F-statistic	Durbin-Watson	Distribuição do Erro da Regressão	Autocorrelação
30	Nível	Sim	Negativo	2	3	0,362435	0,001014	1,994859	Normal	Não
90	Nível	Sim	Negativo	2	1	0,464290	0,000006	2,059586	Não-Normal	Sim
90	Inclinação	Não	Negativo	4	3	0,231973	0,009559	1,819534	Não-Normal	Não
180	Nível	Sim	Negativo	6	5	0,348756	0,001013	1,910691	Não-Normal	Não
180	Inclinação	Não	Negativo	-	6	0,190438	0,004956	1,929029	Não-Normal	Não
360	Nível	Sim	Negativo	5	10	0,412308	0,000073	1,862741	Não-Normal	Não
360	Inclinação	Não	Positivo	10	9	0,399971	0,000352	1,539860	Normal	Não

Fonte: elaboração própria.

O sinal do coeficiente da primeira diferença da variação da Selic está de acordo com o esperado em todas as regressões, exceto no caso do *swap* de 360 dias. Isto é, o coeficiente aponta de forma correta que, para apertos monetários (aumento da taxa nominal acima da expectativa do mercado), os *swaps* devem sofrer um aumento em suas taxas. A única exceção ocorre na inclinação de maior maturidade da análise (inclinação do *swap* de 360 dias) onde o sinal da Selic é o oposto do sinal da variação do *swap*. Este resultado também está de acordo com o esperado, dado que, assim como indicou Alves, D. C.O. e Sekkel, R. (2006) em seu trabalho, é notado efeito de queda de inclinações em swaps de maturidade longa com cenário de aperto monetário.

Apesar da regressão da inclinação do *swap* de 90 dias possuir maturidade menor, o que implicaria uma influência maior da variação da Selic, os resultados também demonstram a não significância do coeficiente da primeira diferença da variação da Selic. O trabalho não avançou para tentar explicar a causa desse resultado.

Também é possível concluir que, quanto mais longa a maturidade do *swap*, menor é a influência que uma mudança na taxa de juros de curto prazo impacta a estrutura a termo. Isto pode ser facilmente concluído quando é analisada a perda de influência (coeficientes menos significantes da primeira diferença da variação da Selic, bem como maior dependência de defasagens anteriores para explicar o movimento do *swap* analisado) da variação da Selic nos movimentos dos *swaps*. Esta conclusão está alinhada com a maioria dos artigos listados neste trabalho, entre eles os trabalhos de Cook, T., e Hahn, T. (1989) e Kuttner, N. K. (2000). Dessa forma, pode ser concluído que a surpresa da política monetária brasileira tem pouco impacto nas expectativas de futuras ações de política monetária. Isto é explicitado pela baixa influência que a política monetária possui em alterar a parte longa da ETTJ.

De forma geral, pode ser concluído que a política monetária no Brasil tem poder de impactar as expectativas de curto prazo do mercado, bem como alterar a ETTJ em maturidades pequenas. No entanto, sua influência nas expectativas de futuras ações de política monetária é baixa, o que pode ser indicado pelo baixo poder de alterar a parte longa da ETTJ, o que também foi indicado por Cook, T., e Hahn, T. (1989), Kuttner, N. K. (2000) e Evans, C.L. e Marshall, D.A. (1998). Este resultado não é uma particularidade do Brasil, pois o mesmo efeito é encontrado na política monetária dos EUA. Em seu discurso, Poole, W. (2005) cita o que ele chama de “quebra-cabeças” da meta do Fed Funds:

Um tópico muito debatido nos meses recentes é a relação entre a parte longa e a parte curta da estrutura a termo de juros. Alguns observadores têm argumentado que a falha da curva longa da ETTJ em seguir o aumento da meta do *federal funds* é quebra-cabeça. Outros observadores argumentam que a política do Fed é ineficiente porque o aumento da taxa de juros de curto prazo não afeta a parte longa da ETTJ.

Todo o período de análise compreende um período de grande melhora macroeconômica no Brasil e no mundo, o que pode ser evidenciado pelos dados comentados

na introdução deste artigo (queda no risco país, acúmulo de reserva internacional, diminuição do déficit público entre outros indicadores). No entanto, pelo fato das séries trabalhadas se tratarem de dados discretos no tempo, o impacto na ETTJ de outras variáveis (risco, inflação, cenário externo e etc) são reduzidas. Isto decorre do fato que, todas as variáveis macroeconômicas podem ser consideradas como constantes no pequeno intervalo de tempo¹⁵ em que ocorre a variação do *swap*. Portanto, a variação que ocorrer na ETTJ deve ser basicamente decorrente de mudanças de expectativas afetadas pela decisão de política monetária.

É fundamental que a política monetária seja capaz de alterar toda a ETTJ e não apenas a parte curta da mesma. Uma política monetária que não impacta toda a ETTJ precificada pelo mercado não é um instrumento de ação do Banco Central, dado que ela apenas irá cancelar o que o mercado já está prevendo em seu horizonte. Dessa forma, a política monetária no Brasil ainda é ineficiente para afetar as expectativas de longo prazo da economia.

Limitações do trabalho

O trabalho não analisa a influência que outros fatores importantes para o mercado de juros futuros impactam na variação do nível e inclinação de cada série. Embora o período seja discreto e em um curto prazo de tempo (um dia antes e um dia depois da decisão do COPOM), podem existir outros fatores como mudanças no risco Brasil, índices de inflação, produção industrial que afetam a variação dos *swaps* tanto no nível como em sua inclinação. Esta é uma explicação para o fato dos *swaps* de maturidade mais longa não sofrerem tanto efeito da variação da Selic.

Como os dados são discretos no tempo, isto é, os dados não constituem uma série ao longo do tempo e sim, dados pontuais de acordo com as reuniões do COPOM, as regressões não são capazes de captar a mudança de expectativa que o mercado sofre, e conseqüentemente, alteração na estrutura a termo de juros. Esta pode ser uma explicação

¹⁵ Como cada variação dos *swaps* compreende dois dias (um dia antes da reunião e um dia depois da reunião), a variação das condições macroeconômicas neste período é pequena. Dessa forma, a parcela que o risco Brasil, ou qualquer outra variável macroeconômica, influencia a variação dos *swaps* deve ser pequeno.

para o fato das defasagens, bem como do erro das defasagens possuírem significância como variáveis explicativas para a alteração da estrutura a termo de juros (nível e inclinação).

Apesar do mercado de juros futuro no Brasil possuir dados anteriores a 2004, os contratos negociados antes desta data possuem liquidez reduzida e menor maturidade dos *swaps*. Além disto, o trabalho procurou compreender um período com o mesmo regime de política monetária¹⁶. Conseqüentemente, o tamanho amostral dos dados deste trabalho foi limitado. Em função de se tratar de séries com 45 dados em cada regressão, a robustez dos testes estatísticos utilizados pode ser comprometida.

Sugestões para Trabalhos futuros

Como sugestão para trabalhos futuros, é interessante que seja analisado a hipótese de existir outros fatores que podem ter afetado a estrutura a termo de juros. Isto é, a estrutura a termo deve ser regredida na variação da Selic, bem como de variação no risco Brasil, Produção Industrial e outros índices que podem ter influenciado a estrutura a termo de juro e dessa forma, explicado melhor o movimento que esta sofre.

Também é interessante a análise da regressão da variação do nível e inclinação de *swaps* de maior maturidade em relação à variação do nível do *swap* de 30 dias ao longo do tempo (e não de forma discreta como foi estudado nessa dissertação) para que seja explicado de uma melhor forma a razão pela qual as defasagens e erros de defasagens da própria série estudada são fatores significantes para a explicação das mudanças na ETTJ.

Seria conveniente realizar o mesmo procedimento empregado neste trabalho utilizando uma base de dados maior. Isto é, com uma base de dados amostral maior, os testes terão maior robustez, além de ser possível a análise da política monetária em períodos de contração e relaxamento monetário.

¹⁶ A partir de junho de 1999 o Banco Central adotou o regime de metas para inflação, abandonando o regime de bandas cambiais como instrumento de controle da inflação.

5. Anexo

Série: Selic (var_selic)

- *Teste da raiz unitária (Teste ADF):*

Tabela 5.1 – Teste ADF da série da Selic.

Null Hypothesis: VAR_SELIC has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.077194	0.2545
Test critical values:	1% level		-3.588509	
	5% level		-2.929734	
	10% level		-2.603064	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VAR_SELIC)				
Method: Least Squares				
Date: 11/29/08 Time: 17:45				
Sample (adjusted): 2 45				
Included observations: 44 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VAR_SELIC(-1)	-0.118712	0.057150	-2.077194	0.0439
C	0.024465	0.024274	1.007884	0.3193
R-squared	0.093161	Mean dependent var		0.017045
Adjusted R-squared	0.071570	S.D. dependent var		0.165285
S.E. of regression	0.159260	Akaike info criterion		-0.792168
Sum squared resid	1.065278	Schwarz criterion		-0.711068
Log likelihood	19.42769	Hannan-Quinn criter.		-0.762092
F-statistic	4.314734	Durbin-Watson stat		1.624711
Prob(F-statistic)	0.043937			

Fonte: elaboração própria.

- *Gráfico da série da Selic:*

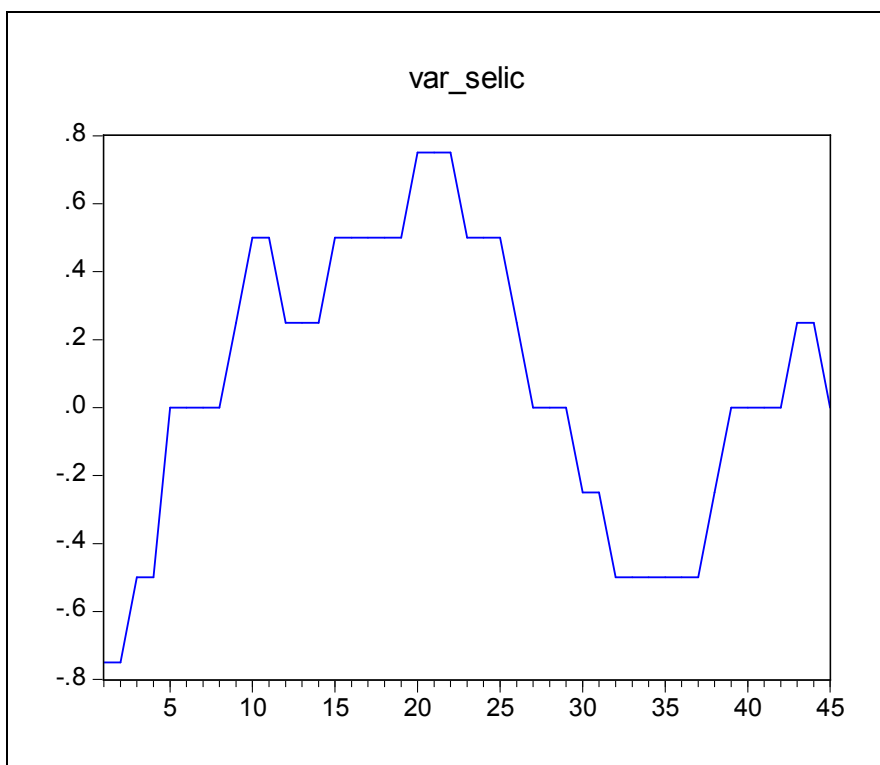


Gráfico 5.1 – Gráfico da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

- *Teste da raiz unitária (Teste ADF) - 1ª diferença:*

Tabela 5.2 – Teste ADF da série da 1ª diferença da Selic.

Null Hypothesis: D(VAR_SELIC) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.304178	0.0001
Test critical values:	1% level		-3.592462	
	5% level		-2.931404	
	10% level		-2.603944	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VAR_SELIC,2)				
Method: Least Squares				
Date: 11/29/08 Time: 17:46				
Sample (adjusted): 3 45				
Included observations: 43 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VAR_SELIC(-1))	-0.845646	0.159430	-5.304178	0.0000
C	0.013852	0.025788	0.537165	0.5941
R-squared	0.406951	Mean dependent var		-0.005814
Adjusted R-squared	0.392487	S.D. dependent var		0.214701
S.E. of regression	0.167344	Akaike info criterion		-0.692131
Sum squared resid	1.148170	Schwarz criterion		-0.610215
Log likelihood	16.88081	Hannan-Quinn criter.		-0.661923
F-statistic	28.13431	Durbin-Watson stat		1.890397
Prob(F-statistic)	0.000004			

Fonte: elaboração própria.

Com a primeira diferença da série (dvar_selic), a série se tornou estacionária.

- *Gráfico da 1ª diferença da série da Selic:*

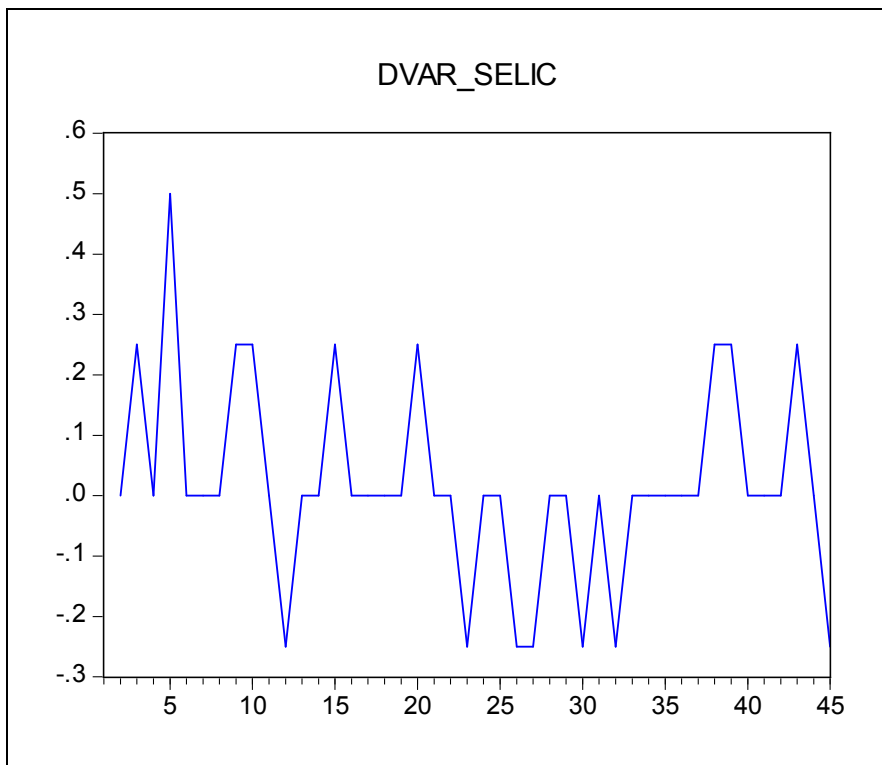


Gráfico 5.2 – Gráfico da 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma da Série:*

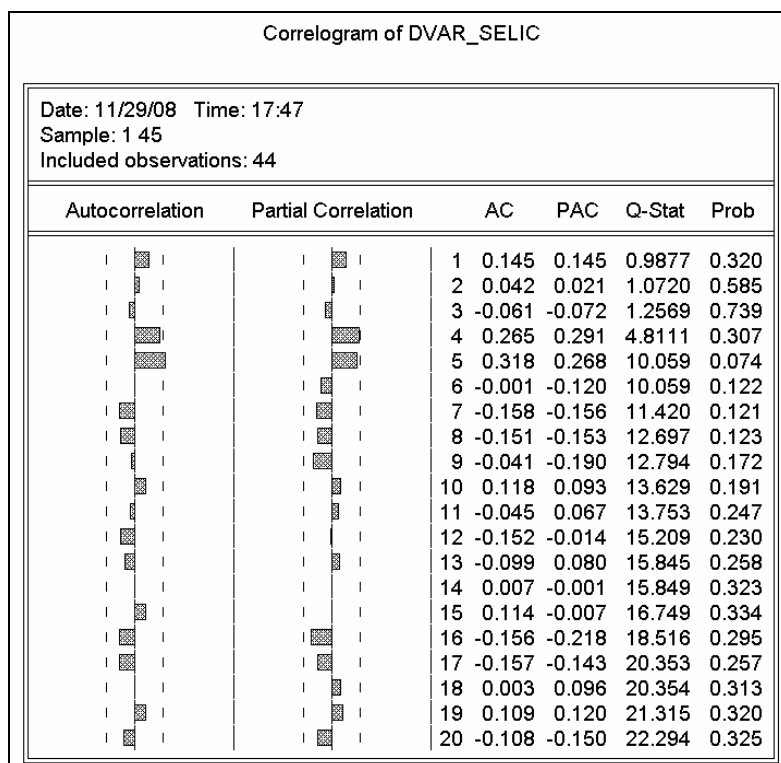


Gráfico 5.3 – Correlograma da 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

Foi definido o modelo como AR(4) MA(4) para a série dvar_selic em função da análise de resíduos e critério de Akaike.

Tabela 5.3 – Modelo de 4 defasagens para a 1ª diferença da série da Selic.

Dependent Variable: DVAR_SELIC				
Method: Least Squares				
Date: 11/29/08 Time: 17:54				
Sample (adjusted): 6 45				
Included observations: 40 after adjustments				
Convergence achieved after 42 iterations				
MA Backcast: 2 5				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.013994	0.044165	-0.316853	0.7535
AR(1)	0.481053	0.188054	2.558063	0.0156
AR(2)	-0.259317	0.124143	-2.088854	0.0450
AR(3)	-0.322079	0.146505	-2.198418	0.0355
AR(4)	0.605925	0.132917	4.558661	0.0001
MA(1)	-0.231953	0.225123	-1.030338	0.3108
MA(2)	0.129571	0.106237	1.219641	0.2318
MA(3)	0.631040	0.107047	5.895004	0.0000
MA(4)	-0.593679	0.223504	-2.656234	0.0124
R-squared	0.398730	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.243563	S.D. dependent var		0.149786
S.E. of regression	0.130274	Akaike info criterion		-1.043244
Sum squared resid	0.526112	Schwarz criterion		-0.663247
Log likelihood	29.86489	Hannan-Quinn criter.		-0.905849
F-statistic	2.569688	Durbin-Watson stat		2.104870
Prob(F-statistic)	0.028149			
Inverted AR Roots	.81	.24+.93i	.24-.93i	-.81
Inverted MA Roots	.66	.27+.93i	.27-.93i	-.97

Fonte: elaboração própria.

- *Histograma dos Resíduos:*

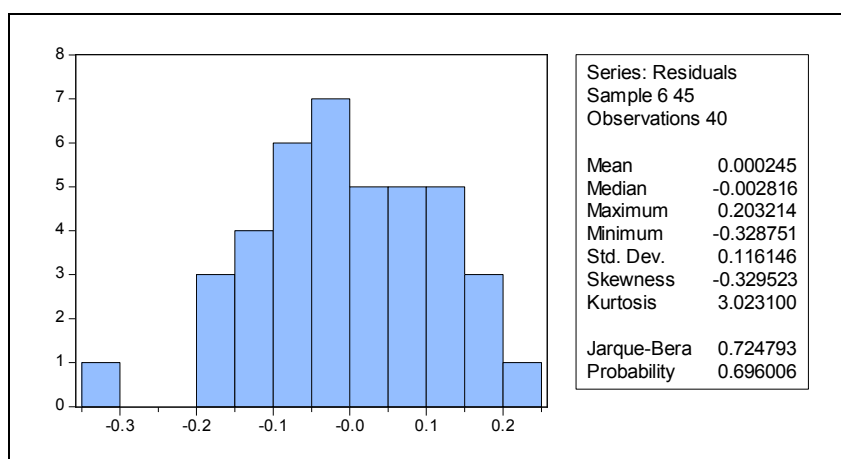


Gráfico 5.4 – Histograma do modelo de 4 defasagens para a 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma do quadrado dos Resíduos:*

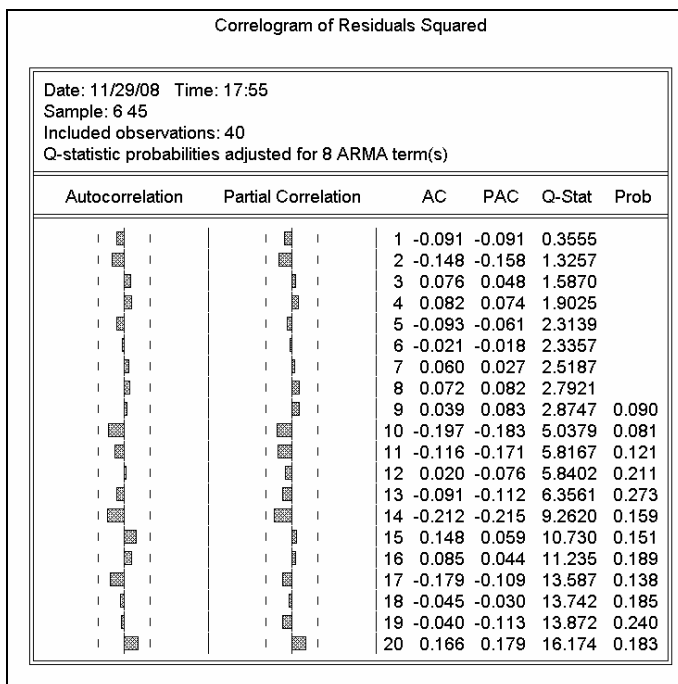


Gráfico 5.4 – Correlograma do quadrado dos resíduos do modelo de 4 defasagens da 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

Série: Variação do Nível do *swap* de 30 dias (var_swap_n_30)

- *Teste da raiz unitária (Teste ADF):*

Tabela 5.4 – Teste ADF da série do nível do *swap* de 30 dias.

Null Hypothesis: VAR_SWAP_N_30 has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.894624	0.0044
Test critical values:	1% level		-3.588509	
	5% level		-2.929734	
	10% level		-2.603064	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VAR_SWAP_N_30)				
Method: Least Squares				
Date: 11/29/08 Time: 18:00				
Sample (adjusted): 2 45				
Included observations: 44 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VAR_SWAP_N_30(-1)	-0.658151	0.168990	-3.894624	0.0003
C	0.005987	0.018299	0.327173	0.7452
R-squared	0.265324	Mean dependent var		0.006136
Adjusted R-squared	0.247832	S.D. dependent var		0.139954
S.E. of regression	0.121379	Akaike info criterion		-1.335416
Sum squared resid	0.618775	Schwarz criterion		-1.254317
Log likelihood	31.37916	Hannan-Quinn criter.		-1.305341
F-statistic	15.16809	Durbin-Watson stat		1.705103
Prob(F-statistic)	0.000347			

Fonte: elaboração própria.

- Gráfico da série do nível do swap de 30 dias:

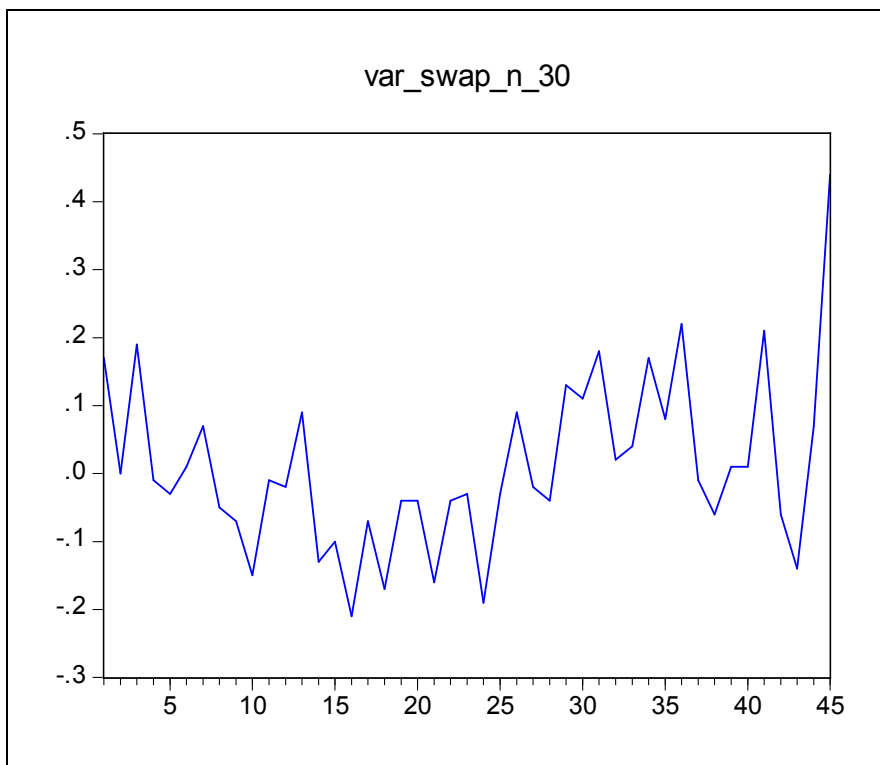


Gráfico 5.6 – Gráfico da série do nível do *swap* de 30 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Teste da raiz unitária (Teste ADF) – 1ª diferença:*

Tabela 5.5 – Teste ADF da 1ª diferença da série do nível do *swap* de 30 dias.

Null Hypothesis: D(VAR_SWAP_N_30) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.128532	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.600987	
	5% level		-2.935001	
	10% level		-2.605836	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VAR_SWAP_N_30,2)				
Method: Least Squares				
Date: 11/29/08 Time: 18:01				
Sample (adjusted): 5 45				
Included observations: 41 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VAR_SWAP_N_30(-1))	-2.674257	0.436362	-6.128532	0.0000
D(VAR_SWAP_N_30(-1),2)	1.125052	0.324386	3.468249	0.0013
D(VAR_SWAP_N_30(-2),2)	0.496204	0.174133	2.849567	0.0071
C	0.004437	0.018659	0.237807	0.8133
R-squared	0.690740	Mean dependent var		0.013902
Adjusted R-squared	0.665665	S.D. dependent var		0.205729
S.E. of regression	0.118956	Akaike info criterion		-1.327658
Sum squared resid	0.523570	Schwarz criterion		-1.160480
Log likelihood	31.21699	Hannan-Quinn criter.		-1.266781
F-statistic	27.54680	Durbin-Watson stat		2.040740
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: elaboração própria.

Com a primeira diferença da série (*dvar_swap_n_30*), a série se tornou estacionária.

- Gráfico da série da 1ª diferença do nível do swap de 30 dias:

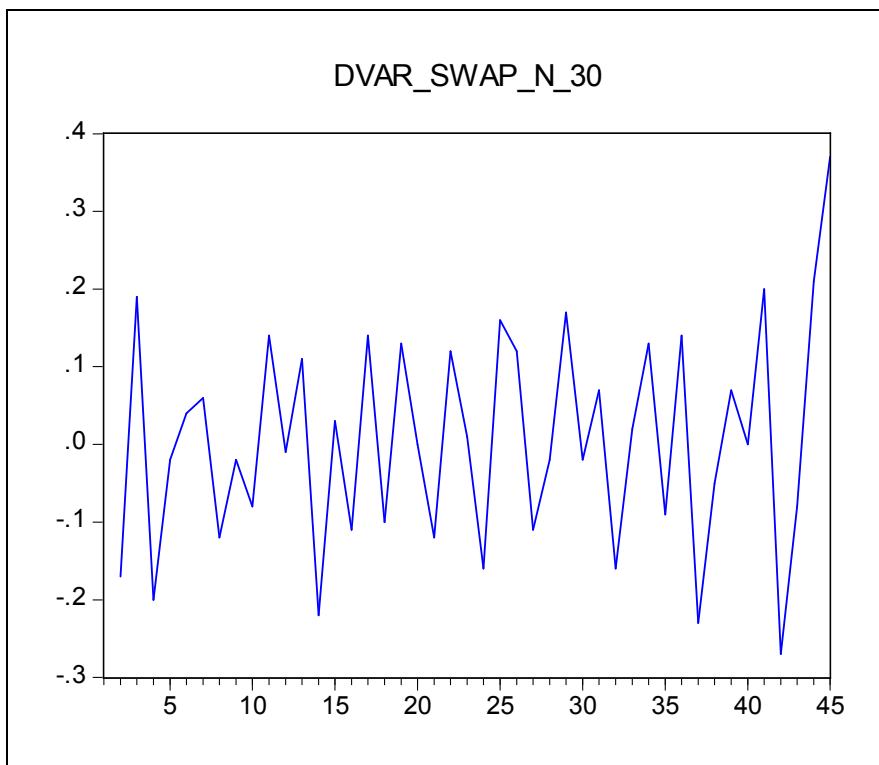


Gráfico 5.7 – Gráfico da série da 1ª diferença do nível do *swap* de 30 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma da Série:*

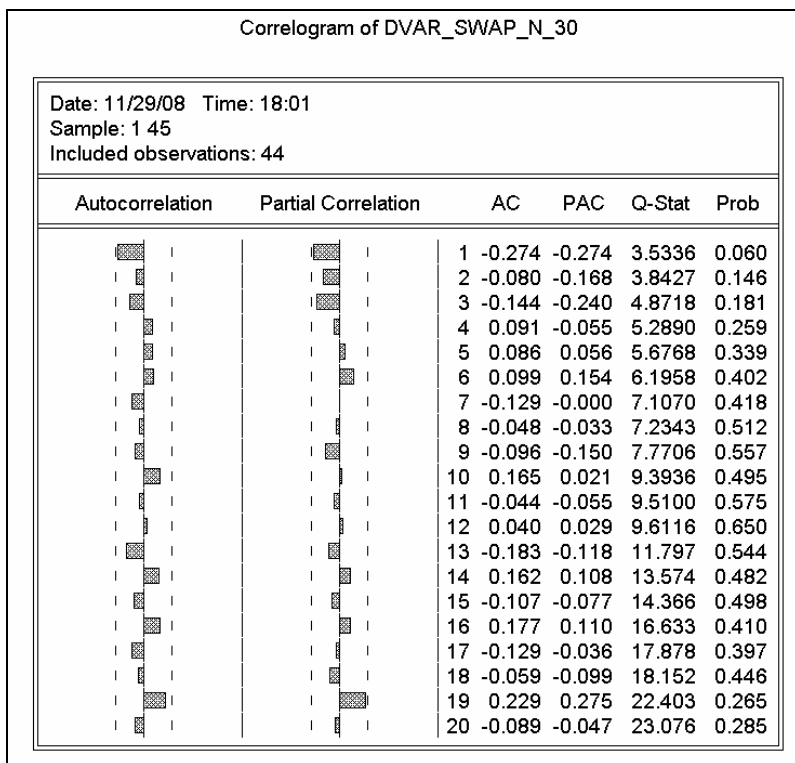


Gráfico 5.8 – Correlograma da 1ª diferença da série do nível do *swap* de 30 dias.

Fonte: elaboração própria.

Foi definido o modelo como AR(2) MA(3) para a série *dvar_swap_n_30* em função da análise de resíduos e critério de Akaike.

Tabela 5.6 – Modelo de 3 defasagens para a 1ª diferença da série do nível *swap* de 30 dias.

Dependent Variable: DVAR_SWAP_N_30
 Method: Least Squares
 Date: 02/19/09 Time: 06:10
 Sample (adjusted): 4 45
 Included observations: 42 after adjustments
 Convergence achieved after 382 iterations
 MA Backcast: 1 3

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.006086	0.001656	3.674641	0.0008
AR(1)	-1.320414	0.131060	-10.07487	0.0000
AR(2)	-0.696765	0.135856	-5.128708	0.0000
MA(1)	0.546676	0.077711	7.034766	0.0000
MA(2)	-0.619989	0.098594	-6.288325	0.0000
MA(3)	-0.917808	0.067674	-13.56212	0.0000
R-squared	0.360161	Mean dependent var		0.005952
Adjusted R-squared	0.271295	S.D. dependent var		0.137700
S.E. of regression	0.117546	Akaike info criterion		-1.312402
Sum squared resid	0.497418	Schwarz criterion		-1.064164
Log likelihood	33.56044	Hannan-Quinn criter.		-1.221413
F-statistic	4.052833	Durbin-Watson stat		1.697095
Prob(F-statistic)	0.005084			
Inverted AR Roots	-.66+.51i	-.66-.51i		
Inverted MA Roots	1.00	-.77+.57i	-.77-.57i	

Fonte: elaboração própria.

- *Histograma dos Resíduos:*

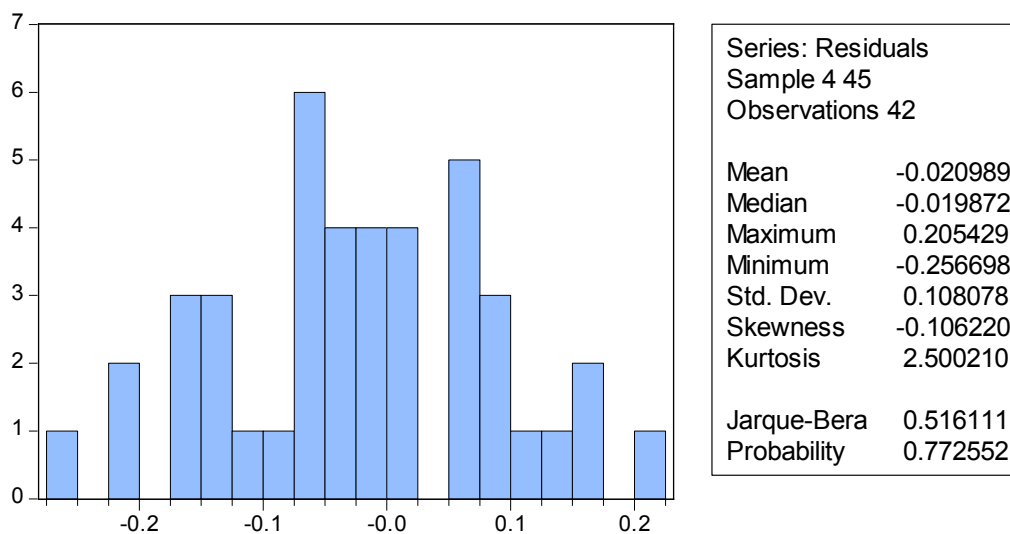


Gráfico 5.9 – Histograma do modelo de 3 defasagens para a 1ª diferença da série do nível *swap* de 30 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma dos Resíduos (Q-stats):*

Correlogram of Residuals

Date: 02/19/09 Time: 06:12						
Sample: 4 45						
Included observations: 42						
Q-statistic probabilities adjusted for 5 ARMA term(s)						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.059	0.059	0.1570	
		2	0.023	0.020	0.1813	
		3	-0.007	-0.010	0.1837	
		4	0.087	0.088	0.5557	
		5	0.177	0.169	2.1201	
		6	-0.015	-0.038	2.1317	0.144
		7	-0.098	-0.105	2.6392	0.267
		8	-0.159	-0.158	4.0064	0.261
		9	-0.085	-0.104	4.4099	0.353
		10	-0.098	-0.120	4.9597	0.421
		11	-0.088	-0.062	5.4265	0.490
		12	-0.213	-0.161	8.2248	0.313
		13	-0.197	-0.143	10.690	0.220
		14	0.024	0.068	10.728	0.295
		15	-0.069	-0.059	11.055	0.353
		16	0.062	0.084	11.329	0.416
		17	-0.151	-0.121	13.024	0.367
		18	0.024	0.022	13.070	0.442
		19	0.147	0.083	14.817	0.391
		20	-0.092	-0.221	15.528	0.414

Gráfico 5.10 – Correlograma dos resíduos do modelo de 3 defasagens para a 1ª diferença da série do nível do *swap* de 30 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma do quadrado dos Resíduos:*

Correlogram of Residuals Squared

Date: 02/19/09 Time: 06:11						
Sample: 4 45						
Included observations: 42						
Q-statistic probabilities adjusted for 5 ARMA term(s)						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.176	0.176	1.3942	
		2	0.127	0.099	2.1375	
		3	0.315	0.290	6.8505	
		4	0.010	-0.101	6.8550	
		5	0.165	0.143	8.2183	
		6	0.092	-0.045	8.6569	0.003
		7	-0.019	-0.015	8.6768	0.013
		8	0.023	-0.074	8.7067	0.033
		9	-0.120	-0.127	9.5137	0.049
		10	-0.109	-0.085	10.205	0.070
		11	-0.048	-0.010	10.341	0.111
		12	-0.124	-0.034	11.292	0.126
		13	-0.073	0.003	11.632	0.168
		14	-0.066	-0.003	11.923	0.218
		15	-0.126	-0.039	13.006	0.223
		16	-0.083	-0.037	13.494	0.262
		17	-0.060	-0.003	13.760	0.316
		18	0.137	0.230	15.209	0.294
		19	0.049	0.013	15.402	0.351
		20	-0.123	-0.154	16.680	0.338

Gráfico 5.11 – Correlograma do quadrado dos resíduos do modelo de 3 defasagens para a 1ª diferença da série do nível do *swap* de 30 dias.

Fonte: elaboração própria.

Análise de resíduos da Regressão $dvar_swap_n_30$ versus $dvar_selic$

- *Histograma dos Resíduos:*

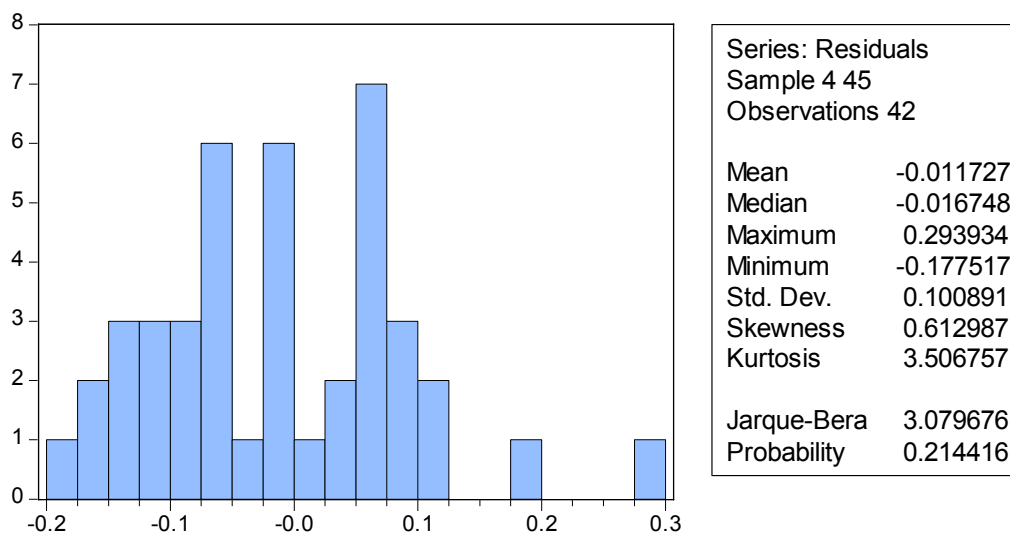


Gráfico 5.12 – Histograma da regressão do modelo de 3 defasagens da 1ª diferença da série do nível do *swap* de 30 dias na 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma dos Resíduos (Q-stats):*

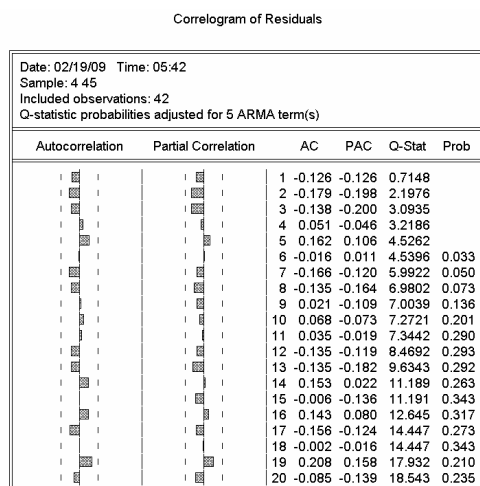


Gráfico 5.13 – Correlograma dos resíduos da regressão do modelo de 3 defasagens da 1ª diferença da série do nível do *swap* de 30 dias na 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma do quadrado dos Resíduos:*

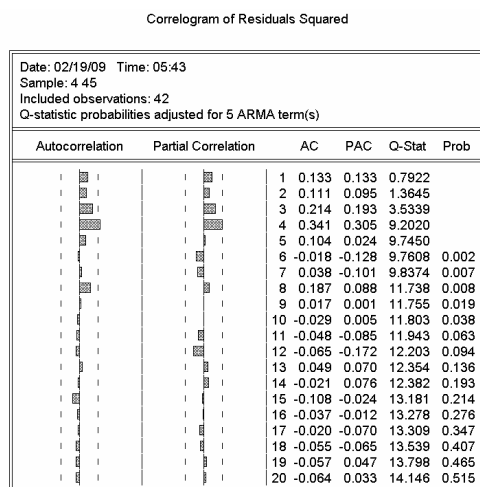


Gráfico 5.14 – Correlograma do quadrado dos resíduos da regressão do modelo de 3 defasagens da 1ª diferença da série do nível do *swap* de 30 dias na 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

Série: Variação do Nível do *swap* de 90 dias (var_swap_n_90)

- *Teste da raiz unitária (Teste ADF):*

Tabela 5.7 – Teste ADF da série do nível do *swap* de 90 dias.

Null Hypothesis: VAR_SWAP_N_90 has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.205429	0.0018
Test critical values:	1% level		-3.588509	
	5% level		-2.929734	
	10% level		-2.603064	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VAR_SWAP_N_90)				
Method: Least Squares				
Date: 11/29/08 Time: 18:15				
Sample (adjusted): 2 45				
Included observations: 44 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VAR_SWAP_N_90(-1)	-0.696042	0.165510	-4.205429	0.0001
C	0.017397	0.024143	0.720594	0.4752
R-squared	0.296313	Mean dependent var		0.007273
Adjusted R-squared	0.279559	S.D. dependent var		0.187733
S.E. of regression	0.159345	Akaike info criterion		-0.791098
Sum squared resid	1.066418	Schwarz criterion		-0.709998
Log likelihood	19.40415	Hannan-Quinn criter.		-0.761022
F-statistic	17.68563	Durbin-Watson stat		1.745607
Prob(F-statistic)	0.000134			

Fonte: elaboração própria.

- Gráfico da série do nível do swap de 90 dias:

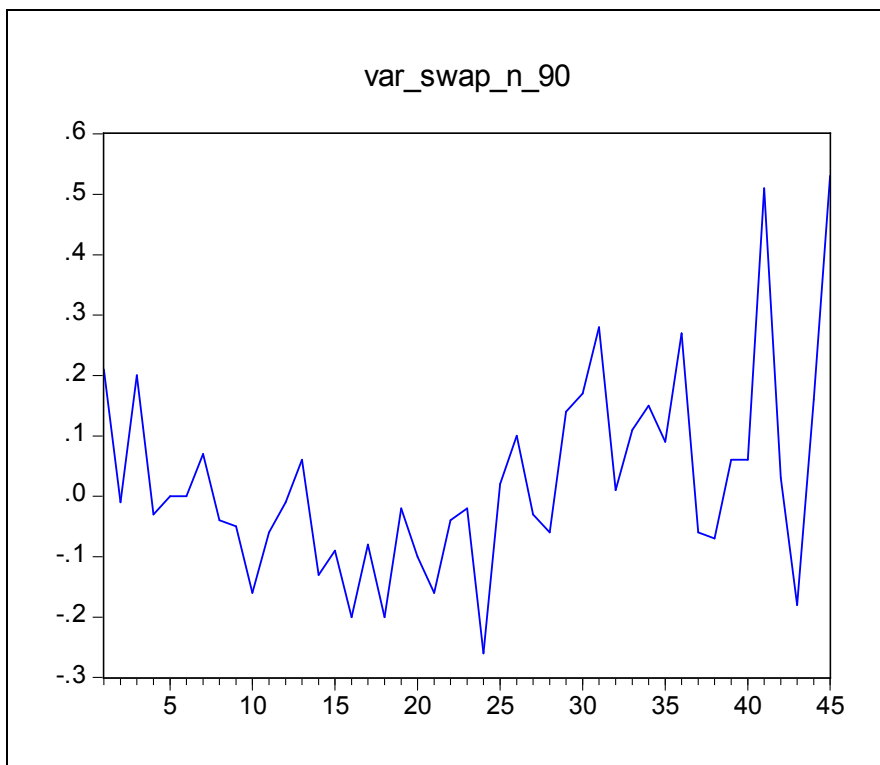


Gráfico 5.15 – Gráfico da série do nível do *swap* de 90 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Teste da raiz unitária (Teste ADF) – 1ª diferença:*

Tabela 5.8 – Teste ADF da 1ª diferença da série do nível do *swap* de 90 dias.

Null Hypothesis: D(VAR_SWAP_N_90) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.396935	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.605593	
	5% level		-2.936942	
	10% level		-2.606857	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VAR_SWAP_N_90,2)				
Method: Least Squares				
Date: 11/29/08 Time: 18:15				
Sample (adjusted): 6 45				
Included observations: 40 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VAR_SWAP_N_90(-1))	-3.865802	0.604321	-6.396935	0.0000
D(VAR_SWAP_N_90(-1),2)	2.104959	0.499689	4.212542	0.0002
D(VAR_SWAP_N_90(-2),2)	1.199710	0.367836	3.261537	0.0025
D(VAR_SWAP_N_90(-3),2)	0.396204	0.193570	2.046832	0.0482
C	0.012039	0.023130	0.520492	0.6060
R-squared	0.772327	Mean dependent var		0.008500
Adjusted R-squared	0.746307	S.D. dependent var		0.289638
S.E. of regression	0.145884	Akaike info criterion		-0.895535
Sum squared resid	0.744880	Schwarz criterion		-0.684425
Log likelihood	22.91070	Hannan-Quinn criter.		-0.819204
F-statistic	29.68233	Durbin-Watson stat		1.978325
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: elaboração própria.

Com a primeira diferença da série (*dvar_swap_n_90*), a série se tornou estacionária.

- Gráfico da série da 1ª diferença do nível do swap de 90 dias:

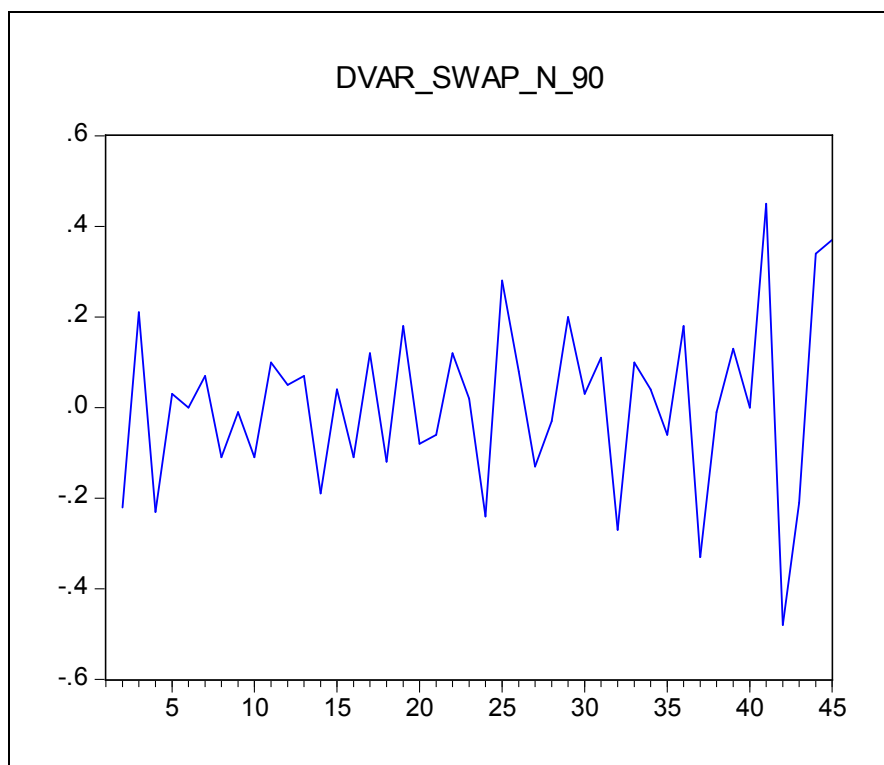


Gráfico 5.16 – Gráfico da série da 1ª diferença do nível do *swap* de 90 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma da Série:*

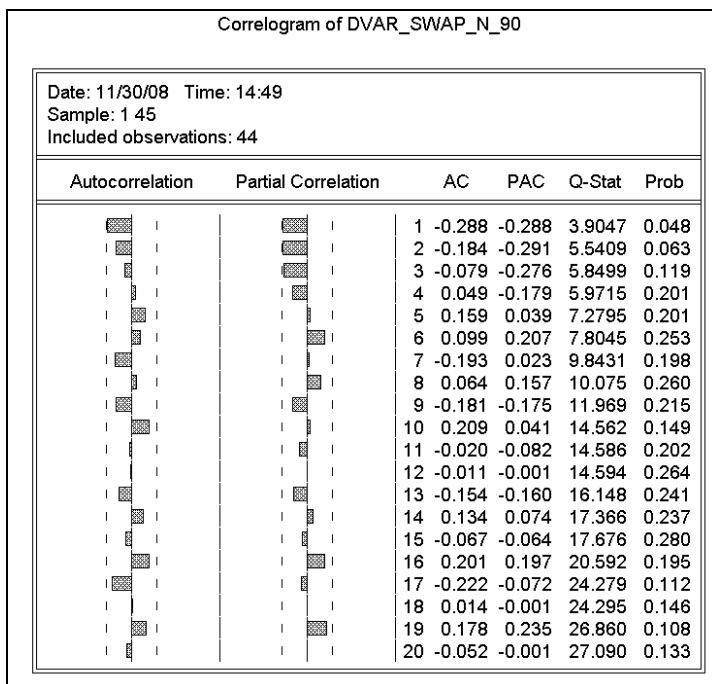


Gráfico 5.17 – Correlograma da 1ª diferença da série do nível do *swap* de 90 dias.

Fonte: elaboração própria.

Foi definido o modelo como AR(2) MA(1) para a série *dvar_swap_n_90* em função da análise de resíduos e critério de Akaike.

Tabela 5.9 – Modelo de 4 defasagens para a 1ª diferença da série do nível *swap* de 90 dias.

Dependent Variable: DVAR_SWAP_N_90
 Method: Least Squares
 Date: 02/19/09 Time: 06:15
 Sample (adjusted): 4 45
 Included observations: 42 after adjustments
 Convergence achieved after 10 iterations
 MA Backcast: 3

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004172	0.004415	0.944876	0.3505
AR(2)	-0.344251	0.172388	-1.996952	0.0528
MA(1)	-0.768741	0.091635	-8.389144	0.0000
R-squared	0.388554	Mean dependent var		0.007857
Adjusted R-squared	0.357197	S.D. dependent var		0.186280
S.E. of regression	0.149350	Akaike info criterion		-0.896302
Sum squared resid	0.869909	Schwarz criterion		-0.772183
Log likelihood	21.82234	Hannan-Quinn criter.		-0.850807
F-statistic	12.39159	Durbin-Watson stat		1.828442
Prob(F-statistic)	0.000068			
Inverted MA Roots	.77			

Fonte: elaboração própria.

- *Histograma dos Resíduos:*

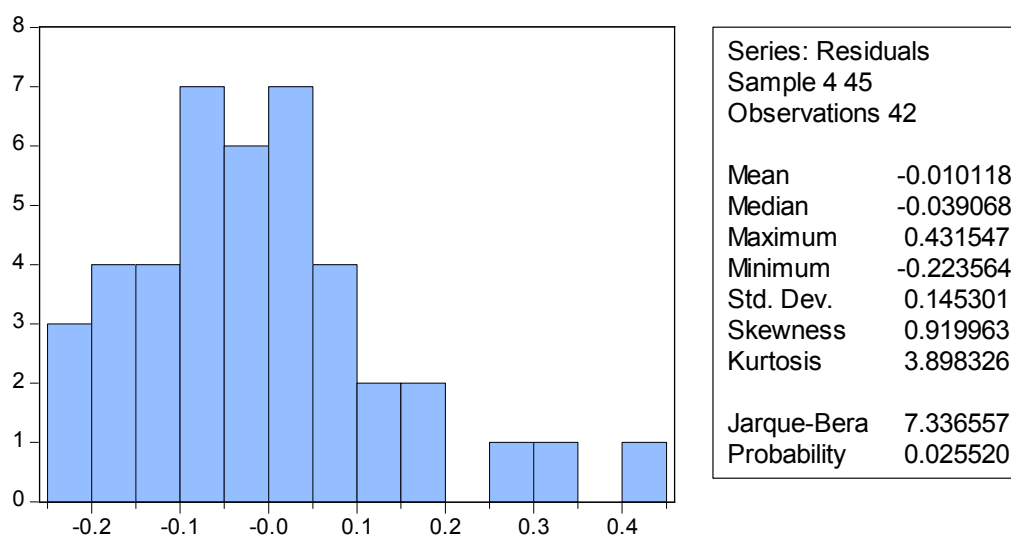


Gráfico 5.18 – Histograma do modelo de 4 defasagens para a 1ª diferença da série do nível do *swap* de 90 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma dos Resíduos (Q-stats):*

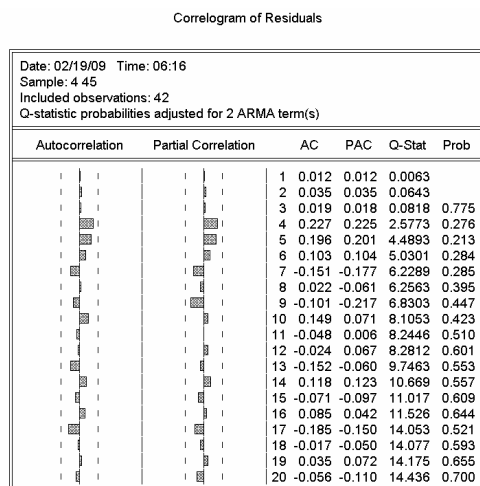


Gráfico 5.19 – Correlograma dos resíduos do modelo de 4 defasagens para a 1ª diferença da série do nível do *swap* de 90 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma do quadrado dos Resíduos:*

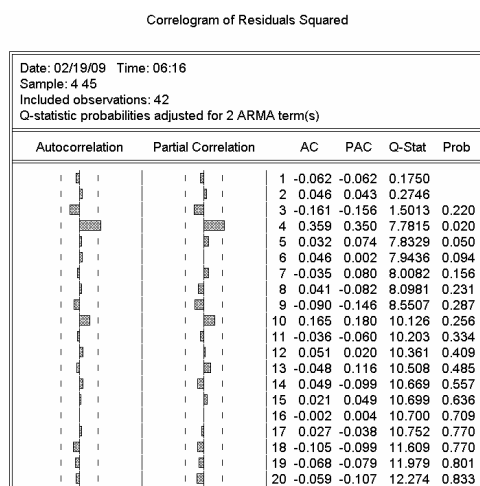


Gráfico 5.20 – Correlograma do quadrado dos resíduos do modelo de 4 defasagens para a 1ª diferença da série do nível do *swap* de 90 dias

Fonte: elaboração própria.

Análise de resíduos da Regressão *dvar_swap_n_90* versus *dvar_selic*

- *Histograma dos Resíduos:*

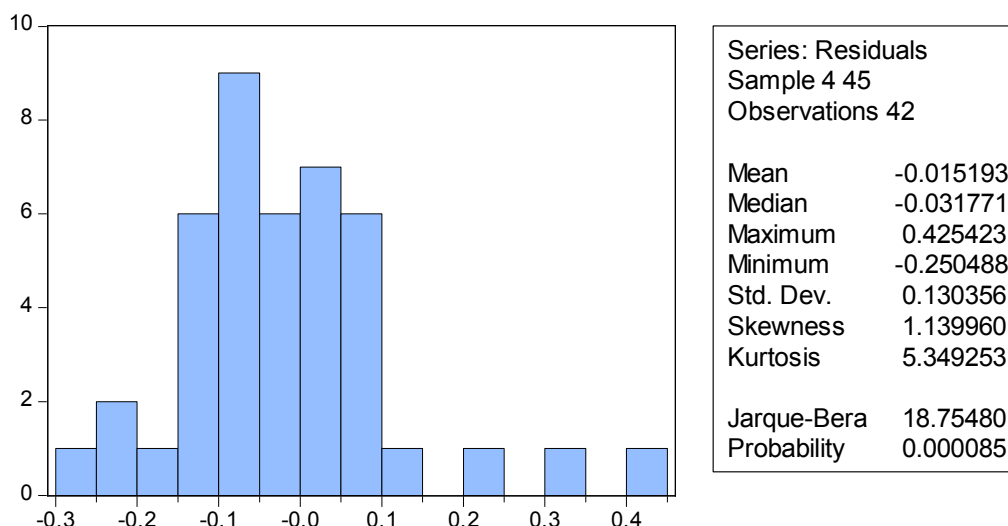


Gráfico 5.21 – Histograma da regressão do modelo de 4 defasagens da 1ª diferença da série do nível do *swap* de 90 dias na 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma dos Resíduos (Q-stats):*

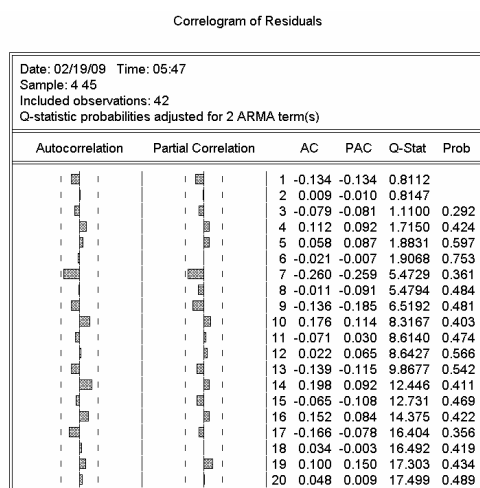


Gráfico 5.22 – Correlograma dos resíduos da regressão do modelo de 4 defasagens da 1ª diferença da série do nível do *swap* de 90 dias na 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma do Quadrado dos Resíduos:*

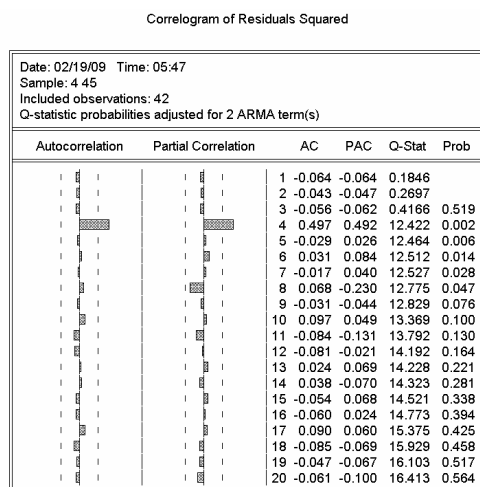


Gráfico 5.23 – Correlograma do quadrado dos resíduos da regressão do modelo de 4 defasagens da 1ª diferença da série do nível do *swap* de 90 dias na 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

Série: Variação da Inclinação do *swap* de 90 dias (var_swap_i_90)

- *Teste da raiz unitária (Teste ADF):*

Tabela 5.10 – Teste ADF da série da inclinação do *swap* de 90 dias.

Null Hypothesis: VAR_SWAP_I_90 has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.337202	0.0012
Test critical values: 1% level			-3.588509	
5% level			-2.929734	
10% level			-2.603064	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VAR_SWAP_I_90)				
Method: Least Squares				
Date: 11/29/08 Time: 18:50				
Sample (adjusted): 2 45				
Included observations: 44 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VAR_SWAP_I_90(-1)	-0.711836	0.164123	-4.337202	0.0001
C	0.023324	0.027768	0.839953	0.4057
R-squared	0.309339	Mean dependent var		0.007955
Adjusted R-squared	0.292895	S.D. dependent var		0.217251
S.E. of regression	0.182685	Akaike info criterion		-0.517713
Sum squared resid	1.401707	Schwarz criterion		-0.436613
Log likelihood	13.38968	Hannan-Quinn criter.		-0.487637
F-statistic	18.81132	Durbin-Watson stat		1.763331
Prob(F-statistic)	0.000089			

Fonte: elaboração própria.

A série (var_swap_i_90) já está estacionária.

- Gráfico da série da inclinação do swap de 90 dias:

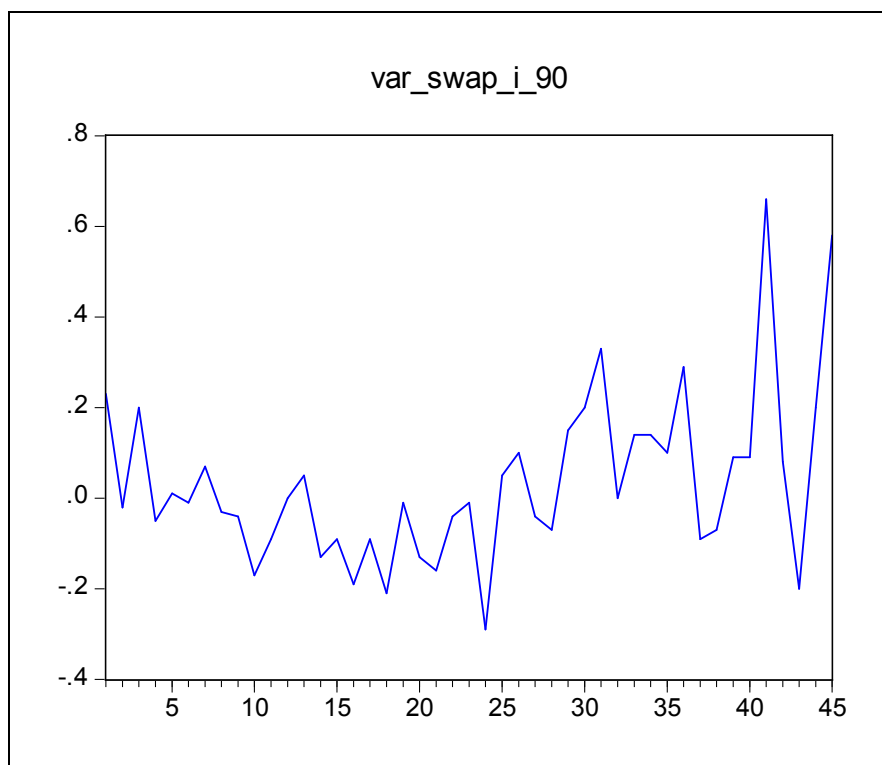


Gráfico 5.24 – Gráfico da série da inclinação do *swap* de 90 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma da Série:*

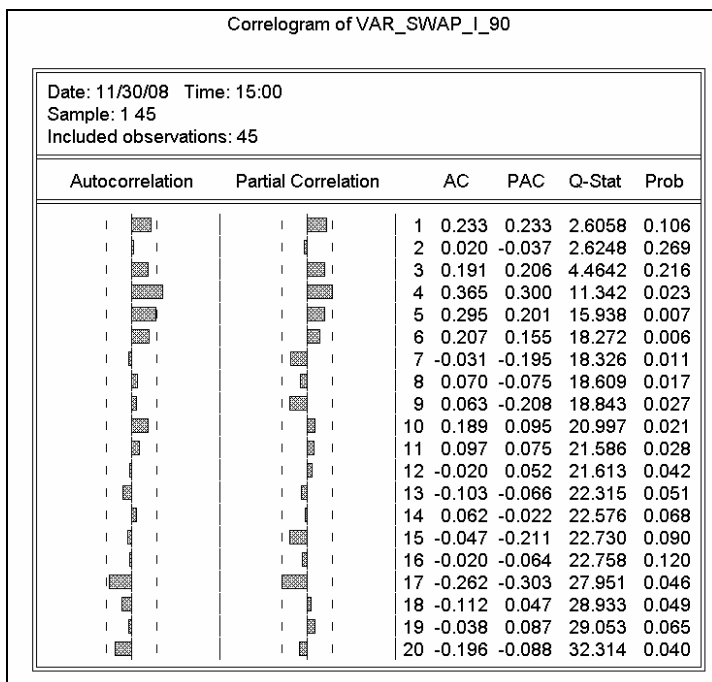


Gráfico 5.25 – Correlograma da série da inclinação do *swap* de 90 dias.

Fonte: elaboração própria.

Foi definido o modelo como AR(4) MA(3) para a série *dvar_swap_i_90* em função da análise de resíduos e critério de Akaike.

Tabela 5.11 – Modelo de 4 defasagens para a série da inclinação do *swap* de 90 dias.

Dependent Variable: VAR_SWAP_I_90
 Method: Least Squares
 Date: 02/19/09 Time: 06:19
 Sample (adjusted): 5 45
 Included observations: 41 after adjustments
 Convergence achieved after 24 iterations
 MA Backcast: 2 4

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.038685	0.064057	0.603913	0.5496
AR(4)	0.580712	0.154598	3.756264	0.0006
MA(2)	-0.318938	0.164276	-1.941481	0.0598
MA(3)	0.339065	0.157937	2.146843	0.0384
R-squared	0.280161	Mean dependent var		0.028537
Adjusted R-squared	0.221796	S.D. dependent var		0.191488
S.E. of regression	0.168923	Akaike info criterion		-0.626277
Sum squared resid	1.055797	Schwarz criterion		-0.459099
Log likelihood	16.83868	Hannan-Quinn criter.		-0.565400
F-statistic	4.800124	Durbin-Watson stat		1.639253
Prob(F-statistic)	0.006361			
Inverted AR Roots	.87	-.00+.87i	-.00-.87i	-.87
Inverted MA Roots	.42+.47i	.42-.47i	-.85	

Fonte: elaboração própria.

- *Histograma dos Resíduos:*

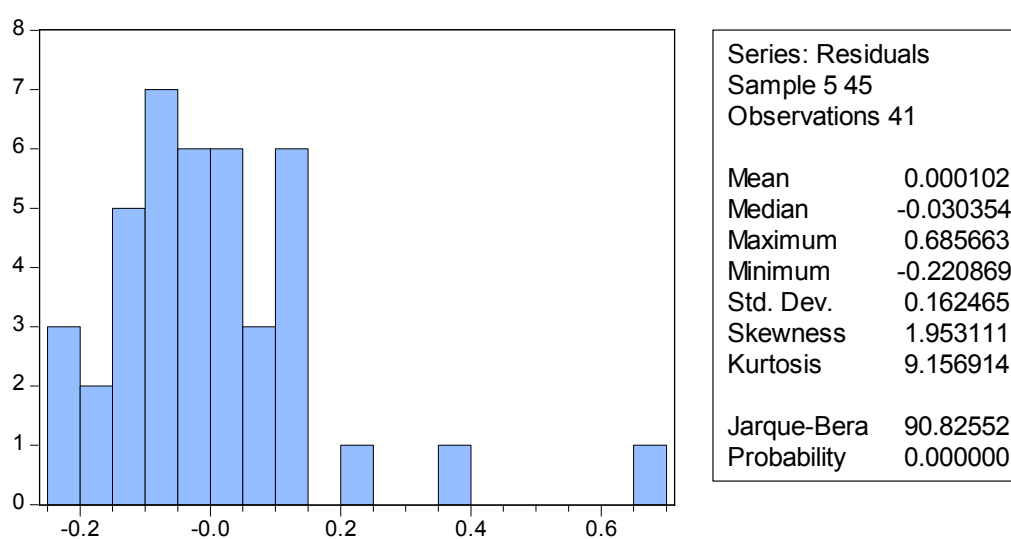


Gráfico 5.26 – Histograma do modelo de 4 defasagens para a série da inclinação do *swap* de 90 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma dos Resíduos (Q-stats):*

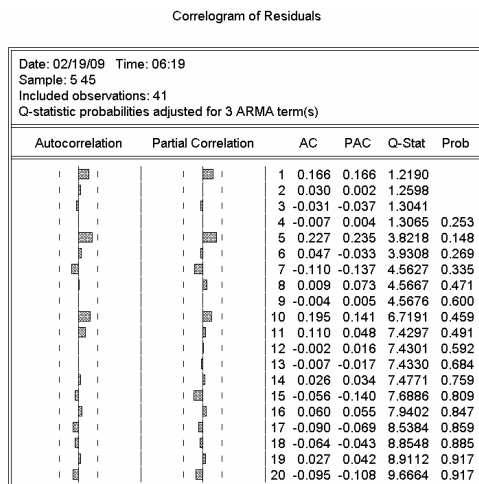


Gráfico 5.27 – Correlograma dos resíduos do modelo de 4 defasagens para a série da inclinação do *swap* de 90 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma do quadrado dos Resíduos:*

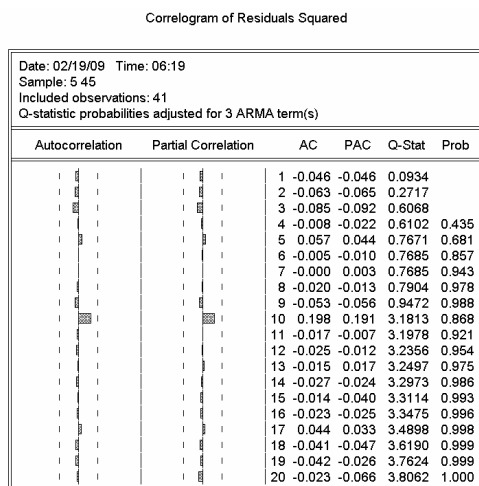


Gráfico 5.28 – Correlograma do quadrado dos resíduos do modelo de 4 defasagens para a série da inclinação do *swap* de 90 dias.

Fonte: elaboração própria.

Análise de resíduos da Regressão var_swap_i_90 versus dvar_selic:

- *Histograma dos Resíduos:*

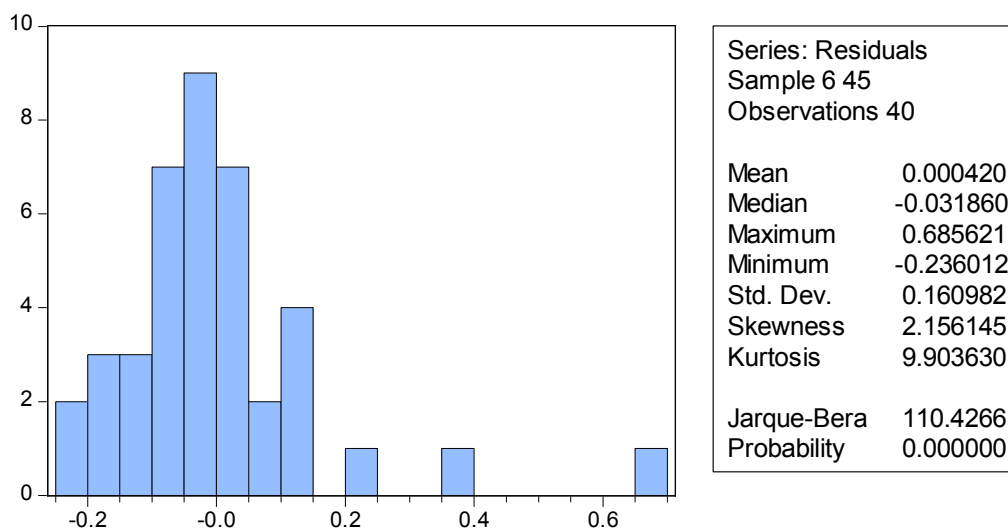


Gráfico 5.29 – Histograma da regressão do modelo de 4 defasagens da série da inclinação do *swap* de 90 dias na 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma dos Resíduos (Q-stats):*

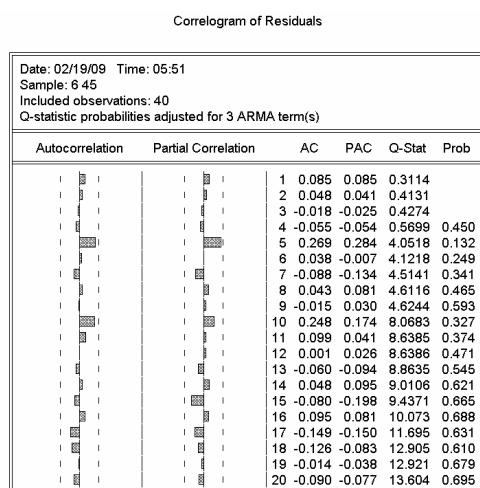


Gráfico 5.30 – Correlograma dos resíduos da regressão do modelo de 4 defasagens da série da inclinação do *swap* de 90 dias na 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma do quadrado dos Resíduos:*

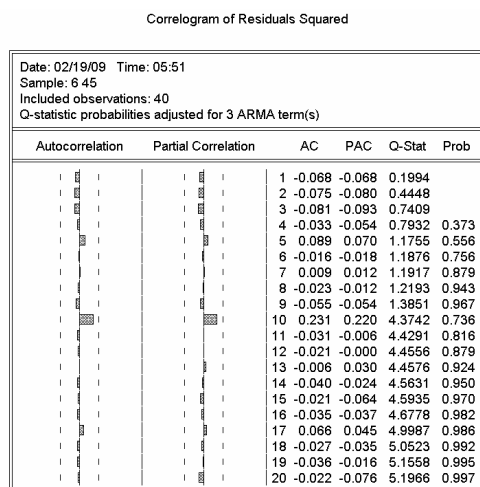


Gráfico 5.31 – Correlograma do quadrado dos resíduos da regressão do modelo de 4 defasagens da série da inclinação do *swap* de 90 dias na 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

Série: Variação do nível do *swap* de 180 dias (*var_swap_n_180*)

- *Teste da raiz unitária (Teste ADF):*

Tabela 5.12 – Teste ADF da série do nível do *swap* de 180 dias.

Null Hypothesis: VAR_SWAP_N_180 has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.036640	0.0001
Test critical values:	1% level		-3.588509	
	5% level		-2.929734	
	10% level		-2.603064	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VAR_SWAP_N_180)				
Method: Least Squares				
Date: 11/30/08 Time: 16:02				
Sample (adjusted): 2 45				
Included observations: 44 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VAR_SWAP_N_180(-1)	-0.823283	0.163459	-5.036640	0.0000
C	0.028937	0.029829	0.970092	0.3376
R-squared	0.376556	Mean dependent var		0.007045
Adjusted R-squared	0.361712	S.D. dependent var		0.245021
S.E. of regression	0.195754	Akaike info criterion		-0.379523
Sum squared resid	1.609430	Schwarz criterion		-0.298424
Log likelihood	10.34951	Hannan-Quinn criter.		-0.349448
F-statistic	25.36774	Durbin-Watson stat		1.842921
Prob(F-statistic)	0.000009			

Fonte: elaboração própria.

A série (*var_swap_n_180*) já está estacionária.

- Gráfico da série do nível do swap de 180 dias:

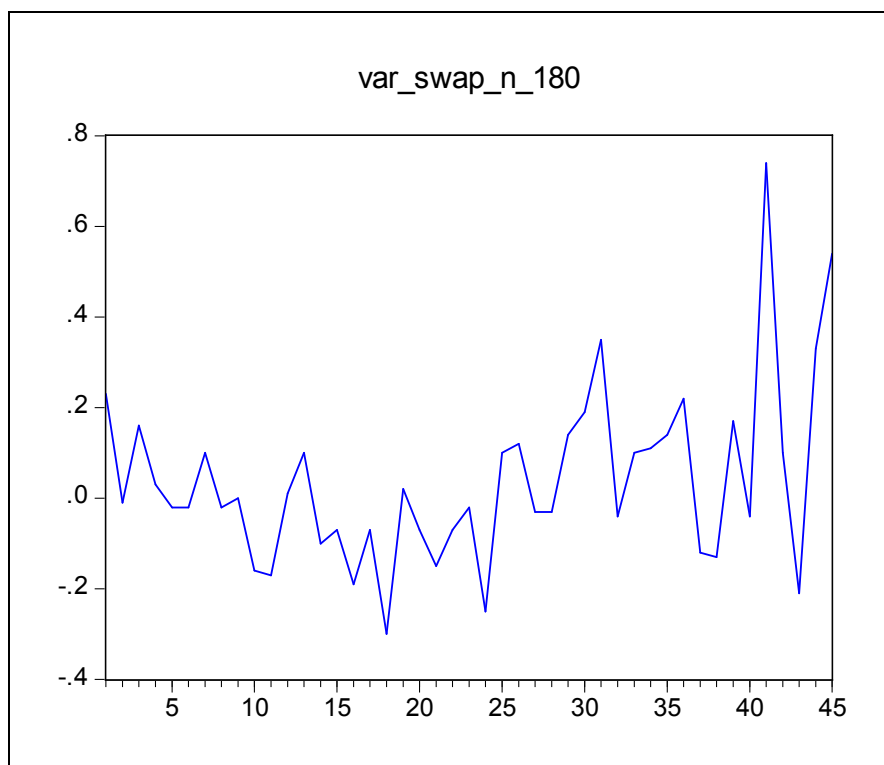


Gráfico 5.32 – Gráfico da série do nível do *swap* de 180 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma da Série:*

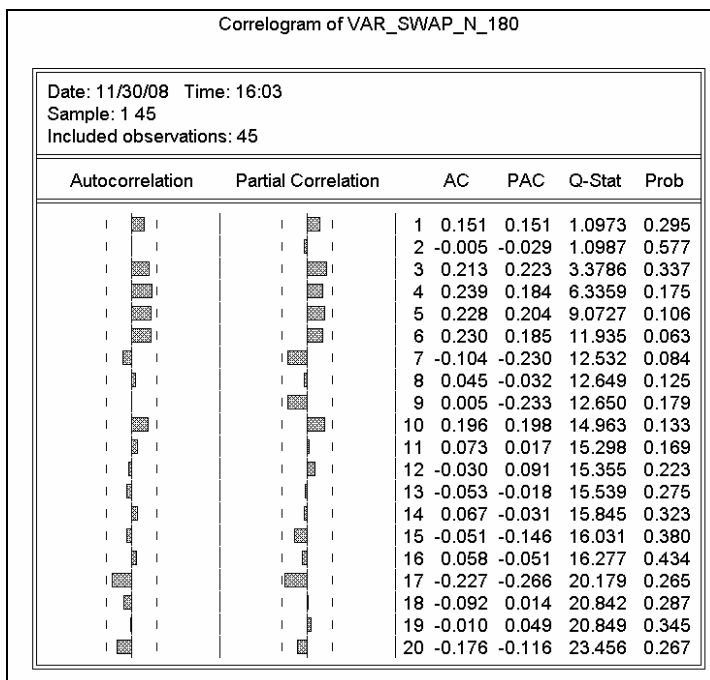


Gráfico 5.33 – Correlograma da série do nível do *swap* de 180 dias.

Fonte: elaboração própria.

Definido o modelo como AR(6) MA(5) – maior valor absoluto de Akaike (melhores para séries pequenas)

Tabela 5.13 – Modelo de 6 defasagens para a série do nível *swap* de 180 dias.

Dependent Variable: VAR_SWAP_N_180
 Method: Least Squares
 Date: 02/19/09 Time: 06:22
 Sample (adjusted): 7 45
 Included observations: 39 after adjustments
 Convergence achieved after 12 iterations
 MA Backcast: 2 6

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.248983	0.402659	0.618348	0.5403
AR(6)	0.822154	0.200729	4.095842	0.0002
MA(3)	0.464355	0.136794	3.394562	0.0017
MA(5)	0.409511	0.137815	2.971456	0.0053
R-squared	0.284851	Mean dependent var		0.034359
Adjusted R-squared	0.223553	S.D. dependent var		0.207146
S.E. of regression	0.182529	Akaike info criterion		-0.466898
Sum squared resid	1.166092	Schwarz criterion		-0.296277
Log likelihood	13.10452	Hannan-Quinn criter.		-0.405681
F-statistic	4.646956	Durbin-Watson stat		1.587936
Prob(F-statistic)	0.007751			
Inverted AR Roots	.97	.48+.84i	.48-.84i	-.48+.84i
	-.48-.84i	-.97		
Inverted MA Roots	.64+.62i	.64-.62i	-.15-.72i	-.15+.72i
	-.97			

Fonte: elaboração própria.

- *Histograma dos Resíduos:*

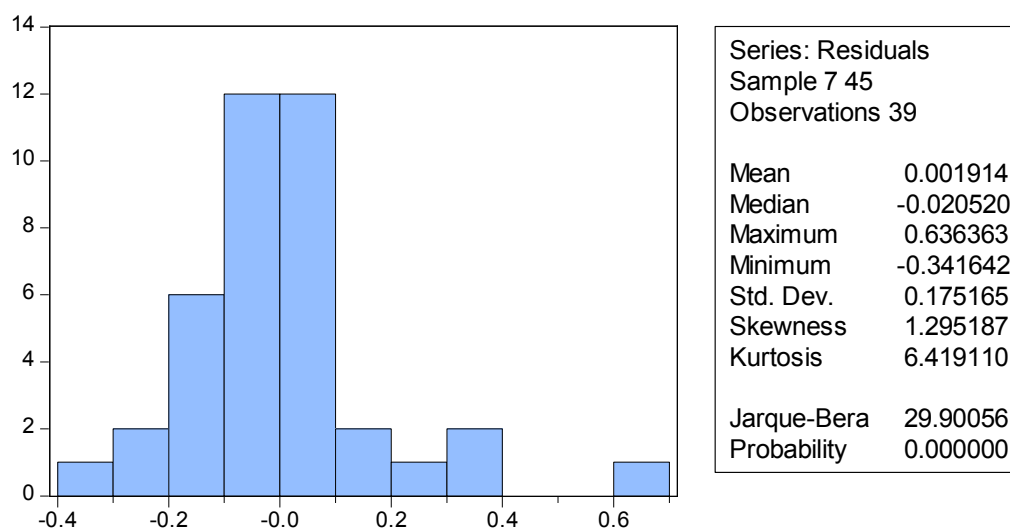


Gráfico 5.34 – Histograma do modelo de 6 defasagens para a série do nível do *swap* de 180 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma dos Resíduos (Q-stats):*

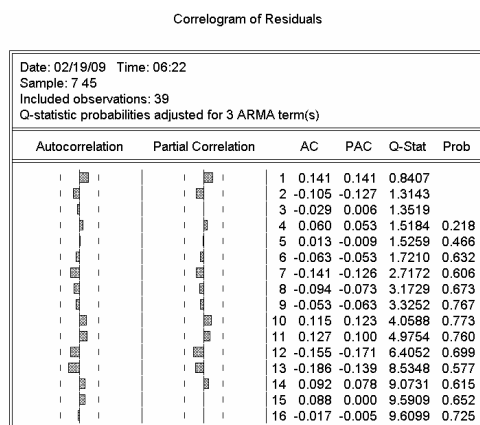


Gráfico 5.35 – Correlograma dos resíduos do modelo de 6 defasagens para a série do nível do *swap* de 180 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma do quadrado dos Resíduos:*

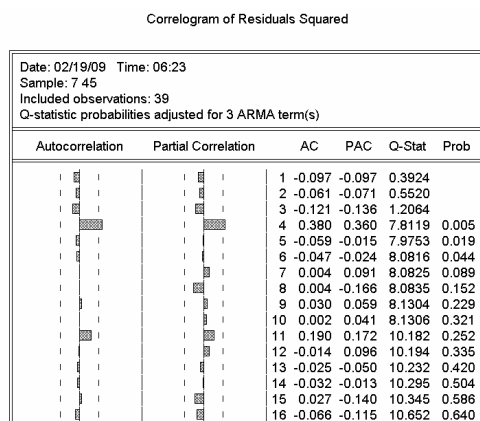


Gráfico 5.36 – Correlograma do quadrado dos resíduos do modelo de 6 defasagens para a série do nível do *swap* de 180 dias.

Fonte: elaboração própria.

Análise de resíduos da Regressão var_swap_n_180 versus dvar_selic:

- *Histograma dos Resíduos:*

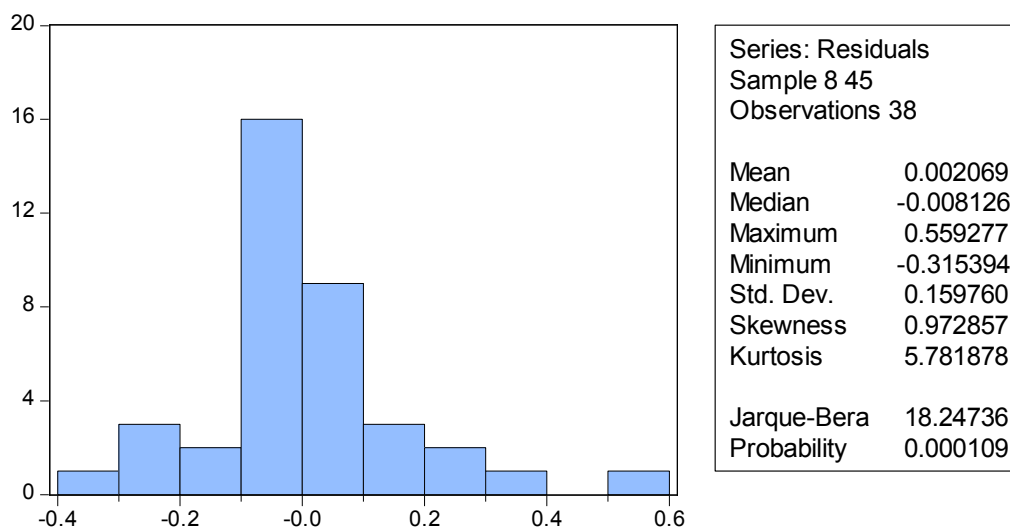


Gráfico 5.37 – Histograma da regressão do modelo de 6 defasagens da série do nível do *swap* de 180 dias na 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma dos Resíduos (Q-stats):*

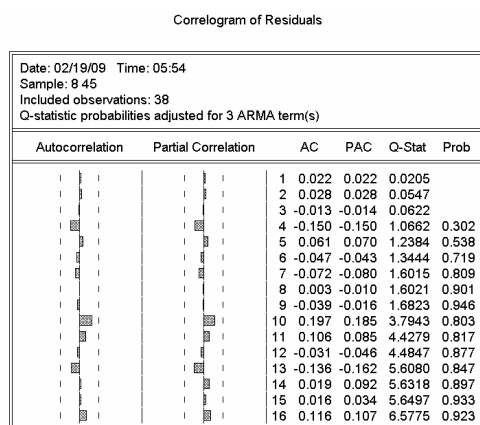


Gráfico 5.38 – Correlograma dos resíduos da regressão do modelo de 6 defasagens da série do nível do *swap* de 180 dias na 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma do quadrado dos Resíduos:*

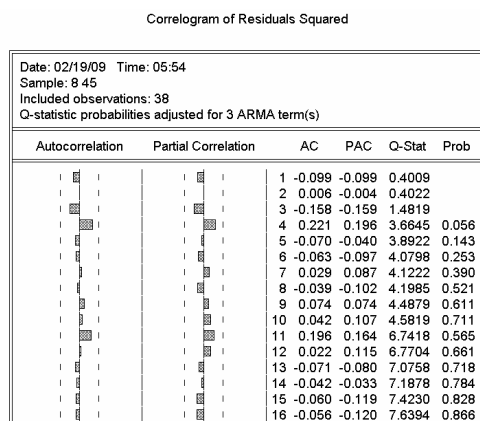


Gráfico 5.39 – Correlograma do quadrado dos resíduos da regressão do modelo de 6 defasagens da série do nível do *swap* de 180 dias na 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

Série: Variação da Inclinação do *swap* de 180 dias (var_swap_i_180)

- *Teste da raiz unitária (Teste ADF):*

Tabela 5.14 – Teste ADF da série da inclinação do *swap* de 180 dias.

Null Hypothesis: VAR_SWAP_I_180 has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.781831	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.588509	
	5% level		-2.929734	
	10% level		-2.603064	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VAR_SWAP_I_180)				
Method: Least Squares				
Date: 11/30/08 Time: 15:59				
Sample (adjusted): 2 45				
Included observations: 44 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VAR_SWAP_I_180(-1)	-0.929091	0.160691	-5.781831	0.0000
C	0.042293	0.038040	1.111779	0.2726
R-squared	0.443189	Mean dependent var		0.006818
Adjusted R-squared	0.429932	S.D. dependent var		0.329826
S.E. of regression	0.249028	Akaike info criterion		0.101885
Sum squared resid	2.604624	Schwarz criterion		0.182984
Log likelihood	-0.241468	Hannan-Quinn criter.		0.131961
F-statistic	33.42958	Durbin-Watson stat		1.901895
Prob(F-statistic)	0.000001			

Fonte: elaboração própria.

A série (var_swap_i_180) já está estacionária.

- Gráfico da série da inclinação do swap de 180 dias:

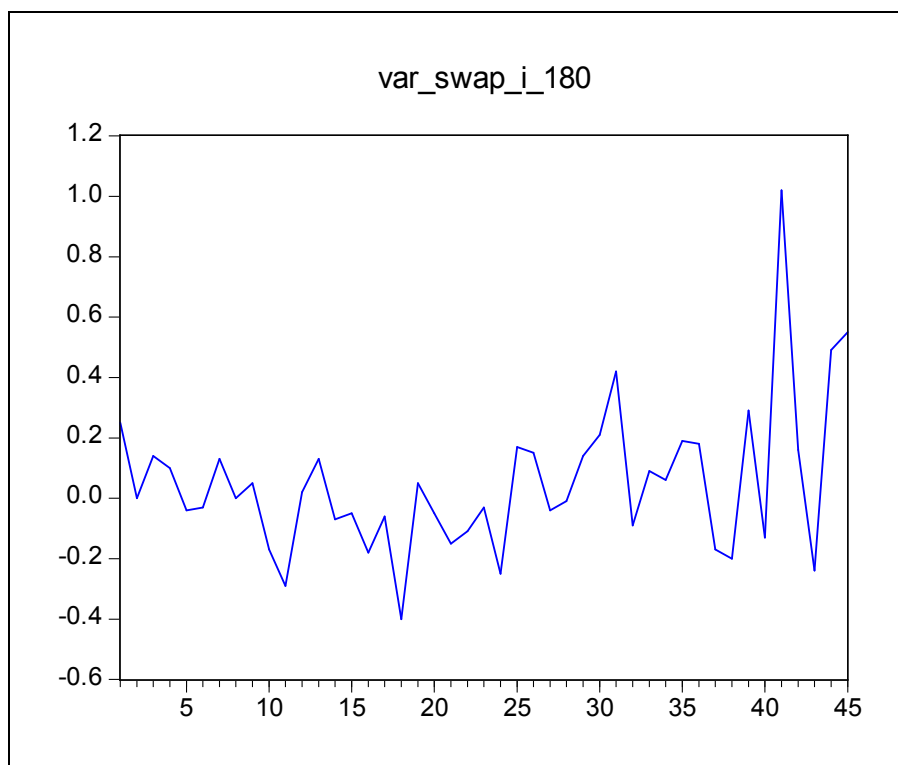


Gráfico 5.40 – Gráfico da série da inclinação do *swap* de 180 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma da Série:*

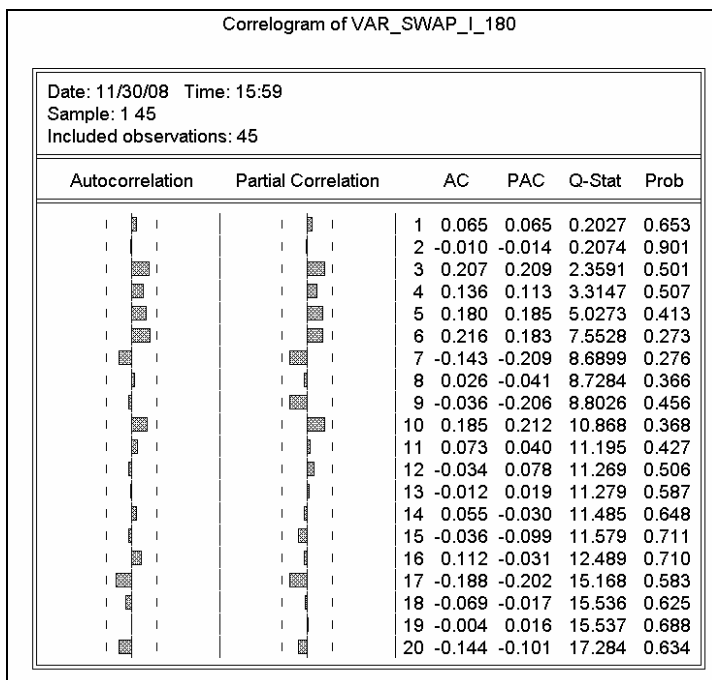


Gráfico 5.41 – Correlograma da série da inclinação do *swap* de 180 dias.

Fonte: elaboração própria.

Foi definido o modelo como MA(6) para a série *dvar_swap_i_180* em função da análise de resíduos e critério de Akaike.

Tabela 5.15 – Modelo de 7 defasagens para a série da inclinação do *swap* de 180 dias.

Dependent Variable: VAR_SWAP_I_180

Method: Least Squares

Date: 02/19/09 Time: 06:29

Sample: 1 45

Included observations: 45

Convergence achieved after 6 iterations

MA Backcast: -5 0

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.077902	0.058848	1.323801	0.1926
MA(6)	0.818408	0.045487	17.99202	0.0000
R-squared	0.215467	Mean dependent var		0.049556
Adjusted R-squared	0.197222	S.D. dependent var		0.245773
S.E. of regression	0.220207	Akaike info criterion		-0.145067
Sum squared resid	2.085126	Schwarz criterion		-0.064771
Log likelihood	5.264016	Hannan-Quinn criter.		-0.115134
F-statistic	11.80965	Durbin-Watson stat		1.754616
Prob(F-statistic)	0.001318			
Inverted MA Roots	.84-.48i	.84+.48i	.00+.97i	-.00-.97i
	-.84-.48i	-.84+.48i		

Fonte: elaboração própria.

- *Histograma dos Resíduos:*

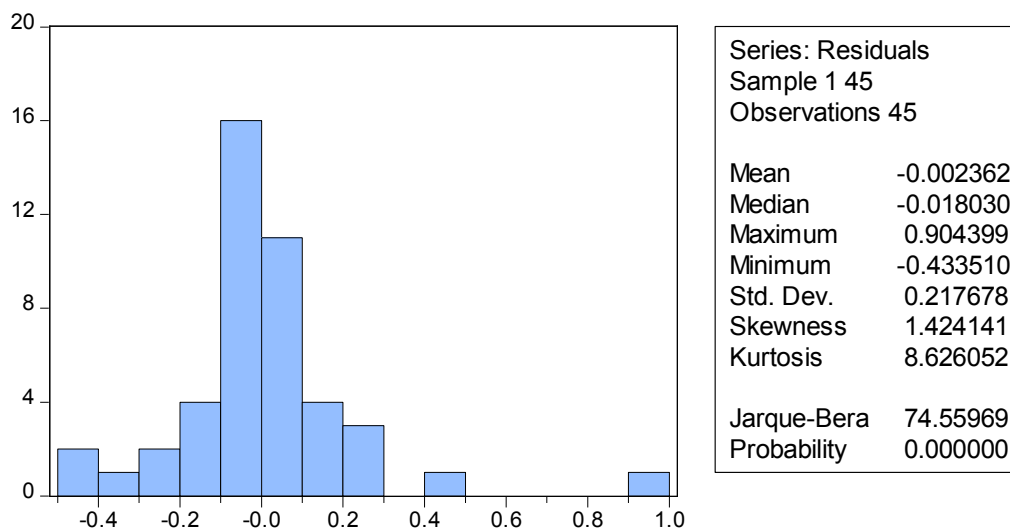


Gráfico 5.42 – Histograma do modelo de 7 defasagens para a série da inclinação do *swap* de 180 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma dos Resíduos (Q-stats):*

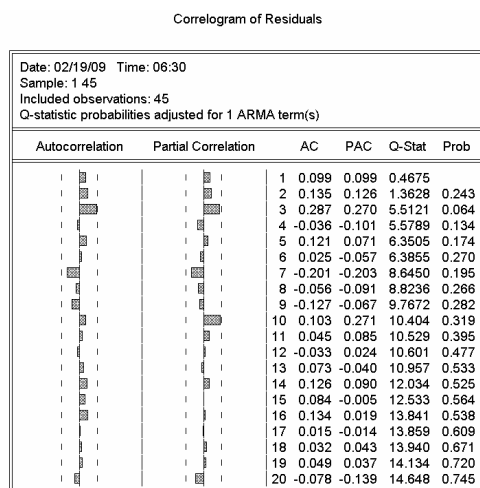


Gráfico 5.43 – Correlograma dos resíduos do modelo de 7 defasagens para a série da inclinação do *swap* de 180 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma do quadrado dos Resíduos:*

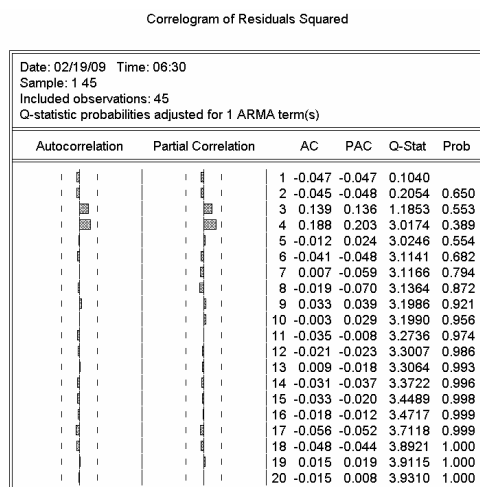


Gráfico 5.44 – Correlograma do quadrado dos resíduos do modelo de 7 defasagens para a série da inclinação do *swap* de 180 dias.

Fonte: elaboração própria.

Análise de resíduos da Regressão var_swap_i_180 versus dvar_selic:

- *Histograma dos Resíduos:*

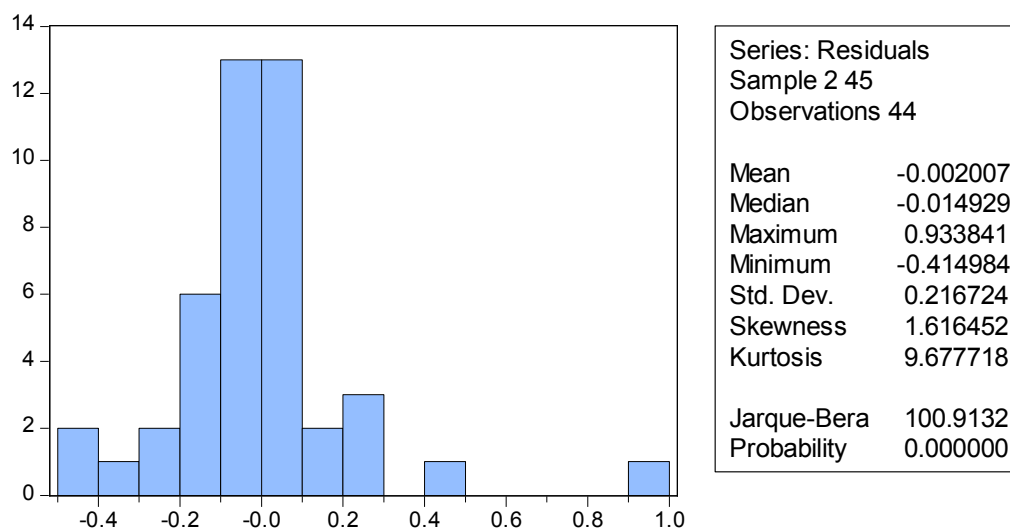


Gráfico 5.45 – Histograma da regressão do modelo de 7 defasagens da série da inclinação do *swap* de 180 dias na 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma dos Resíduos (Q-stats):*

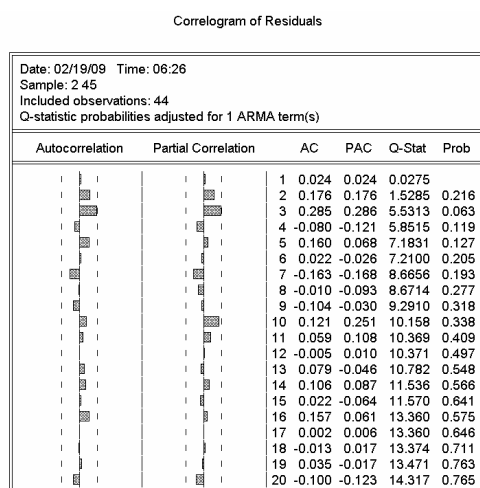


Gráfico 5.46 – Correlograma dos resíduos da regressão do modelo de 7 defasagens da série da inclinação do *swap* de 180 dias na 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma do quadrado dos Resíduos:*

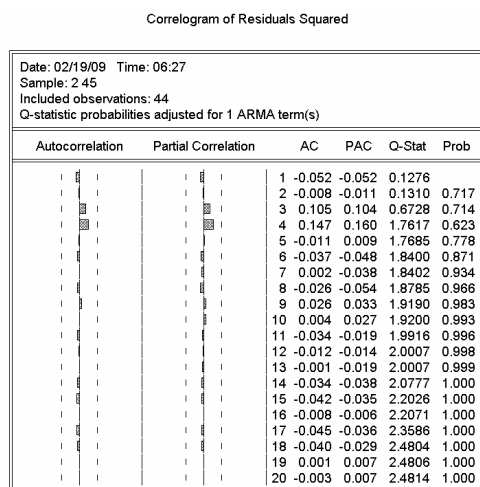


Gráfico 5.47 – Correlograma do quadrado dos resíduos da regressão do modelo de 7 defasagens da série da inclinação do *swap* de 180 dias na 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

Série: Variação do nível do *swap* de 360 dias (var_swap_n_360)

- *Teste da raiz unitária (Teste ADF):*

Tabela 5.16 – Teste ADF da série do nível do *swap* de 360 dias.

Null Hypothesis: VAR_SWAP_N_360 has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.486753	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.588509	
	5% level		-2.929734	
	10% level		-2.603064	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VAR_SWAP_N_360)				
Method: Least Squares				
Date: 11/30/08 Time: 16:53				
Sample (adjusted): 2 45				
Included observations: 44 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VAR_SWAP_N_360(-1)	-0.847667	0.154493	-5.486753	0.0000
C	0.039766	0.036535	1.088450	0.2826
R-squared	0.417512	Mean dependent var		0.004318
Adjusted R-squared	0.403643	S.D. dependent var		0.308872
S.E. of regression	0.238524	Akaike info criterion		0.015693
Sum squared resid	2.389530	Schwarz criterion		0.096793
Log likelihood	1.654752	Hannan-Quinn criter.		0.045769
F-statistic	30.10446	Durbin-Watson stat		2.008992
Prob(F-statistic)	0.000002			

Fonte: elaboração própria.

A série (var_swap_n_360) já está estacionária.

- Gráfico da série do nível do swap de 360 dias:

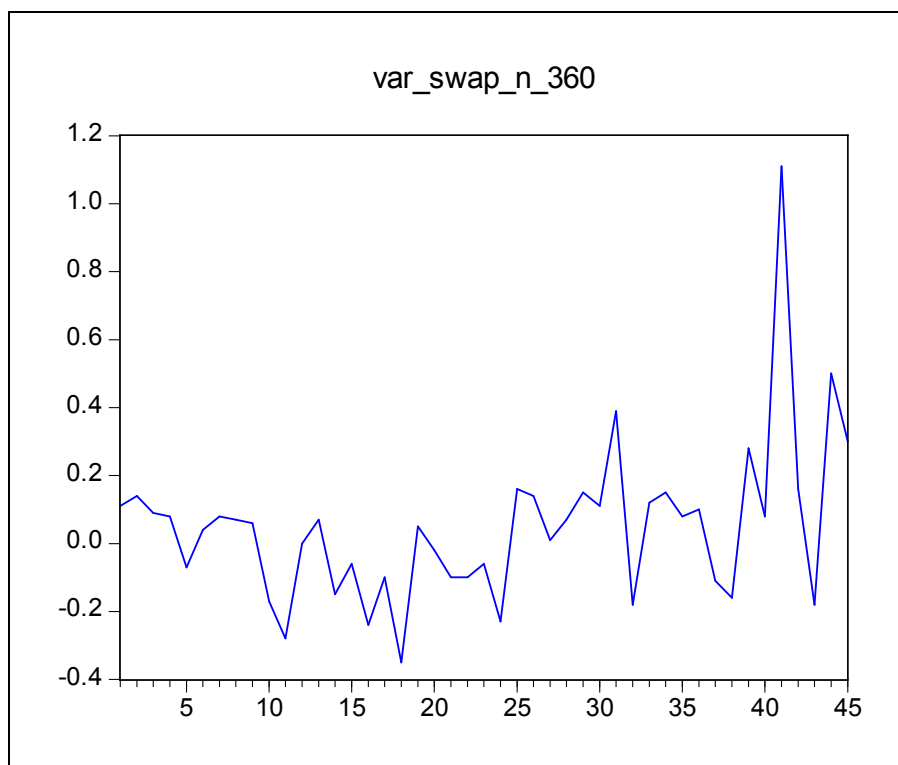


Gráfico 5.48 – Gráfico da série do nível do *swap* de 360 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma da Série:*

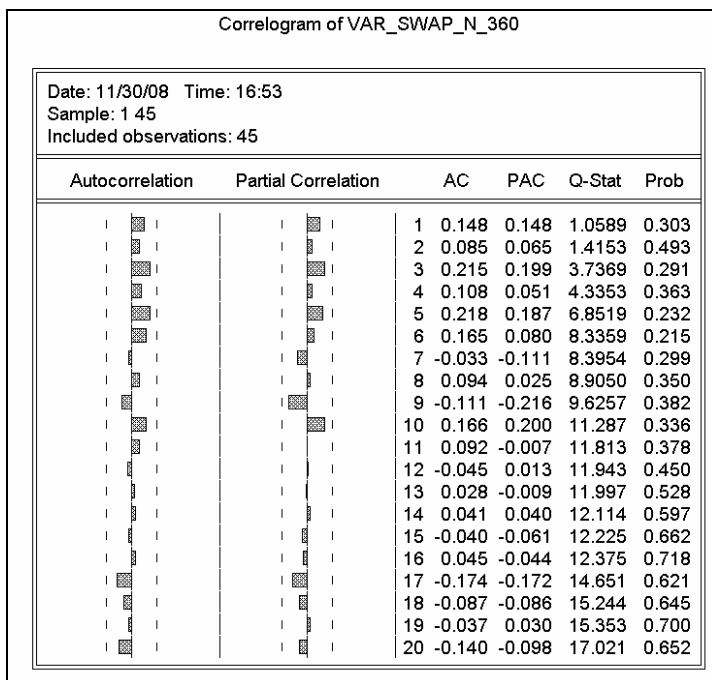


Gráfico 5.49 – Correlograma da série do nível do *swap* de 360 dias.

Fonte: elaboração própria.

Definido o modelo como AR(5) MA(10) – maior valor absoluto de Akaike (melhores para séries pequenas)

Tabela 5.17 – Modelo de 10 defasagens para a série do nível do *swap* de 360 dias.

Dependent Variable: VAR_SWAP_N_360
 Method: Least Squares
 Date: 02/19/09 Time: 06:32
 Sample (adjusted): 6 45
 Included observations: 40 after adjustments
 Convergence achieved after 8 iterations
 MA Backcast: -4 5

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.094566	0.083266	1.135702	0.2634
AR(5)	0.326862	0.221942	1.472735	0.1493
MA(10)	0.835809	0.034290	24.37471	0.0000
R-squared	0.387149	Mean dependent var		0.044750
Adjusted R-squared	0.354021	S.D. dependent var		0.249070
S.E. of regression	0.200184	Akaike info criterion		-0.307117
Sum squared resid	1.482731	Schwarz criterion		-0.180451
Log likelihood	9.142333	Hannan-Quinn criter.		-0.261318
F-statistic	11.68676	Durbin-Watson stat		1.652849
Prob(F-statistic)	0.000116			
Inverted AR Roots	.80	.25-.76i	.25+.76i	-.65+.47i
	-.65-.47i			
Inverted MA Roots	.93-.30i	.93+.30i	.58+.79i	.58-.79i
	.00-.98i	.00+.98i	-.58+.79i	-.58-.79i
	-.93+.30i	-.93-.30i		

Fonte: elaboração própria.

- *Histograma dos Resíduos:*

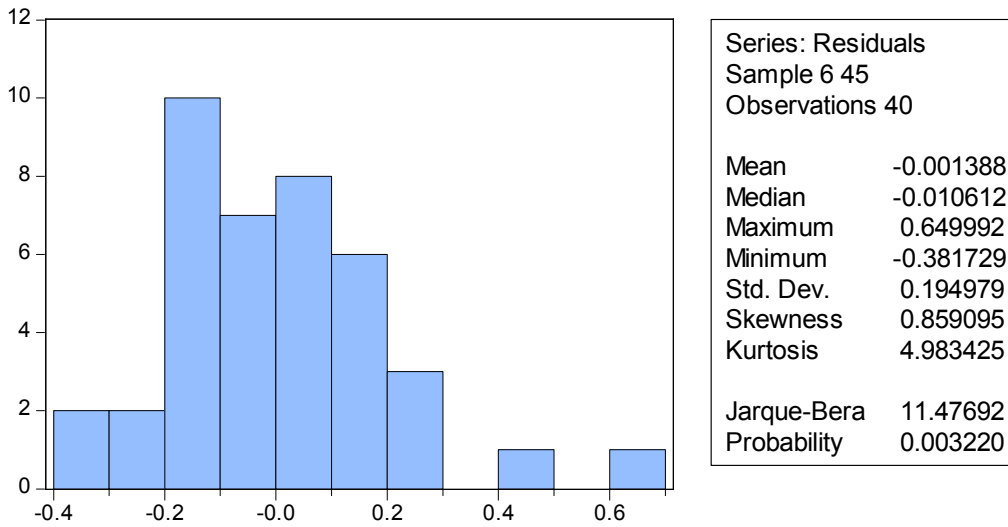


Gráfico 5.50 – Histograma do modelo de 10 defasagens para a série do nível do *swap* de 360 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma dos Resíduos (Q-stats):*

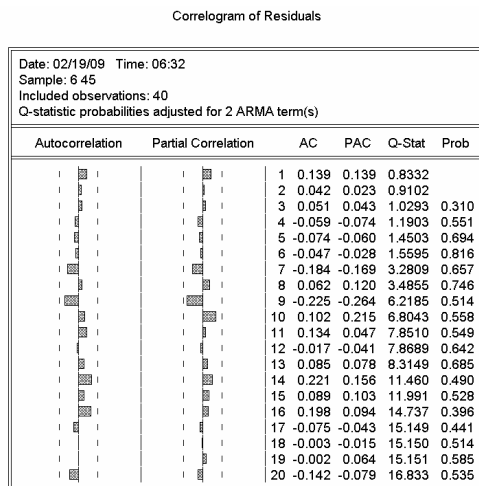


Gráfico 5.51 – Correlograma dos resíduos do modelo de 10 defasagens para a série do nível do *swap* de 360 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma do quadrado dos Resíduos:*

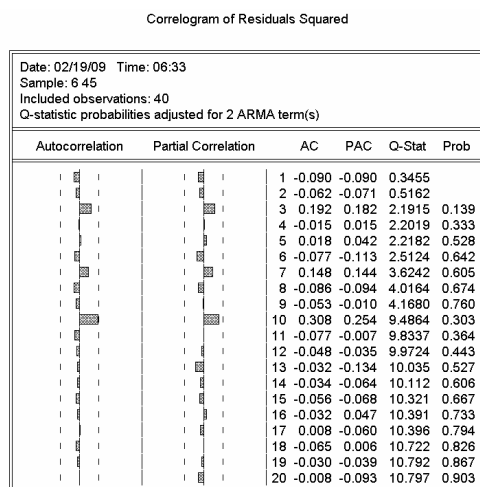


Gráfico 5.52 – Correlograma do quadrado dos resíduos do modelo de 10 defasagens para a série do nível do *swap* de 360 dias.

Fonte: elaboração própria.

Análise de resíduos da Regressão var_swap_n_360 versus dvar_selic

- *Histograma dos Resíduos:*

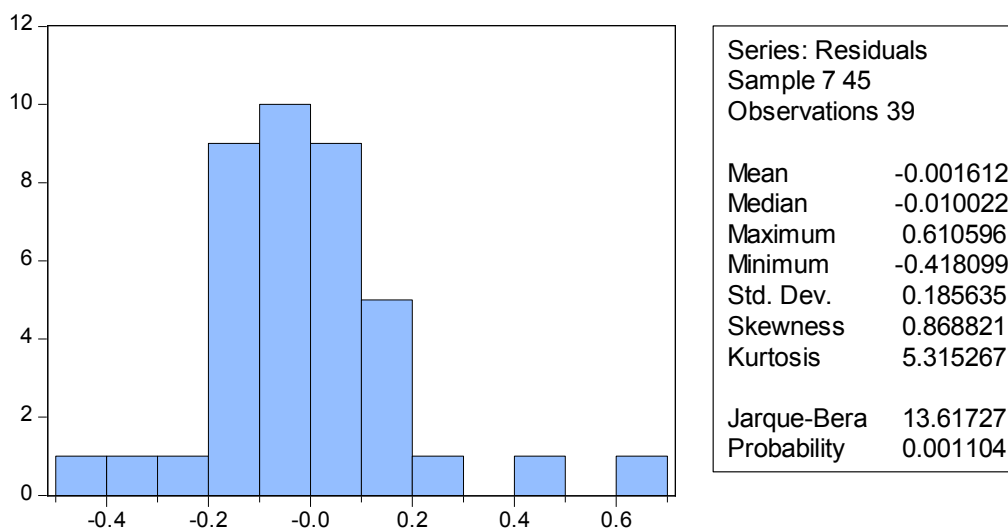


Gráfico 5.53 – Histograma da regressão do modelo de 10 defasagens da série do nível do *swap* de 360 dias na 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma dos Resíduos (Q-stats):*

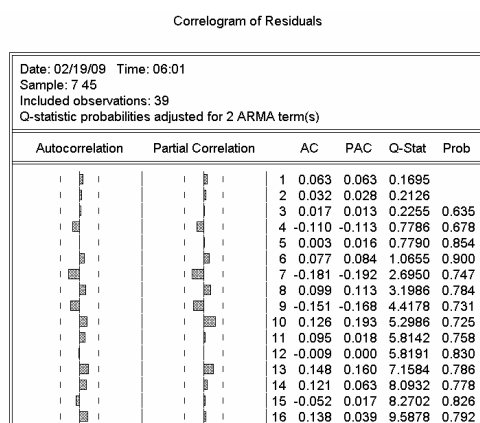


Gráfico 5.54 – Correlograma dos resíduos da regressão do modelo de 10 defasagens da série do nível do *swap* de 360 dias na 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma do quadrado dos Resíduos:*

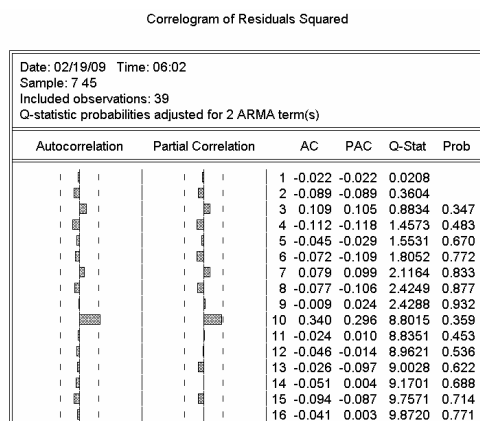


Gráfico 5.55 – Correlograma do quadrado dos resíduos da regressão do modelo de 10 defasagens da série do nível do *swap* de 360 dias na 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria

Série: Variação da inclinação do *swap* de 360 dias (*var_swap_i_360*)

- *Teste da raiz unitária (Teste ADF):*

Tabela 5.18 – Teste ADF da série da inclinação do *swap* de 360 dias.

Null Hypothesis: VAR_SWAP_I_360 has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.754710	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.588509	
	5% level		-2.929734	
	10% level		-2.603064	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VAR_SWAP_I_360)				
Method: Least Squares				
Date: 11/30/08 Time: 17:21				
Sample (adjusted): 2 45				
Included observations: 44 after adjustments				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VAR_SWAP_I_360(-1)	-0.881188	0.153125	-5.754710	0.0000
C	0.051685	0.046894	1.102168	0.2767
R-squared	0.440870	Mean dependent var		0.001818
Adjusted R-squared	0.427557	S.D. dependent var		0.404051
S.E. of regression	0.305705	Akaike info criterion		0.511994
Sum squared resid	3.925124	Schwarz criterion		0.593094
Log likelihood	-9.263876	Hannan-Quinn criter.		0.542070
F-statistic	33.11669	Durbin-Watson stat		2.006044
Prob(F-statistic)	0.000001			

Fonte: elaboração própria.

*A série (*var_swap_i_360*) já está estacionária.*

- Gráfico da série da inclinação do swap de 360 dias:

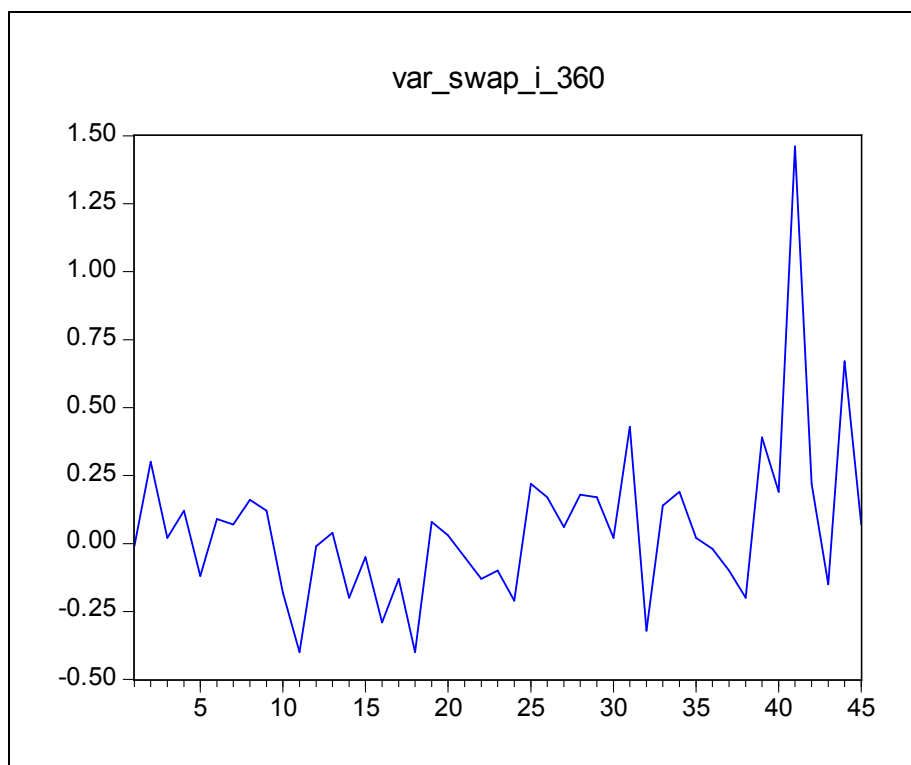


Gráfico 5.56 – Gráfico da série da inclinação do *swap* de 360 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma da Série:*

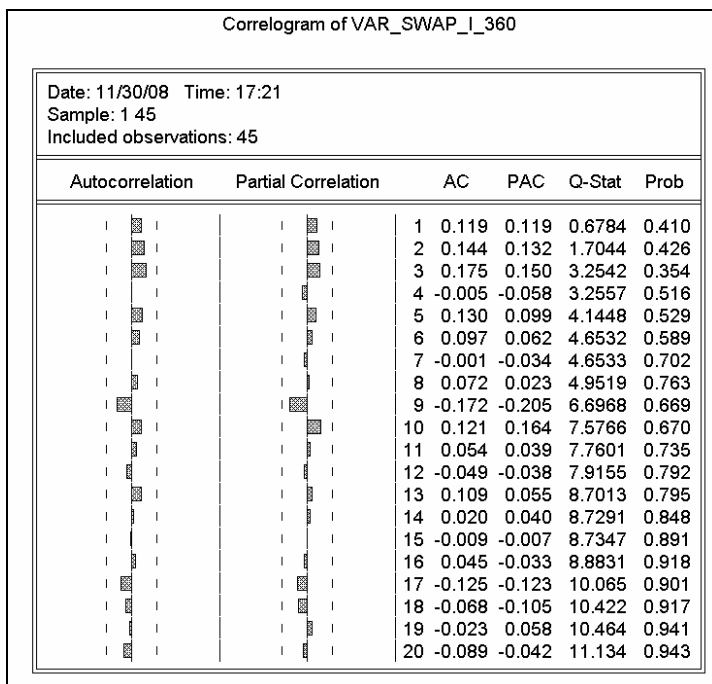


Gráfico 5.57 – Correlograma da série da inclinação do *swap* de 30 dias.

Fonte: elaboração própria.

Definido o modelo como AR(10) MA(9) – maior valor absoluto de Akaike (melhores para séries pequenas)

Tabela 5.19 – Modelo de 10 defasagens para a série da inclinação do *swap* de 360 dias.

Dependent Variable: VAR_SWAP_I_360
 Method: Least Squares
 Date: 02/19/09 Time: 06:34
 Sample (adjusted): 11 45
 Included observations: 35 after adjustments
 Convergence achieved after 42 iterations
 MA Backcast: 2 10

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.538904	0.594968	0.905770	0.3718
AR(10)	0.732273	0.276231	2.650943	0.0124
MA(9)	-0.870816	0.038367	-22.69705	0.0000
R-squared	0.486196	Mean dependent var		0.056857
Adjusted R-squared	0.454083	S.D. dependent var		0.334917
S.E. of regression	0.247457	Akaike info criterion		0.126658
Sum squared resid	1.959522	Schwarz criterion		0.259974
Log likelihood	0.783479	Hannan-Quinn criter.		0.172679
F-statistic	15.14028	Durbin-Watson stat		1.531266
Prob(F-statistic)	0.000024			
Inverted AR Roots	.97	.78+.57i	.78-.57i	.30-.92i
	.30+.92i	-.30-.92i	-.30+.92i	-.78-.57i
	-.78+.57i	-.97		
Inverted MA Roots	.98	.75+.63i	.75-.63i	.17+.97i
	.17-.97i	-.49-.85i	-.49+.85i	-.93+.34i
	-.93-.34i			

Fonte: elaboração própria.

- *Histograma dos Resíduos:*

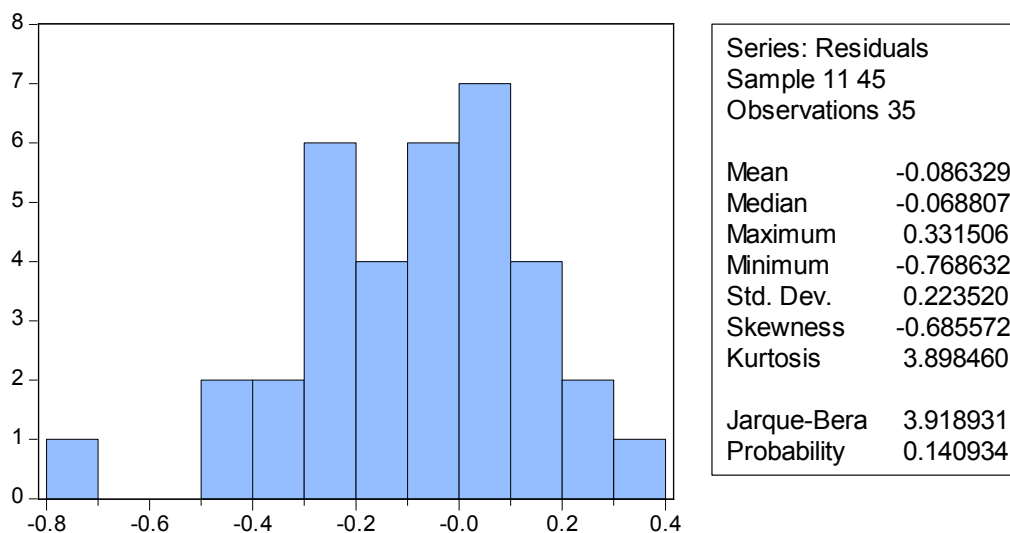


Gráfico 5.58 – Histograma do modelo de 10 defasagens para a série da inclinação do *swap* de 360 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma dos Resíduos (Q-stats):*

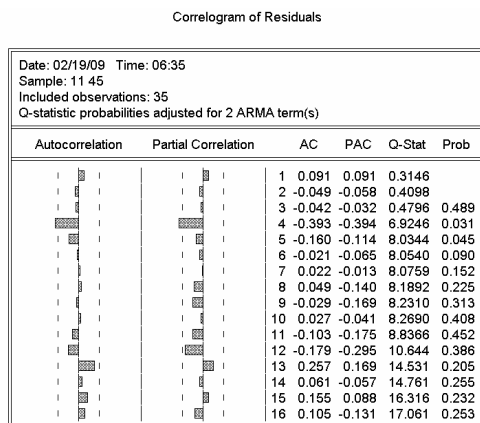


Gráfico 5.59 – Correlograma dos resíduos do modelo de 10 defasagens para a série da inclinação do *swap* de 360 dias.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma do quadrado dos Resíduos:*

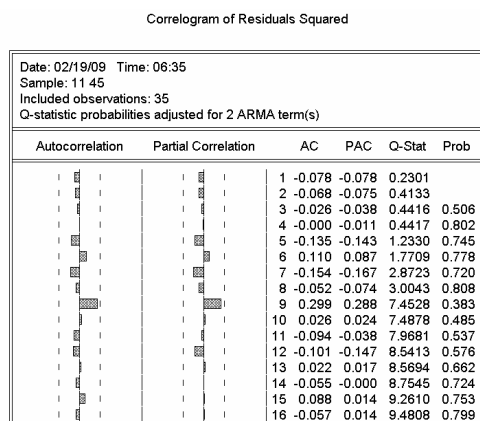


Gráfico 5.60 – Correlograma do quadrado dos resíduos do modelo de 10 defasagens para a série da inclinação do *swap* de 360 dias.

Fonte: elaboração própria.

Análise de resíduos da Regressão var_swap_i_360 versus dvar_selic

- *Histograma dos Resíduos:*

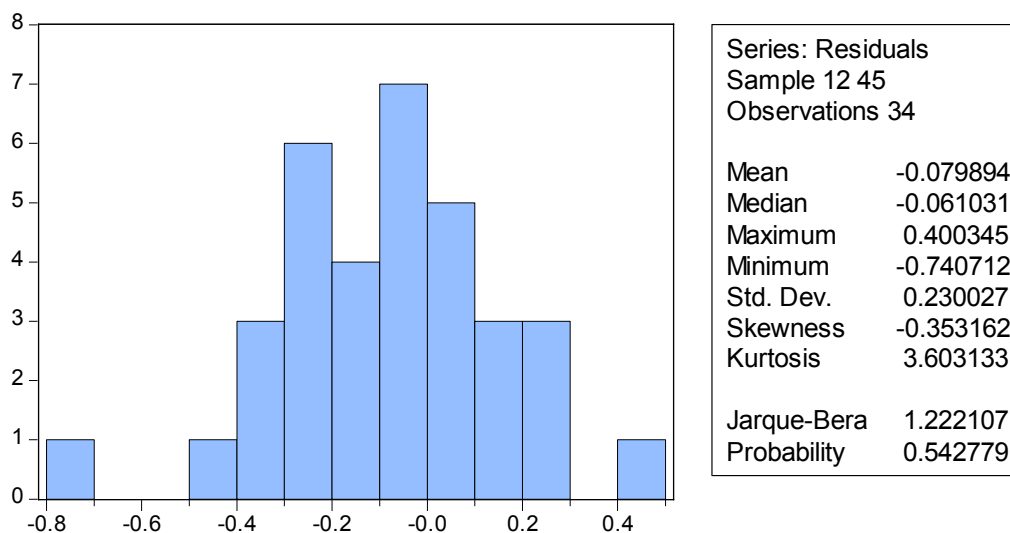


Gráfico 5.61 – Histograma da regressão do modelo de 10 defasagens da série da inclinação do swap de 360 dias na 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma dos Resíduos (Q-stats):*

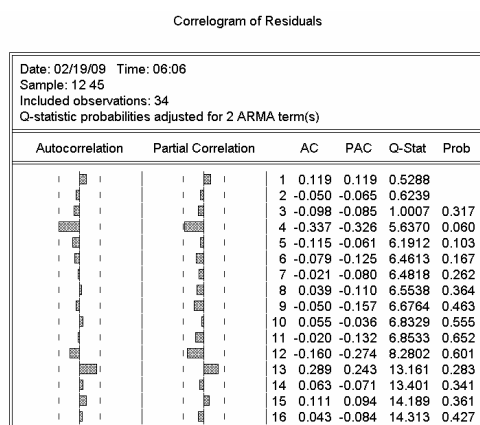


Gráfico 5.62 – Correlograma dos resíduos da regressão do modelo de 10 defasagens da série da inclinação do swap de 360 dias na 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

- *Correlograma do quadrado dos Resíduos:*

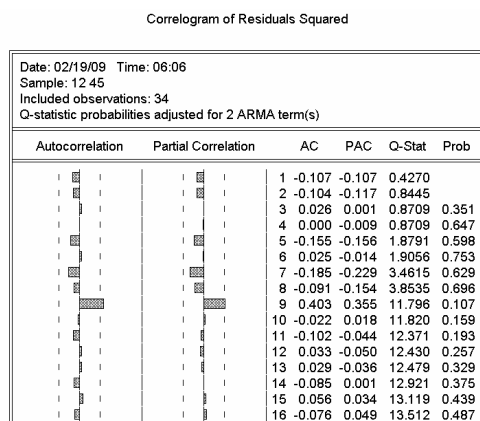


Gráfico 5.63 – Correlograma do quadrado dos resíduos da regressão do modelo de 10 defasagens da série da inclinação do *swap* de 360 dias na 1ª diferença da série da Selic.

Fonte: elaboração própria.

Estudo do erro na previsão nos economistas

Como caráter ilustrativo, foi verificado a diferença da previsão de Selic dos economistas versus a Selic-meta decidida pelo COPOM. Com os dados utilizados obtidos no site do Banco Central foi possível entender qual é a evolução do erro de previsão dos economistas no que tange à definição da taxa de juros de curto prazo definida pela política monetária do Banco Central.

O erro de previsão dos economistas foi estimado a partir de duas séries de dados. Inicialmente, foram obtidos a serie taxa-meta Selic de Janeiro de 2004 até Setembro de 2008. A partir destes dados, foi calculado como valor um toda vez que existe diferença entre a previsão do economista e a meta efetivamente estabelecida; e valor zero quando a previsão da Selic foi a mesma que a definida na reunião do COPOM. O índice de erro dos economistas foi calculado pelo somatório dos erros e acertos divididos pelo número total de previsões feitas valor percentual de erros. Este procedimento é realizado para diversos prazos de previsões, isto é, previsões realizadas 1, 15, 30, 60, 90, 180 e 360 dias antes de cada reunião de COPOM.

$$g = \sum \frac{(acertos + erros)}{Total} \quad (16)$$

Como vemos na tabela 4.1, os economistas erram em suas previsões de Selic, e com o aumento de prazos de antecedência, os erros se tornam mais constantes e maiores (índice de erro acima de 90%).

Tabela 5.20 – Índice de erro para a previsão da Meta Selic.

Tabela 4.1: Índice de Erro para a previsão da Selic									
Mês	Reunião	Meta SELIC	t = 1	t = 15	t = 30	t = 60	t = 90	t = 180	t = 360
jul-05	20/7/2005	19.75	19.75	19.75	19.75	19.75	19.25	18.00	14.50
ago-05	17/8/2005	19.75	19.75	19.75	19.75	19.75	19.50	18.63	15.25
set-05	14/9/2005	19.50	19.50	19.25	19.25	19.25	19.50	18.63	15.75
out-05	19/10/2005	19.00	19.00	19.00	19.00	18.75	18.75	18.50	15.50
nov-05	23/11/2005	18.50	18.50	18.50	18.50	18.50	18.25	18.50	15.75
dez-05	14/12/2005	18.00	18.00	18.00	18.00	18.00	18.00	18.00	15.50
jan-06	18/1/2006	17.25	17.25	17.50	17.50	17.50	17.50	17.50	16.00
mar-06	8/3/2006	16.50	16.50	16.50	16.50	17.00	17.00	17.00	16.38
abr-06	19/4/2006	15.75	15.75	15.75	15.75	16.00	16.25	16.75	16.25
mai-06	31/5/2006	15.25	15.25	15.25	15.00	15.00	15.25	16.25	16.50
jul-06	19/7/2006	14.75	14.75	14.75	14.75	14.75	14.50	15.50	16.25
ago-06	30/8/2006	14.25	14.50	14.50	14.50	14.50	14.50	15.00	16.00
out-06	18/10/2006	13.75	13.75	13.75	14.00	14.25	14.25	14.00	16.00
nov-06	29/11/2006	13.25	13.25	13.25	13.25	13.50	14.00	14.25	15.50
jan-07	24/1/2007	13.00	13.00	13.00	13.00	13.00	13.25	14.00	15.00
mar-07	7/3/2007	12.75	12.75	12.75	12.75	12.75	12.75	13.50	14.00
abr-07	18/4/2007	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	13.00	13.50
jun-07	6/6/2007	12.00	12.00	12.00	12.25	12.25	12.25	12.38	13.50
jul-07	18/7/2007	11.50	11.50	11.50	11.50	11.50	12.00	12.00	13.50
set-07	5/9/2007	11.25	11.25	11.25	11.25	11.13	11.25	11.75	12.75
out-07	17/10/2007	11.25	11.25	11.00	11.00	11.00	11.00	11.50	12.25
dez-07	5/12/2007	11.25	11.25	11.25	11.25	11.00	11.00	10.75	12.00
jan-08	23/1/2008	11.25	11.25	11.25	11.25	11.25	11.25	10.50	11.50
mar-08	5/3/2008	11.25	11.25	11.25	11.25	11.25	11.25	10.75	11.25
abr-08	16/4/2008	11.75	11.50	11.50	11.25	11.25	11.25	11.00	10.75
jun-08	4/6/2008	12.25	12.25	12.25	12.25	11.75	11.25	11.00	10.00
jul-08	23/7/2008	13.00	12.75	12.75	12.75	12.75	12.50	11.25	10.00
Índice de Erro			11.11%	22.22%	33.33%	59.26%	70.37%	92.59%	96.30%

Fonte: extraído de <http://www.bcb.gov.br/>

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

Por tanto, como medida de como os agentes privados são surpreendidos por decisões de política monetária foi utilizada a diferença entre as taxas de juros de um dado instrumento financeiro (por exemplo, o *swap* de 30 dias) para o seguinte período: foi empregada a diferença entre as taxas negociadas um dia depois o COPOM e um dia antes da decisão mensal do COPOM. Estes dados são detalhados no item a seguir.

Como pode ser observado, o índice de erro dos economistas é cada vez maior quanto maior a antecedência para a reunião do COPOM. Mesmo para previsões realizadas um dia antes da reunião que irá definir a taxa Selic, o índice de erro atinge 11%. Por tanto, têm se uma indicação que o mercado deve ser surpreendido pelas decisões tomadas pelo Banco Central, o que irá acarretar ajustes em toda a estrutura a termo de juros.

6. Bibliografia

- [1] Alves, D. C.O. e Sekkel, R. (2006). *"The Economic Determinants of the Brazilian Nominal Term Structure of Interest Rates"*. University of Colorado Law School Legal Studies Research Paper Available.
- [2] Ang, A., e Piazzesi, M. (2003). *"A No-Arbitrage Vector Autoregressive of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables"*. Journal of Monetary Economics, vol. 50, p.745 – 787.
- [3] Balduzzi, P., Bertola, G., e Foresi, S. (1993). *"A Model of Target Changes and The Term Structure of Interest Rates"*. NBER Working Papers Series, N° 4347.
- [4] Balduzzi, P., Bertola, G., Foresi, S. e Klapper, L. (1997). *"Interest Rate Targeting and The Dynamics of Short-Term Rates"*. NBER Working Papers Series, N° 5944.
- [5] Bartolini, L., Bertola, G. e Prati, A. (2000). *"Day-to-day monetary policy and the volatility of the federal funds interest rate"*. Journal of Money, Credit and Banking, Blackwell Publishing, vol. 34(1), pages 137-59, February.
- [6] Bernanke, B. e Blinder, A. (1992). *"The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission"*. American Economic Review, Vol 82: N°. 4, 901-921.
- [7] Bernanke, B.S. e Blinder, A.S. (1988). *"Credit, Money, and Aggregate Demand"*. American Economic Review 78, 435-439.
- [8] Bernanke, B.S. e Gertler, M. (1995). *"Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission"*. Journal of Economic Perspectives 9, 27-48.
- [9] Bressan, A. A.; Alves, R. A.; Caetano, R. A. e Iquiapaza, R. A. (2007). *"Modelagem Multifatorial da Estrutura a Termo de Juros de LTN's utilizando Análise de Componentes Principais"*. Encontro ANPEC, 2007.

- [10] Blinder, A.S. e Stiglitz, J.E. (1983). “*Money, Credit Constraints, and Economic Activity*”. *American Economic Review* 73, 297-302.
- [11] Box, G. E. P. e Jenkins, G. M. (1976). “*Time series analysis forecasting and control*”. San Francisco: Holden-Day. Edição revisada.
- [12] Bueno, R. L. S. (2008). “*Econometria de Séries de Tempo*”. Cengage Learning – 1ª Edição, ISBN - 9788522106424.
- [13] Christiano, L., Eichenbaum, M., e Evans, C., (1996a). “*The Effects of Monetary-Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds*”. *Review of Economics and Statistics*, 78: 16-34.
- [14] Christiano, L., Eichenbaum, M., e Evans, C., (1996b). “*Identification and the Effects of Monetary-Policy Shocks*”. *Financial Factors in Economic Stabilization and Growth*, (eds.) M. Blejer, Z. Eckstein, Z. Hercowitz, and L. Leiderman. Cambridge: Cambridge University Press.
- [15] Christiano, L.; Eichenbaum, M. e Evans, C.L. (1999). “*Monetary Policy Shocks: What have we learned and to what end?*”. *Handbook of Macroeconomics*, Amsterdam: North Holland.
- [16] Cook, T., e Hahn, T. (1989). “*The Effect of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970s*”. *Journal of Monetary Economics*, 24, 331–351.
- [17] Enders, W. (2003). “*Applied Econometric Time Series*”. Second Edition. John Wiley & Sons, Inc.
- [18] Evans, C.L. e Marshall, D.A. (1998). “*Monetary Policy and the Term Structure of Nominal Interest Rates: evidence and theory*”. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol.49, p.53-111.
- [19] Fleming, M.J., e Remolona, E. (1997). “*What Moves the Bond Market?*”. *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review* (December) pp. 31-50.

- [20] Gali, J. (1992). “*How Well Does the IS-LM Model Fit Post War Data?*”. Quarterly Journal of Economics, 107: 709-738.
- [21] Kashyap, A.K. e Stein, J.C. (1994). “*Monetary Policy and Bank Lending*”. In N.G. Mankiw, Ed. Monetary Policy. Chicago: University of Chicago Press.
- [22] Kuttner, N. K. (2000). “*Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market*”. Federal Reserve Bank of New York, JEL classification: E4, G1, Feb 2000.
- [23] Knex, P.; Litterman, R. e Scheinkman, J. (1994). “*Exploration into factors explaining money market returns*”. Journal of Finance, v. 1, p. 54-61, Dec 1994.
- [24] Litterman, R. e Scheinkman, J. (1991). “*Common Factors Affecting Bond Returns*”. Journal of Fixed Income, vol.1, p.54-61.
- [25] Luna, F. (2006). “*Aplicação da metodologia de componentes principais na análise da estrutura a termo de taxa de juros brasileira e no cálculo de valor em risco*”. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Texto para Discussão).
- [26] Makridakis, S.; Wheelwright, S. e Hyndman, R. J. (1998). “*Forecasting methods and Applications*”. 3ª ed. New York: John Wiley & Sons.
- [27] Martellini, L.; Priaulet, P. e Priaulet, S. (2003). “*Fixed Income Securities: valuation, risk management and portfolios strategies*”. Nova York: Wiley.
- [28] Mehra, Y. P. (1996). “*Monetary Policy and Long-Term Interest Rates*”. Federal Reserve Bank of Richmond - Journal Economic Quarterly, pág. 27-49.
- [29] Morettin, P. A. e Toloí, C. M. C. (1987). “*Previsão de séries temporais*”. 2. ed. São Paulo: Atual Editora.

- [30] Poole, W. (2005). “*Understanding the Term Structure of Interest Rates*”. Poole Speech – St. Louis Fed.
- [31] Roberds, W., Runkle, D. e Whiteman, C. H. (1996). “*A Daily View of Yield Spreads and Short-Term Interest Rate Movements*”. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 28, pág. 34-53.
- [32] Roley, V. V. e Sellon, G. H. Jr. (2008). “*Monetary Policy Actions and Long-Term Interest Rates*”. Federal Reserve Bank of Kansas City - Economic Review, Fourth Quarter 1995.
- [33] Rossi, J.W. (1996). “*A Estrutura a Termo da Taxa de Juros: Uma Síntese*”. Texto para Discussão, Nº 447 – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- [34] Roush, J. E. (2001). “*Evidence Uncovered: Long-Term Interest Rates, Monetary Policy, and the Expectations Theory*”. International Finance Discussion Papers, Number 712.
- [35] Silveira, G. e Bessada, O. (2003). “*Análise de componentes principais de dados funcionais: uma aplicação às estruturas a termo de taxas de juros*”. Banco Central do Brasil: maio 2003 (Trabalhos para Discussão n. 73).
- [36] Sims, C. e Zha, T. (1995a). “*Does Monetary Policy Generate Recessions?*”. Working Paper, Yale University.
- [37] Souza Filho, E. T. A. (2006). “*A Estrutura a Termo de Taxas de Juros e a Trajetória Futura de Inflação e Atividade Econômica: Um Estudo sobre o Caso Brasileiro*”. Tese de Mestrado – Fundação Getúlio Vargas – Escola de Economia de São Paulo.
- [38] Walsh, C. E. (1998). “*Monetary theory and policy*”. Cambridge, Massachusetts Institute of Technology Press, 528 p.

- [39] Wu, T. (2001). "*Monetary Policy and the Slope Factor in Empirical Term Structure Estimations*". Federal Reserve Bank of Sao Francisco working paper series.
- [40] Wu, T. (2003). "*Stylized Facts on Nominal Term Structure and Business Cycles: An Empirical VAR Study*". Applied Economics, vol.35, p. 901 – 906.
- [41] Wooldridge, J. M. (2002). "*Introductory Econometrics – A Modern Approach – 2E*". Thomson South-Western.
- [42] Tabak, B. M. e Andrade, S. C. (2003). "*Testing the Expectations Hypothesis in the Brazilian Term Structure of Interest Rates*". Revista Brasileira de Finanças v. 1, nº 1, PP. 19-43.
- [43] Tabak, B. M. (2003). "*Monetary Policy Surpresies and the Brazilian Term Structure of Interest Rates*". Working Paper Series, Nº 70, February, 2003 – Banco Central do Brasil.
- [44] Taylor, J.B. (1993). "*Discretion versus Policy Rules in Practice*". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39, 195-214.
- [45] Triches, D. e Caldart, W. L. (2005). "*As teorias da estrutura a termo das taxas de juros da economia brasileira: uma análise da causalidade de setembro 1999 a setembro 2004*". VIII Encontro de Economia da Região Sul – ANPEC SUL 2005.
- [46] Varga, G. e Valli, M. (2001). "*Movimentos da estrutura a termo da taxa de juros brasileira e imunização*". Economia Aplicada, v. 5, n. 1, jan. 2001.
- [47] Vieira, R. C. G. e Gonçalves, C. E. S. (2008). "*Um estudo sobre os impactos da surpresa da política monetária na atividade econômica brasileira*". Artigo baseado na dissertação de Mestrado do primeiro autor sob a orientação do co-autor - Econ. Apl. vol.12 no.2 Ribeirão Preto.
- [48] Vieira Neto, C. A. e Pereira, P. L. V. (1999). "*Modelagem da Estrutura a Termo da Taxa de Juros e Avaliação de Contratos de Derivativos*". Tese de Doutorado, Universidade

de São Paulo, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade – Departamento de Economia.

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)