

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS

ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

JOSÉ MONTEIRO VARANDA NETO

ESTRUTURA A TERMO DE TAXAS DE JUROS: DETERMINANTES  
MACROECONÔMICOS – APLICAÇÃO DO MODELO DE SVENSSON PARA O BRASIL

SÃO PAULO

2015

JOSÉ MONTEIRO VARANDA NETO

ESTRUTURA A TERMO DE TAXAS DE JUROS: DETERMINANTES  
MACROECONÔMICOS – APLICAÇÃO DO MODELO DE SVENSSON PARA O BRASIL

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

Linha de Pesquisa: Macroeconomia Financeira

Orientador: Prof. Dr. Rogério Mori

SÃO PAULO

2015

Varanda Neto, José Monteiro.

Estrutura a Termo das Taxas de Juros: Determinantes Macroeconômicos –  
Aplicação do Modelo de Svensson para o Brasil / José Monteiro Varanda Neto. –  
2015

72 f.

Orientador: Rogério Mori

Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Taxas de juros - Brasil. 2. Macroeconomia. 3. Algoritmos. 4. Modelos  
estatísticos. I. Mori, Rogério. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São  
Paulo. III. Título.

CDU 336.781.5(81)

JOSÉ MONTEIRO VARANDA NETO

ESTRUTURA A TERMO DE TAXAS DE JUROS: DETERMINANTES  
MACROECONÔMICOS – APLICAÇÃO DO MODELO DE SVENSSON PARA O BRASIL

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

Linha de Pesquisa: Macroeconomia Financeira

Data da Aprovação

10/08/2015

Banca Examinadora:

---

Prof. Dr. Rogério Mori

FGV - EESP

---

Prof. Dr. Celso José Costa Júnior

FGV - EESP

---

Prof. Dr. José Carlos de Souza Santos

USP – FEA

## **Agradecimentos**

Gostaria de agradecer a algumas pessoas que vêm me acompanhando não somente nesse projeto de Mestrado em Economia, mas por toda a vida.

Um agradecimento muito grande à minha esposa Alessandra, por me permitir conciliar tantos objetivos e tarefas, muitas vezes sacrificando o nosso tempo comum. Um agradecimento especial a ela por ter me propiciado a minha conquista mais importante, que foi o nascimento de nosso filho, João Pedro, durante a época do Mestrado.

Ao meu orientador, Rogério Mori, pelas aulas memoráveis, pelas importantes dicas as quais só quem conhece a fundo a ciência econômica pode dar, além do tempo dispendido para me ajudar a terminar esse trabalho.

Ao meu grande amigo e mentor, Prof. Dr. José Carlos de Souza Santos, pelo grande apoio e amizade ao longo dos anos.

Ao meu falecido pai, Hélio Monteiro, que esteve ao meu lado no início do programa e nunca será esquecido.

## Resumo

Este trabalho visa sistematizar um modelo para previsão e explicação dos movimentos de curto prazo da estrutura a termo de taxas de juros pré-fixada em reais do Brasil, baseado na relação dos movimentos em questão com os níveis e alterações que se processam nas variáveis macroeconômicas relevantes.

A metodologia usada foi dividir o procedimento em duas etapas:

Na primeira etapa, o modelo de Svensson (1994) é usado para ajustar a Estrutura a Termo de Taxas de Juros de cada data específica para obter os parâmetros daquela data. Isso é conseguido através da maximização da estatística  $R^2$  na regressão de mínimos quadrados, como sugerido no artigo original de Nelson e Siegel (1987).

Então, as medianas dos dois parâmetros de decaimento utilizados são calculadas e mantidas arbitrariamente constantes para facilitar os cálculos da segunda etapa.

Na segunda etapa, uma vez que os estimadores que melhor se ajustam às curvas de juros foram obtidos, outra regressão de MQO é realizada considerando os betas de Svensson dependentes de variáveis macroeconômicas de estado.

**Palavras-Chave:** estrutura a termo de taxas de juros, modelo de Svensson, modelo de Nelson-Siegel, variáveis macroeconômicas, algoritmos para trading.

## **Abstract**

This paper is intended to systematize a model for both forecasting and explaining short term movements of the term structure of interest rates in the Brazilian local currency market, based on the probable relationship between these movements and the levels and variations in the relevant macroeconomic variables.

The methodology used was to divide the procedure in two stages:

In the first stage, the Svensson (1994) model is used to fit the available daily Yield Curve to the parameters of the model, for each specific date. This is accomplished by maximizing the  $R^2$  statistic in the OLS regression, as suggested in the original paper by Nelson-Siegel (1987).

Then, the medians of the two decay parameters are calculated, and arbitrarily kept constant to make the second stage calculations easier.

In the second stage, once the daily estimators that best fit the overall set of dates for the Yield Curve had been obtained, another OLS regression is performed considering Svensson's betas to be dependent on the macroeconomic state variables.

**Key Words:** term structure of interest rates, Svensson model, Nelson-Siegel model, macroeconomic variables, trading algorithms.

## Lista de Figuras

Figura 1 – Histograma $\lambda$ - Modelo Nelson e Siegel.....	29
Figura 2 – Histograma $\lambda_1$ – Modelo Svensson.....	30
Figura 3 – Histograma $\lambda_2$ – Modelo Svensson.....	30
Figura 4 – Histograma dos R2 diários.....	31



## Lista de Gráficos

Gráfico 1 – Pior ajuste do modelo aos dados com os parâmetros $\lambda_1$ e $\lambda_2$ .....	32
Gráfico 2 – Melhor ajuste do modelo aos dados com os parâmetros $\lambda_1$ e $\lambda_2$ .....	33
Gráfico 3 – Cargas nos $\beta$ em função do prazo em meses.....	35
Gráfico 4 – Cargas em $\beta_2$ e $\beta_3$ em função do prazo em meses.....	35
Gráfico 5 – Desvio-Padrão (Taxa Real – Taxa Estimada) (% a.a.).....	49
Gráfico 6 – <i>Back Test</i> dentro da amostra para a previsão do modelo.....	51
Gráfico 7 – P-Valores dos Testes de Hipótese nos Vértices.....	52
Gráfico 8 – ETTJ estimada e observada em 03/10/2014.....	55
Gráfico 9 – Aumento de 1 p.p. na Selic.....	56
Gráfico 10 – Depreciação Cambial de 10%.....	57
Gráfico 11 – Aumento no CDS para 3%.....	58
Gráfico 12 – Aumento da Expectativa de Inflação de 50 p.b.....	59
Gráfico 13 – Aumento no PIB esperado de 50 p.b.....	60

## Lista de Tabelas

Tabela 1: Total de Melhores R2 por Modelo.....	31
Tabela 2 – Estatísticas sobre a série de parâmetros $\beta$ .....	33
Tabela 3: Critérios de Distribuição da Amostra no Modelo.....	37
Tabela 4: Resumo das Estatísticas das Variáveis de Interesse.....	39
Tabela 5: Modelo para Estimação de $\beta_0$ .....	40
Tabela 6: Modelo para Estimação de $\beta_1$ .....	41
Tabela 7: Modelo para Estimação de $\beta_2$ .....	41
Tabela 8: Modelo para Estimação de $\beta_3$ .....	42
Tabela 9: Taxa Instantânea $i_0 = \beta_0 + \beta_1$ .....	46
Tabela 10: $\beta_2 + \beta_3$ .....	47
Tabela 11: P-Valores relevantes para o modelo nos Vértices.....	52
Tabela 12: Parâmetros do Modelo para 2014.....	54
Tabela 13: Vetor de Variáveis para Teste de Sensibilidade.....	55
Tabela 14: Betas para 03/10/2014.....	55
Tabela 15: Vetor de Variáveis para Teste de Sensibilidade – Aumento de 1 p.p. na Selic.....	56
Tabela 16: Vetor de Variáveis para Teste de Sensibilidade – Depreciação Cambial de 10%.....	57
Tabela 17: Vetor de Variáveis para Teste de Sensibilidade – Aumento no CDS para 3%.....	58
Tabela 18: Vetor de Variáveis para Teste de Sensibilidade – Aumento na Expectativa de Inflação de 50 p.b.....	59
Tabela 19: Vetor de Variáveis para Teste de Sensibilidade – Aumento no PIB esperado de 50 p.b.....	60

## Sumário

1. Introdução.....	11
2. Revisão da Literatura.....	13
2.1. Revisão Acadêmica.....	13
2.2. O mercado de taxas de juros no Brasil.....	19
3. Metodologia.....	23
3.1. Modelo Proposto.....	23
3.1.1. Ajuste de Curva de Juros.....	23
3.1.2. Regressão contra as Variáveis de Estado.....	24
3.1.3. A escolha dos Fatores $\lambda$ .....	28
3.1.4. O intervalo de utilização dos dados e as estatísticas das variáveis de estado.....	36
3.1.5. Estimação do Modelo.....	39
4. Resultados.....	41
4.1. Resultados das Regressões.....	41
4.2. Discussão dos Resultados das Regressões.....	43
4.3. O modelo em funcionamento.....	49
4.4. Utilização em Algoritmos.....	51
4.5. Análise de Sensibilidade.....	54
5. Conclusões.....	62
6. Referências Bibliográficas.....	66
7. Apêndice.....	68

## 1. Introdução

Dentre as formas de interação entre as entidades responsáveis pela condução das economias modernas e os agentes de mercado, a estrutura a termo de taxas de juros (ETTJ) é uma das mais importantes.

Através da observação do comportamento da ETTJ é possível observar se o mercado financeiro espera um aumento na taxa básica de juros para os próximos períodos, queda ou mesmo manutenção da mesma e a duração prevista pelos agentes de cada passo da política monetária.

Além disso, é possível avaliar o nível de nervosismo ou agitação dos agentes pelo cálculo das volatilidades das taxas de juros em vértices pré-determinados, bem como pela alteração na inclinação da ETTJ.

Os economistas têm, ao longo dos anos, buscado técnicas para antecipar com alguma precisão o comportamento de variáveis econômico-financeiras atrelando o comportamento das mesmas ao seu valor passado ou ao valor de outras variáveis relevantes.

Com a ETTJ não poderia ser diferente. Muitos estudos têm sido feitos para relacionar o movimento da curva de juros com variáveis econômicas e de mercado.

Esse trabalho busca operacionalizar o exercício acima sugerido nas seguintes etapas:

- a) Estimar um modelo de regressão entre os parâmetros da curva de juros brasileira modelados segundo Svensson (1994) e algumas variáveis macroeconômicas relevantes escolhidas em função de trabalhos anteriores e da teoria econômica disponível.
- b) Separar os horizontes da curva de juros em curto, médio e longo prazo, destacando os fatores condicionantes de cada período.
- c) Realizar análises de sensibilidade com os modelo obtido de sorte a verificar a adequação do mesmo à teoria econômica disponível.

O conteúdo restante desse trabalho é assim dividido: na seção 2 é feita uma revisão da literatura, com a apresentação dos trabalhos importantes relacionados ao tema na primeira parte e uma descrição do mercado doméstico de taxas de juros e os instrumentos locais que são usados para construção da ETTJ na segunda; na seção 3 é apresentado o modelo utilizado, os objetivos, a estratégia e as simplificações utilizadas; na seção 4 são apresentados os principais resultados encontrados e, por fim, na seção 5 as conclusões do estudo.

## 2. Revisão da Literatura

### 2.1. Revisão Acadêmica

Os estudos sobre a ETTJ vêm sendo realizados desde a década de 1970, tanto por financistas como por economistas. Os financistas estão interessados, entre outras coisas, em precificação de derivativos e hedge de títulos e derivativos de renda fixa.

Os economistas, por sua vez, têm buscado relacionar o comportamento da ETTJ com as variáveis macroeconômicas.

De certa forma, a modelagem da ETTJ reflete essa distinção entre usuários.

Os modelos não paramétricos (ou modelos de não arbitragem) irão buscar o perfeito ajuste da ETTJ em um dado instante no tempo, garantindo que não existam oportunidades de arbitragem entre vencimentos. Essa classe de modelos vai ser usada por operadores, dado que no processo de precificação de derivativos a condição de não arbitragem é característica importante. Exemplos de modelos não paramétricos são as *splines* cúbicas de McCulloch (1971;1975) e as *splines* exponenciais (Vasicek, 1977).

Os modelos de equilíbrio, que são uma classe de modelos paramétricos, são caracterizados pela modelagem da taxa instantânea, que evolui para os outros prazos através de modelagem do prêmio de risco para os vértices posteriores.

Alguns exemplos consagrados são Vasicek (1977), Cox, Ingersoll Jr. e Ross (1985) e Hull e White (1990).

Segundo Caldeira (2011), “Os métodos paramétricos apresentam algumas vantagens. Primeiro, assumem especificações parcimoniosas, que propiciam interpretação econômica dos parâmetros. Segundo, podem ser impostas formas funcionais que obedecem relações impostas pela teoria econômica”.

Esses atributos dos métodos paramétricos, aliados em geral à sua parcimônia, serão de grande utilidade no estudo do relacionamento da ETTJ com as variáveis macroeconômicas e de mercado.

Dessa forma, alguns dos métodos paramétricos de modelagem da ETTJ são descritos a seguir.

O modelo de Nelson e Siegel (1987) consegue ajustar a ETTJ através da resolução de uma equação diferencial para as taxas *forward*<sup>1</sup> e integrá-la para obter a curva *spot* de juros. O ajuste de curvatura característico das curvas de juros reais é conseguido com a introdução de um parâmetro de formato  $\tau^2$  que é calculado de sorte a maximizar a estatística R2 da regressão em MMQO do modelo a seguir.

A curva *spot* que representa a ETTJ no modelo de Nelson e Siegel (1987)<sup>3</sup> é:

$$R(m) = \beta_0 + \beta_1[1 - \exp(-m/\tau)]/(m/\tau) + \beta_2\{[1 - \exp(-m/\tau)]/(m/\tau) - \exp(-m/\tau)\} \quad \text{Eq. (1)}$$

Onde o termo  $m$  é o prazo a que a taxa de juros  $R$  se refere.

Como pode ser visto da equação (1), fixado o parâmetro  $\tau$ , todos os termos que acompanham os regressores podem ser calculados para uma determinada data.

Esse modelo parcimonioso consegue, com a utilização do parâmetro  $\tau$ , descrever a curva *forward* de maneira simples, diferentemente do que existia até então, com modelos altamente não lineares.

Como os limites da segunda e da terceira parcelas tendem a zero quando o prazo tende ao infinito, o termo  $\beta_0$  é chamado o fator de longo prazo, uma vez que é para essa taxa que o modelo está convergindo naquele momento.

A segunda parcela tende a zero quando o prazo tende a zero, logo  $\beta_1$  é chamado de fator de curto prazo.

---

<sup>1</sup> As taxas *forward* são as taxas de juro estimadas pelo mercado para períodos que se iniciam e terminam no futuro. Exemplo: se o mercado espera que entre as próximas reuniões do COPOM a taxa de juros vai ser 12% a.a., essa é a taxa *forward* nesse período. A curva pré nada mais é então que o acumulado das taxas *forward* mais um prêmio de risco.

<sup>2</sup>  $\tau = 1/\lambda$ , para facilitar a álgebra e as regressões, muda-se a variável tau por lambda.

<sup>3</sup> As notações utilizadas nas equações são análogas às dos artigos originais.

A terceira parcela tem um comportamento interessante. Ela atinge um pico em algum prazo intermediário e depois decresce monotonicamente até zero, no infinito. Logo, é um fator de médio prazo.

Uma forma alternativa de escrever a Eq. (1) é utilizando o parâmetro  $\lambda = 1/\tau$  :

$$R(m) = \beta_0 + \beta_1 \left( \frac{1-e^{-\lambda m}}{\lambda m} \right) + \beta_2 \left( \frac{1-e^{-\lambda m}}{\lambda m} - e^{-\lambda m} \right) \quad \text{Eq. (2)}$$

O parâmetro  $\lambda$  é a taxa de decaimento exponencial. Valores pequenos de  $\lambda$  geram decaimentos lentos, logo vão ajustar melhor a curva para prazos longos. Valores mais altos de  $\lambda$  geram decaimentos rápidos e vão ajustar melhor a curva de juros no curto prazo. O valor de  $\lambda$  também serve para definir o ponto de máximo do efeito de médio prazo capturado por  $\beta_3$ .

Mais à frente poderemos observar que o modelo de Nelson e Siegel (1987) traz uma contribuição importantíssima ao ajuste de curvas de juros.

Ocorre que em algumas situações o ajuste não é muito bom. Em seu artigo, Nelson e Siegel (1987) argumentam que algumas datas podem ter cotações tomadas em momentos distintos, o que faz com que sujam distorções na dinâmica do modelo ao longo do dia, principalmente em períodos de maior volatilidade.

Svensson (1994) em seu artigo inclui um outro termo na equação de Nelson e Siegel (1987) com o intuito de melhorar a aderência do último em certas situações, como em curvas com formatos em S bem pronunciados, por exemplo. Esse termo  $\beta_3$  é o regressor de uma parcela que contém o quarto termo da equação, com inclusão do parâmetro  $\tau_2$  .

A equação do modelo de Svensson (1994) é:

$$i(m; b) = \beta_0 + \beta_1 \frac{1-\exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right)}{\frac{m}{\tau_1}} + \beta_2 \left( \frac{1-\exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right)}{\frac{m}{\tau_1}} - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) \right) + \beta_3 \left( \frac{1-\exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right)}{\frac{m}{\tau_2}} - \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right) \right) \quad \text{Eq. (3)}$$

Onde  $b$  é um vetor com os parâmetros do modelo,  $b = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \tau_1, \tau_2)$ .



A função de Svensson (1994) é estimada com Método de Máxima Verossimilhança, embora o Método dos Mínimos Quadrados Não Lineares ou Método dos Momentos Generalizados possam também ser usados.

Nesse momento é necessário um corte. As duas equações acima são mais equações de estado do que equações de comportamento. O propósito maior das mesmas é ajustar as ETTJ dados o preço dos títulos e seus vencimentos, com o intuito de permitir interpolação ou extrapolação de taxas, por exemplo.

Uma tentativa de compreensão da dinâmica da ETTJ ao longo do tempo ocorre no artigo de Diebold e Li (2006).

Nesse artigo eles vão buscar modelar a dinâmica da ETTJ ao longo do tempo, modelando os parâmetros  $\beta_t$  como possuindo comportamento de modelo AR<sup>4</sup>.

Assim, de agora em diante, os parâmetros  $\beta$ , que valem para uma data específica qualquer, passarão a ser  $\beta_t$ .

$$y_t(\tau) = \beta_{1t} + \beta_{2t} \left( \frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + \beta_{3t} \left( \frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right) \quad \text{Eq.(4)}$$

Na notação de Diebold e Li (2006) acima, o termo  $\tau$  significa o prazo para o qual a função representada pela equação (4) modela a taxa de juros. O termo  $t$  significa o instante de tempo que esse ajuste (ou modelagem) é realizado.

Uma outra visão importante que surge com Diebold e Li (2006) é a interpretação dos três fatores como nível ( $\beta_1$ ), inclinação ( $\beta_2$ ) e curvatura ( $\beta_3$ ).

Com essa modelagem eles consideram alguns fatos estilizados interessantes de curvas de juros, que são:

a) A ETTJ típica é crescente e côncava. Assim, em seu modelo é esperado que a média dos parâmetros  $\beta_{1t}$ ,  $\beta_{2t}$  e  $\beta_{3t}$  deve gerar uma curva crescente e côncava.

---

<sup>4</sup> Modelos AR (Auto-Regressivos) são uma classe particular da categoria ARIMA. Nesses modelos, variáveis econômicas ou financeiras são regredidas contra elas mesmas defasadas de períodos de tempo convenientes, que sinalizam a ordem do modelo. Um modelo AR(1) terá a variável em  $t$  dependendo da variável em  $t-1$ .

b) A ETTJ assume uma variedade de formatos no tempo, incluindo inclinação positiva, negativa, concava e concava invertida. A ETTJ de Diebold e Li (2006), consegue replicar todos esses formatos.

c) O nível de equilíbrio de longo prazo das taxas de juros é persistente, ou seja, não muda com frequência. Porém o *spread*, que é a diferença entre as taxas de longo e de curto é muito menos persistente. A persistência das taxas de equilíbrio é expressa pela persistência de  $\beta_{1t}$ , enquanto a persistência do *spread* é expressa pela menor persistência de  $\beta_{2t}$ .

d) O trecho curto da ETTJ é mais volátil que o trecho longo. No modelo de Diebold e Li (2006) isso é refletido nas cargas dos parâmetros: O trecho curto depende positivamente de ambos  $\beta_{1t}$  e  $\beta_{2t}$ , enquanto o trecho longo depende só de  $\beta_{1t}$ .

e) Na linha do que foi dito em c) e d), as taxas longas são mais persistentes que as taxas curtas. No modelo, esse fato é mapeado pelo fato de que as taxas longas vão depender só de  $\beta_{1t}$ . Se  $\beta_{1t}$  é o fator de carga mais persistente, as taxas longas serão mais persistentes que as curtas.

Huse (2011) vai tomar o modelo Nelson e Siegel (1987) e substituir os fatores latentes de Diebold e Li (2006) por coeficientes cuja dinâmica está atrelada a variáveis macroeconômicas de estado observáveis, como inflação, dívida, taxa de básica de juros, etc.

A equação que rege o modelo de três fatores e um parâmetro é:

$$y_t(\tau_i) = \beta_{1t} + \beta_{2t} \left( \frac{1 - e^{-\lambda \tau_i}}{\lambda \tau_i} \right) + \beta_{3t} \left( \frac{1 - e^{-\lambda \tau_i}}{\lambda \tau_i} - e^{-\lambda \tau_i} \right) + u_t(\tau_i) \quad \text{Eq. (5)}$$

Huse vai denominar  $\theta_t = (\beta_t', \lambda_t)'$  um vetor que determina em cada instante de tempo  $t$  o formato da ETTJ.

Ele decompõe esse vetor em duas parcelas, a média e aquelas variáveis de estado que vão impactar as variáveis latentes.

Assim, a representação do modelo de Huse (2011) é :

$$y_t(\tau) = X_t(\lambda_t) \beta_t + u_t(t) \quad \text{Eq. (6)}$$

Com:

$$\begin{bmatrix} \beta_t \\ \lambda_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{médio} \\ \lambda_{médio} \end{bmatrix} + M_{t-} \begin{bmatrix} \sigma_\beta \\ \sigma_\lambda \end{bmatrix} \quad \text{Eq.(7)}$$

Segundo Huse (2011:3243), “Embora esse modelo seja mais custoso de ser estimado do ponto de vista numérico que o Diebold e Li (2006), no caso geral em que o parâmetro  $\lambda_t$  também é estimado por variáveis de estado, esse custo é compensado pelo fato de ter a dinâmica dos parâmetros  $\beta_t$  descritas pelas variáveis de estado.”

Além disso, existem ganhos objetivos nessa modelagem, segundo ele. O parâmetro de curvatura  $\beta_{3t}$  vai ter seu efeito máximo como função de  $\lambda_t$ , o que faz com que a estimação que vale é a do conjunto completo de parâmetros, incluindo o próprio fator de decaimento  $\lambda_t$ .

Se vamos relacionar o comportamento da ETTJ com variáveis macroeconômicas, é necessário definir quais são as variáveis econômicas relevantes.

Nesse trabalho a escolha será feita de forma *ad hoc*, combinada com alguns resultados relevantes de disponíveis na literatura brasileira sobre o assunto, conforme documentado a seguir.

Shousha (2008) procura responder com seu artigo a duas perguntas centrais:

- a) Quais variáveis macroeconômicas são relevantes para explicar a dinâmica da curva de juros num contexto de economia emergente?
- b) Como os choques nas variáveis afetam a dinâmica das taxas de diferentes maturidades e qual proporção da variação das taxas pode ser atribuída a essas variáveis?

Basicamente as mesmas questões a serem respondidas com o presente trabalho, porém com uma modelagem baseada em análise de componentes principais.

A vantagem das equações da família de Nelson e Siegel (1987) e Svensson (1994) está na sua versatilidade, uma vez que, determinados os parâmetros têm-se uma estimação para a ETTJ automática, não sendo necessária nenhuma manipulação algébrica mais complexa.

A existência de uma curva média ótima também possibilita que se façam asserções a respeito dos condicionantes temporais da curva de juros. Se os parâmetros não apresentarem significância estatística, simplesmente constata-se que não é possível atribuir a oscilação da ETTJ preconizada por aquele dado parâmetro à determinada variável macroeconômica.

Para as variáveis de estado macroeconômicas, Shousha (2008) selecionou a taxa de curto prazo, a expectativa de inflação, a meta de inflação, o hiato do produto, a variação da taxa de câmbio nominal, a taxa de juros externa e o risco país.

Considerações sobre quais variáveis serão usadas e o porquê da escolha das mesmas são feitas no item 3.

## **2.2. O mercado de taxas de juros no Brasil**

O mercado de taxas de juros no Brasil é abastecido diariamente com informações e apostas sobre o rumo futuros das taxas de juros feitas com uma gama razoável de instrumentos financeiros.

Os principais instrumentos financeiros utilizados pelos participantes para fazerem suas apostas e, com isso, definir o formato da ETTJ são os derivativos de DI de 1 dia transacionados na BM&F e os títulos públicos federais emitidos pelo Tesouro Nacional.

A seguir, uma visão simplificada do processo de operacionalização do sentimento do mercado para o efetivo formato da ETTJ pré-fixada em reais, que é o objeto do presente trabalho.

Basicamente, a ETTJ brasileira tem um ponto de partida, a taxa Selic, que é a taxa de juros que baliza as operações das instituições financeiras com o Banco Central.

O Banco Central define, em suas reuniões do COPOM<sup>5</sup> a meta sobre a taxa Selic.

Essa meta da taxa Selic é definida de sorte a fazer com que a inflação medida pelo IPCA se situe no intervalo de tolerância de 4,5% +- 2% a.a.

Essa meta pode diferir da taxa Selic efetivamente observada por oscilações momentâneas na liquidez das instituições que compõem o sistema financeiro.

Para garantir que a Selic esteja flutuando ao redor da meta Selic, o Banco Central vai realizar operações de compra e venda de títulos com garantias, as chamadas operações compromissadas, descritas sucintamente a seguir.

Quando a liquidez é alta e a taxa Selic tende a ficar abaixo da meta Selic, o Banco Central vai retirar liquidez do mercado, vendendo títulos de sua carteira com compromisso de recomprá-los em leilões competitivos.

Como a demanda sobre os papéis cai, a taxa Selic tem que subir.

Quando a liquidez é baixa e a taxa Selic tende a ficar acima da meta Selic, o Banco Central vai injetar liquidez no mercado, comprando títulos da carteira das instituições financeiras, com compromisso de revendê-los em leilões competitivos.

Como a demanda sobre os papéis sobe, é esperado que taxa Selic caia.

A extensão para o mercado de DI<sup>6</sup> é automática.

O fluxo de recursos pode ser entre bancos ou entre bancos e Banco Central. A taxa DI e a taxa Selic deveriam ser arbitradas, naturalmente, uma vez que o risco representado pela autoridade monetária é inferior ao dos participantes do mercado.

Ocorre que em alguns períodos tem havido um descompasso entre as duas taxas, em função de características particulares do mercado de juros, da formação de ambas as taxas e do apetite dos bancos por determinadas operações.

---

<sup>5</sup> O COPOM é o Comitê de Política Monetária do Banco Central do Brasil, o órgão colegiado que decide em 8 reuniões por ano o valor para a meta da taxa Selic.

<sup>6</sup> CDI é o certificado de depósito interfinanceiro ou interbancário. É o instrumento que viabiliza que os bancos negociem recursos entre si para ajustarem suas necessidades e excessos de liquidez diários. A taxa DI é a taxa média resultante das operações realizadas no mercado de DI.

A investigação deste descompasso não é objeto deste trabalho e o mesmo não altera os resultados da pesquisa, dado que, mesmo que a taxa Selic e a taxa DI em alguns períodos não sejam rigorosamente iguais, a correlação entre as duas taxas de juros é elevada. Esse fato por si só já sinaliza não haver perda de generalidade em tratá-los como equivalentes.

Naturalmente em uma mesa de operações os livros que são indexados por uma ou por outra deverão requerer atenção especial em razão dos volumes envolvidos.

As operações de CDI relevantes ao processo de precificação da ETTJ são aquelas com prazo de 1 dia.

Os outros vencimentos necessários para a plotagem da ETTJ pré-fixada em reais são obtidos utilizando majoritariamente os contratos de derivativos futuros de DI de 1 dia da BM&F.

É através da negociação desses instrumentos que o mercado financeiro sinaliza sua percepção a respeito do caminho a ser percorrido pela taxa DI acumulada, que se manifesta pelo formato da ETTJ, ou simplesmente pelo termo como é conhecida, a curva pré.

Holland, Nunes e Gomes da Silva (2011) vão investigar o impacto que a sinalização da autoridade monetária terá nos movimentos da ETTJ.

Neste estudo, a taxa pré no instante  $t$  para o vencimento  $n$  em forma de retorno contínuo vai ser dada por:

$$R_t = \frac{1}{n} (\sum_{i=0}^n E_t r_{t+i}) + \varepsilon_t \quad \text{Eq. (8)}$$

A representação acima indica que as taxas pré que formam a ETTJ vão ser equivalentes ao CDI acumulado do período acrescido de um prêmio de risco.

Bevilacqua, Mesquita e Minella (2007) ponderam que, no processo de desinflação levado a cabo pelo Banco Central do Brasil em 2003, a autoridade monetária passou a mensagem de que a política monetária afeta a economia via deslocamentos em

toda a ETTJ, cujo formato depende não só da meta Selic corrente, mas também da expectativa do comportamento da mesma no tempo.

Ao transacionar os contratos futuros de DI na BM&F, os participantes do mercado vão sinalizar, através do equilíbrio de oferta e demanda, quais as taxas de juros esperadas para os vencimentos onde os contratos têm liquidez.

Eventualmente, pontos mais distantes da curva podem ser obtidos pela transação de algum título público de longo prazo remunerado à taxa pré-fixada, como as NTN-Fs, por exemplo.

Como a NTN-F apresenta pagamento de cupons semestrais, alguma manipulação algébrica será necessária para transformar uma curva de rendimentos<sup>7</sup> em uma ETTJ *spot*<sup>8</sup>.

Outro problema importante que surge quando se misturam derivativos e títulos são os spreads de crédito e liquidez que existem entre os dois mercados. Para que uma instituição financeira aposte em alguma tendência para a taxa de juros em algum prazo ela não necessita necessariamente comprar ou vender algum título público a descoberto. Basta se posicionar em contratos futuros de DI na BM&F, precisando para isso só depositar as margens de garantia da bolsa.

Essa e outras facilidade técnicas e operacionais<sup>9</sup> fazem com que exista uma diferença de remuneração entre os dois mercados que distorcerá a ETTJ criada usando-se elementos de ambos na mesma análise.

Isso não torna a tarefa impossível, apenas um pouco mais complexa, assim como seria complexo obter taxas de juros pré-fixadas onde não existe nenhum instrumento, derivativo ou título pré.

---

<sup>7</sup> Curva de Rendimentos é a mesma coisa que curva de Taxas Internas de Retornos dos Títulos.

<sup>8</sup> Curva Spot é a ETTJ para descontar títulos ao par. O procedimento que operacionaliza essa mudança é denominado *Bootstrapping* e consiste em obter tantos títulos quantas forem as taxas à vista onde ocorrem eventos de fluxo de caixa desses títulos. De posse desses fluxos, é possível, utilizando-se o preço de mercado dos papéis, construir uma curva de desconto ao par, pela qual será possível descontar todos os fluxos de caixa de toda a gama de papéis e chegar aos mesmos preços de mercado.

<sup>9</sup> Como vantagens em negociar taxas de juros no mercado derivativos em relação aos mercados de títulos podemos citar a eliminação do risco de reinvestimento de cupons, o volume financeiro empregado na posição e a possibilidade de se posicionar tanto na alta quanto na baixa da taxa pré.

### 3. Metodologia

#### 3.1 Modelo Proposto

##### 3.1.1. Ajuste da Curva de Juros

Existem duas correntes distintas se conectando no desenvolvimento desse trabalho: a corrente de finanças quantitativas, que se refere ao ajustamento da ETTJ para determinada data e a corrente de macroeconomia, que se refere ao estudo econométrico do relacionamento entre o comportamento dessa ETTJ com as variáveis macroeconômicas (e quiçá outro rol de variáveis) observáveis ou não.

Como se pode observar da teoria existente sobre o assunto apresentada anteriormente, o problema de relacionar o comportamento da ETTJ com variáveis macroeconômicas via utilização de modelos parcimoniosos evoluiu do simples ajuste da curva de juros para uma determinada data (trabalhos de Nelson e Siegel (1987) e Svensson (1994)) para a tentativa de relacionar esse formato no instante  $t$  à variáveis conhecidas em  $t-1$  (trabalhos de Diebold e Li (2006) e Huse (2011)).

Devido às dificuldades econométricas existentes na utilização do modelo de Huse (2011), vamos realizar a estimação pelo modelo de Svensson (2014), calculando os parâmetros  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  para cada data de pregão na BM&F de acordo com o procedimento de Nelson e Siegel (1987) e utilizando a mediana dos resultados de ambas as séries<sup>10</sup> para o cálculo da regressão entre os parâmetros  $\beta$  e as variáveis macroeconômicas relevantes.

Os pontos positivos desse procedimento são:

- a) Será possível aferir qual a distribuição para Brasil dos valores de  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  e, através de estatística descritiva, utilizar algum valor de posição, como média ou mediana.

---

<sup>10</sup> Vários trabalhos acadêmicos seguem o artigo de Diebold e Li (2006) e arbitram o valor de  $\lambda$  em 0,0609, de sorte a evitar a estimação do mesmo, como preconizado por Huse (2011).



- b) Através da utilização da mediana de  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  será possível avaliar a qualidade do modelo de ajustamento da curva antes de realizar a regressão com as variáveis de interesse.
- c) O modelo de Svensson (1994) é uma evolução do modelo de Nelson e Siegel (1984) porque captura melhor aquelas estruturas a termo que apresentam formato de “S” na parte longa.
- d) A série de dados utilizada para estimação dos lambdas vai desde janeiro de 2006 até dezembro de 2014, cobrindo um período de 9 anos, com observações diárias obtidas na BM&F.
- e) Essa amostra foi definida com essa extensão para incluir o vértice de 15 anos para as taxas de juros, que só começou a ser negociado em 2006.
- f) Como o modelo de Svensson (1994) é uma evolução do modelo de Nelson e Siegel (1987) e o método quantitativo associado aos dois é muito similar, os dois serão estimados ao longo do tempo e comparados em termos de capacidade de ajuste aos dados reais da ETTJ.

Uma vez que os  $\lambda$  estejam definidos é possível obter a série dos parâmetros  $\beta_{0t}, \beta_{1t}, \beta_{2t}$  e  $\beta_{3t}$  para o conjunto da amostra.

### 3.1.2. Regressão contra as Variáveis de Estado

Nesse momento, a orientação do trabalho passa de ajuste de curvas no tempo para estimação econométrica.

Além de todas as questões relacionadas à estimação de um modelo econométrico, uma questão importante que surge inicialmente é: Qual a frequência ideal dos dados para a regressão?

Certamente a frequência diária traria perturbações excessivas ao modelo, já que os agentes podem exigir um intervalo de tempo superior a um dia para coletar, processar e tomar as decisões de negociação no mercado. Além disso, a existência

de outras variáveis atuando que não estarão presentes no modelo pode colocar ruído na estimação do problema.

A frequência mensal, por sua vez, poderia esconder comportamentos importantes no curto prazo, relacionados à mudanças na expectativas dos agentes causadas por informações divulgadas entre um mês e o outro.

Escolheremos então a frequência semanal para realização dos testes estatísticos e da regressão dos parâmetros contra as variáveis de estado.

Assim, as variáveis que serão usadas como regressores devem, preferencialmente, ter atualizações semanais, de sorte a que não existam períodos com valores inalterados por não divulgação em datas sucessivas.

As variáveis escolhidas inicialmente serão:

a) Inflação Esperada

A inflação esperada vai ter efeito na curva de juros, uma vez que os agentes irão precificar um aperto monetário toda vez que a inflação esperada ameaçar sair do intervalo de tolerância definido no Modelo de Metas de Inflação do Banco Central do Brasil.

A proxy de taxa de inflação esperada a ser utilizada é divulgada semanalmente no Boletim Focus do Banco Central e reflete a expectativa de um conjunto de agentes bem informados sobre a inflação futura medida pelo IPCA divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

b) Risco País

O risco país tem efeito na curva de juros (em algum vencimento futuro), dado que na iminência de um evento de crédito, a taxa de juros paga pelos títulos do país deve sofrer um aumento, em função da piora do rating do tomador. Embora esse canal no país esteja adormecido porque não se enxergam grandes riscos de default para o país, a teoria econômica prevê o efeito e devemos incorporá-lo.

O *Credit Default Swap* (CDS na sigla em inglês) é um seguro contra risco de crédito do emissor pago por investidores para adquirir proteção contra o inadimplemento de títulos soberanos do Brasil. Como o CDS Brasil de 5 anos tem cotação diária, assim,

como a ETTJ, pode ser usado com frequência semanal como indicador do risco de *default* do país em questão.

#### c) Inflação Corrente

Da mesma forma que a inflação esperada, a inflação corrente é um indicador importante de ações posteriores de política monetária no regime de Metas de Inflação em vigor no país.

A inflação corrente utilizada será obtida pelo IPC Fipe, calculado pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE) para a região metropolitana de São Paulo e divulgado semanalmente.

#### d) Taxa Básica

O nível da taxa básica é um *driver* para o comportamento da ETTJ porque pode indicar, quando associado com a análise da inflação corrente e do cenário prospectivo, que o ciclo de aperto ou de afrouxamento monetário está chegando ao seu término ou ainda deve ser continuado.

A taxa Selic é aquela observada diariamente no mercado de operações com títulos públicos. A meta Selic é aquela definida pelo Banco Central do Brasil em suas oito reuniões anuais do COPOM.

Embora seja um valor que se altera de maneira relevante somente nas reuniões do Comitê, faz sentido supor que a ETTJ em algum momento tenha seu comportamento ancorado na taxa de juros básica e, nesse sentido, é importante que esteja listada no rol de variáveis explicativas do formato da ETTJ.

#### e) Taxa de Câmbio Nominal

A taxa de câmbio nominal é o valor da relação de troca entre o R\$ brasileiro e o US\$ americano. Como é uma medida sobre os fluxos de capital que saem e entram do país e que podem de alguma maneira afetar algum vencimento da ETTJ, a taxa de câmbio R\$/US\$ deve fazer parte da regressão.

#### f) Taxa de Juros Externa

De acordo com a teoria econômica, para uma economia menor com mobilidade de capitais, os diferenciais de taxas de juros entre essa economia e os países desenvolvidos podem atrair ou expulsar capitais do país.

Assim, uma oscilação nas taxas de juros americanas pode ocasionar oscilações na curva de juros do Brasil.

A variável a ser utilizada para capturar esse efeito será a taxa de juros dos T-Bills, que são títulos emitidos pelo governo dos EUA. Apesar do mercado acompanhar os títulos de 30 anos, vamos tomar o prazo de 10 anos por serem de prazo parecido com a parte longa da ETTJ local.

#### g) Risco Sistêmico Global

A existência de crises econômico-financeiras globais pode gerar o que se convencionou chamar de “fuga para a qualidade”, que nada mais é do que a retirada de capitais de países emergentes ou em desenvolvimento para aplicação em títulos de economias maduras, como EUA ou Alemanha, por exemplo. Quando se efetuam vendas de títulos em grande escala, o preço dos mesmos cai, fazendo com que a taxa de juros subjacente suba.

Para capturar a aversão a risco global que pode se refletir no mercado de taxas de juros local, vamos utilizar o índice VIX que mede a volatilidade implícita das opções do S&P 500 e é divulgado pela *Chicago Board Options Exchange*.

#### h) Atividade Econômica

Quando a economia está sobreaquecida, a demanda sobe em ritmo superior à oferta, o que sinalizará um processo inflacionário à frente.

Dados de atividade corrente não são gerados com frequência semanal, porém os economistas de mercado fazem suas previsões sobre o comportamento do PIB no Boletim Focus do Banco Central do Brasil.

#### h) Índice de Commodities

Como o Brasil é grande exportador de commodities, a balança comercial e a própria atividade podem guardar alguma relação com os ciclos de alta e queda no preço das mesmas.

Será usado o índice CRB de commodities para capturar esses ciclos, que podem ter impacto, ainda que secundário, na estrutura a termo de taxas de juros.

### 3.1.3. A escolha dos Fatores $\lambda$

Para o cálculo dos valores dos diversos fatores diários  $\lambda_1(t)$  e  $\lambda_2(t)$  foi realizado o mesmo procedimento previsto no artigo seminal de Nelson e Siegel (1987), porém com os dois parâmetros lambda do modelo de Svensson (1994).

Para cada data disponível, fixam-se os dois  $\lambda$  e realiza-se uma regressão em MMQO da ETTJ representada pelos seus parâmetros  $\beta_0, \beta_1, \beta_3$  e  $\beta_4$ .

Anota-se o valor da estatística R2 e deixa-se variar tanto  $\lambda_1(t)$  como  $\lambda_2(t)$  sobre um intervalo conveniente.

Para cada par  $\lambda_1(t), \lambda_2(t)$ , existe um conjunto de estimadores de mínimos quadrados  $\beta_0, \beta_1, \beta_3$  e  $\beta_4$  e a estatística R2 associada à regressão.

O conjunto  $\beta_0, \beta_1, \beta_3, \beta_4, \lambda_1, \lambda_2$  que gerar o maior R2 é o que promove a maior aderência e, portanto, é o conjunto escolhido para modelar a ETTJ naquela particular data.

O método acima prescinde de um algoritmo de otimização e pode ser programado de maneira razoavelmente simples em planilha eletrônica.

A razão para a não utilização de algoritmos de otimização robustos, como máxima verossimilhança por exemplo, é a maior dificuldade de implantação vis-à-vis a precisão dos resultados obtidos.

Além disso, dependendo do algoritmo de otimização utilizado podem ocorrer problemas de existência de ótimos locais que disparam o critério de parada do método em um ponto não adequado.

DUARTE et al (2011) vão propor a otimização do problema de aderência dos preços de mercado aos preços gerados pelo procedimento de precificação de títulos públicos locais via utilização de algoritmos genéticos, por exemplo.

Diebold e Li (2006:346) afirmam: “Nós poderíamos estimar os parâmetros  $\theta_t = \{\beta_{1t}, \beta_{2t}, \beta_{3t}, \lambda_t\}$  por métodos de mínimos quadrados não lineares, para cada mês  $t$ . Seguindo a prática de Nelson e Siegel (1987), entretanto, nós fixamos o  $\lambda_t$  em um valor pré-especificado, que nos permite computar os valores dos dois regressores (fatores de carga) e usar MMQO para estimar os betas (fatores), para cada mês  $t$ . Fazer isso aumenta não só a simplicidade e conveniência, mas também a credibilidade numérica, por nos permitir trocar centenas de otimizações numéricas desafiadoras por regressões de MMQO triviais.”

O problema, segundo eles, é escolher o valor adequado de  $\lambda$ .

Eles o escolhem partindo do pressuposto que o valor de  $\lambda$  é aquele onde a carga do parâmetro de curvatura atinge seu máximo.

Se derivarmos o fator de carga de  $\beta_3$  em relação ao parâmetro  $\lambda$ , chega-se à expressão:

$$\frac{dc}{d\lambda} = e^{-\lambda\tau}[(\lambda\tau)^2 + \lambda\tau + 1] - 1 \quad \text{Eq. (9)}$$

Que, para  $\tau = 30$  meses, resulta em  $\lambda = 0,0609$ , aproximadamente.

O histograma dos valores do fator de decaimento  $\lambda$  do modelo de Nelson e Siegel (1987) na amostra utilizada no presente trabalho é dado abaixo:

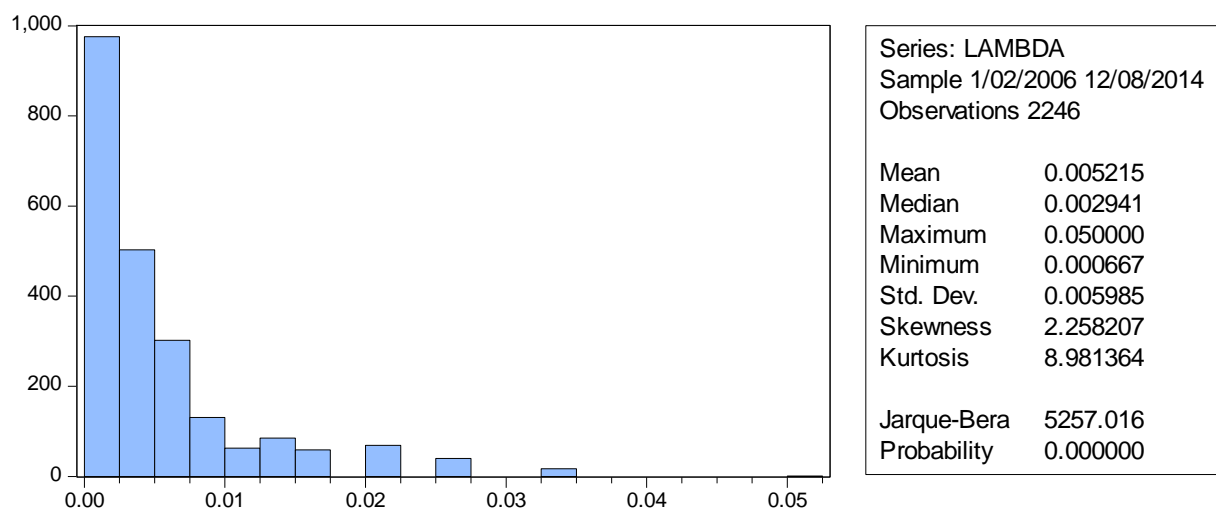


Figura 1 – Histograma  $\lambda$  - Modelo Nelson e Siegel

Utilizando o valor mediano de  $\lambda$  e substituindo na equação (9), teríamos que o valor para Brasil da maturidade onde a carga do fator curvatura é máxima, é cerca de 16 meses, cerca de metade do valor americano.

O histograma dos valores do fator de decaimento  $\lambda_1$  do modelo de Svensson (1994) na amostra utilizada é dado abaixo:

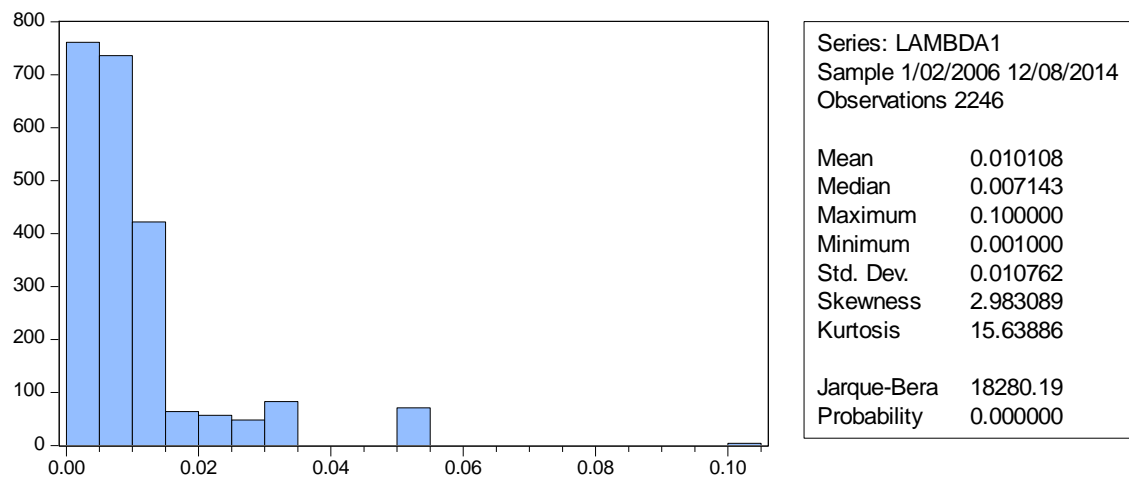


Figura 2 – Histograma  $\lambda_1$  – Modelo Svensson

O histograma dos valores do fator de decaimento  $\lambda_2$  do modelo de Svensson (1994) na amostra utilizada é dado abaixo:

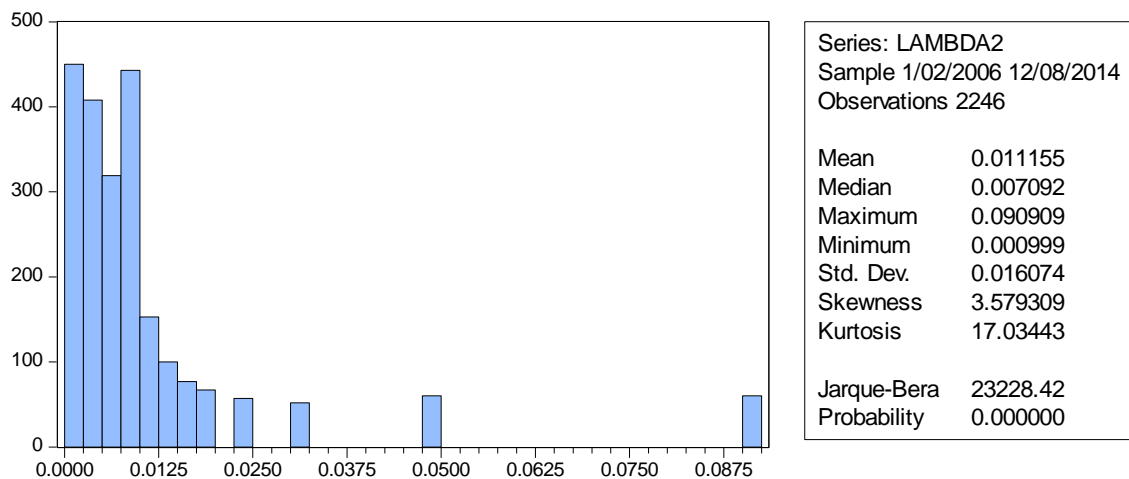


Figura 3 – Histograma  $\lambda_2$  – Modelo Svensson

Vamos adotar os valores medianos de  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  para estimar os parâmetros beta do Modelo de Svensson (1994).

Assim,  $\lambda_1 = 0,010108$  e  $\lambda_2 = 0,011155$  serão os fatores de decaimento utilizados no modelo de ajuste da ETTJ pré da BM&F.

Segundo a equação (9), as maturidades para Brasil onde as cargas sobre  $\beta_2$  e  $\beta_3$  são máximas são 8 e 7 meses respectivamente.

Um resultado importante das simulações realizadas é que realmente se comprova que a adição de um fator de decaimento extra realmente melhora o ajuste da ETTJ, conforme se pode observar na tabela abaixo:

Tabela 1: Total de Melhores R2 por Modelo

NS	Sv	Total
2240	6	2246
99,7%	0,27%	100,00%

Fonte: Elaboração própria

Outro resultado importante, o qual influi diretamente na estimação do modelo de regressão dos parâmetros da curva de juros com função das variáveis macroeconômicas é a verificação da qualidade do ajuste proporcionado pela utilização dos fatores de decaimento listados acima no modelo de Svensson (1994).

Para aferir isso, basta simular as curvas de juros com os lambdas utilizados, utilizando MMQO para cálculo dos parâmetros e verificando os valores de R2 resultantes.

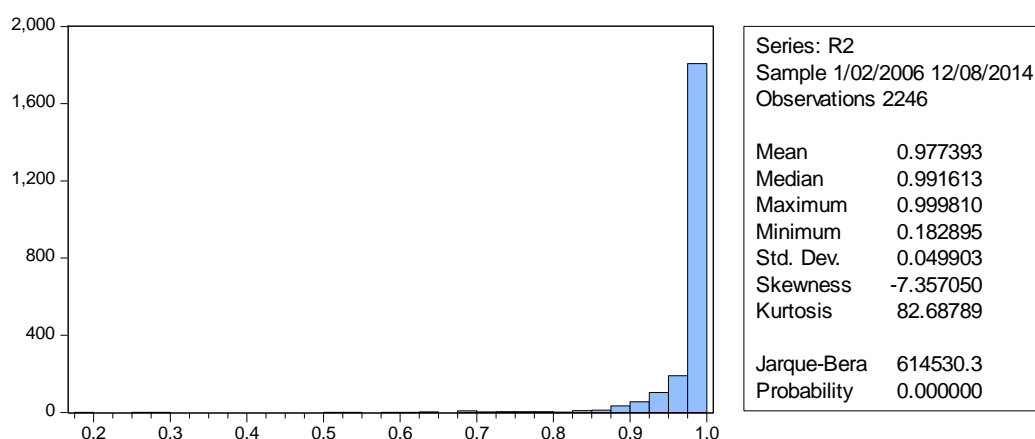


Figura 4 – Histograma dos R2 diários



Pode-se observar que, para a amostra utilizada, os valores de  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  arbitrados oferecem um grande poder de ajuste aos dados, reproduzindo de maneira consistente a evolução da ETTJ pré em reais da BM&F.

No entanto, como representado no histograma acima, existem datas onde o ajuste é pobre, como seria de se esperar com a utilização de qualquer método quantitativo.

A data onde houve o pior ajuste de dados ao modelo de Svensson (1994) foi 04/08/2011, representada no gráfico 1 abaixo:

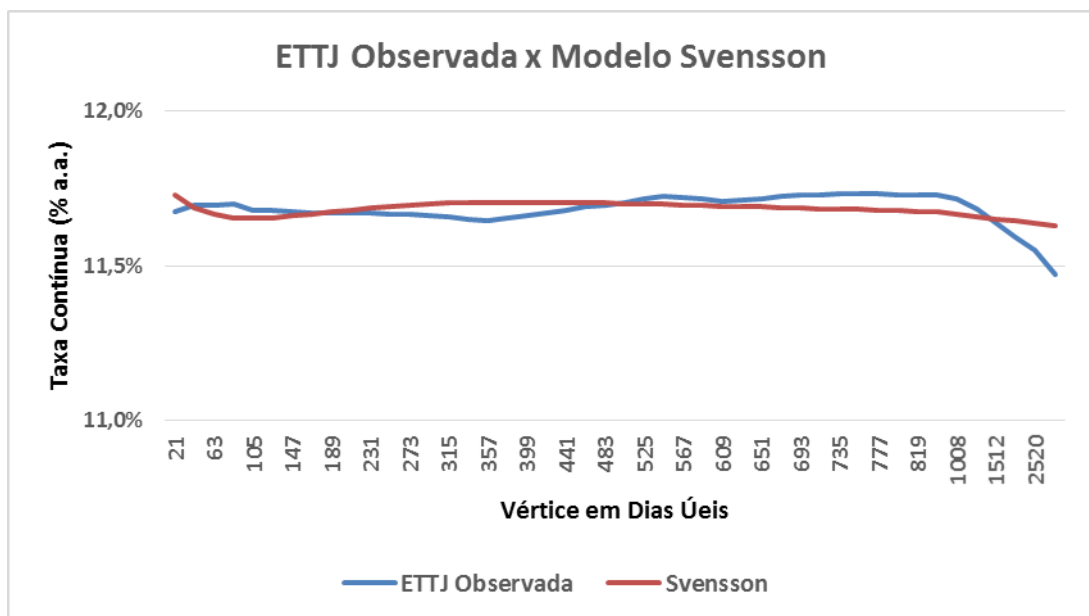


Gráfico 1 – Pior ajuste do modelo aos dados com os parâmetros  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  arbitrados

Por outro lado, a data onde houve o melhor ajuste foi 19/01/2010, cujas curvas de juros observada e ajustada seguem representadas no gráfico 2 abaixo:

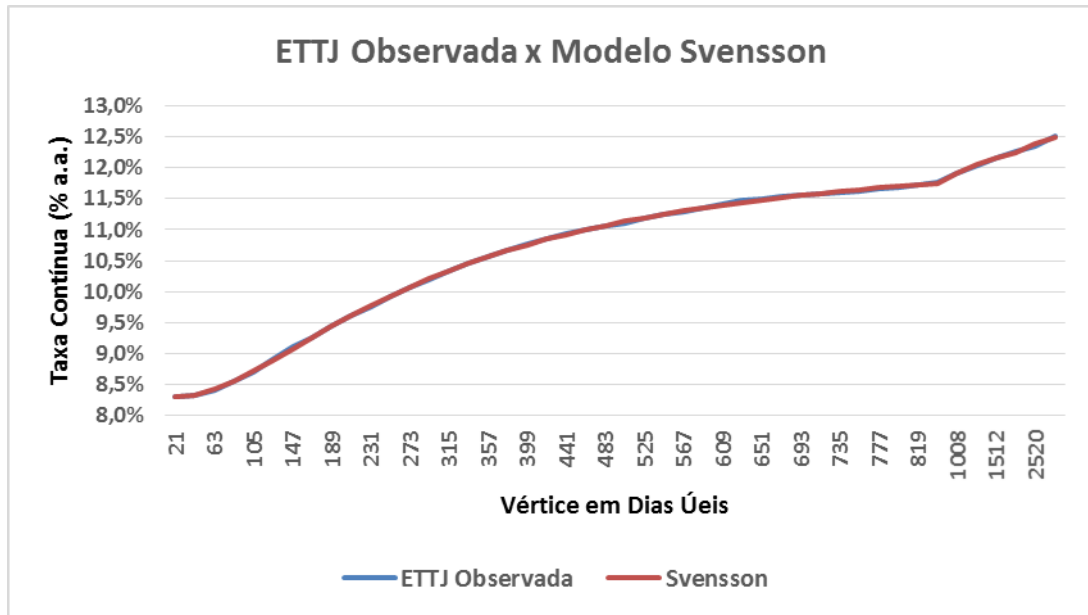


Gráfico 2 – Melhor ajuste do modelo aos dados com os parâmetros  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  arbitrados

Dessa maneira, os parâmetros  $\beta_{0t}, \beta_{1t}, \beta_{3t}$  e  $\beta_{4t}$  resultantes desse modelo de ajustamento serão regredidos com as variáveis de estado listadas anteriormente.

A tabela abaixo é um resumo das estatísticas das séries temporais dos parâmetros  $\beta$  resultantes do processo de otimização do ajuste das curvas do modelo às curvas reais verificadas no mercado de juros da BM&F, fixados os fatores de decaimento  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  do modelo de Svensson (1994).

Tabela 2 – Estatísticas sobre a série de parâmetros  $\beta$

Parâmetro	Média	Desvio Padrão	Mediana	Mínimo	Máximo	Curtose	Assimetria	P-Valor Jarque Bera
$\beta_0$	0,1171	0,0134	0,1168	0,0893	0,1703	3,6686	0,3523	0,00%
$\beta_1$	-0,0133	0,0173	-0,0123	-0,0549	0,0439	3,0914	0,3100	0,00%
$\beta_2$	-0,0403	0,2193	-0,0358	-0,5370	0,5718	2,5563	0,1440	0,00%
$\beta_3$	0,0197	0,2031	0,0197	-0,5717	0,4827	2,6220	-0,1644	0,00%

Fonte: Elaboração própria com utilização do software E-Views

Da análise da Tabela 2, chega-se às seguintes conclusões:

a) As distribuições dos betas não seguem um padrão de distribuição normal, o que é evidenciado pelo teste de normalidade utilizado.

b) Os valores de  $\beta_0$ , que representam o valor de longo prazo da taxa de juros, ou seu nível, conforme interpretação que se queira utilizar, oscilam dentro de uma faixa de variação pequena no período estudado, sinalizando os intervalos de flutuação da taxa básica nesse período<sup>11</sup>.

c) Os valores de  $\beta_1$ , que representam os fatores de curto prazo das taxas de juros ou inclinação da curva, podem assumir valores negativos para representar períodos onde se espera que o caminho do acumulado das taxas DI seja decrescente em relação ao nível inicial. Dito de outra forma, os valores de  $\beta_1$  serão negativos quando as taxas *forward* forem menores que as taxas spot, sinalizando corte de juros em reuniões à frente.

d) Os valores de  $\beta_2$ , que representam os fatores de médio prazo ou a curvatura, admitem valores positivos e negativos (indicando curvas de juros côncavas e convexas) possuem desvios-padrão mais elevados, resultado interessante que reflete possivelmente alterações na percepção dos agentes entre as condições de longo e curto prazos, o que se reflete no formato intermediário da curva. Estratégias de arbitragem de taxas de juros nessa região são frequentes, talvez em função desse “corte” entre o curto e o longo prazos.

e) Os valores de  $\beta_3$ , que representam uma segunda curvatura, também admitem valores positivos e negativos e têm grande dispersão, como aqueles da segunda curvatura.

O gráfico abaixo ilustra o comportamento das cargas sobre os valores de cada um dos betas:

---

<sup>11</sup> Atentar para o fato de que os modelos utilizam taxas em modo contínuo. Para obter a cotação de mercado em modo discreto utilizada regularmente, fazer a transformação  $i_d = e^{i_c} - 1$ .

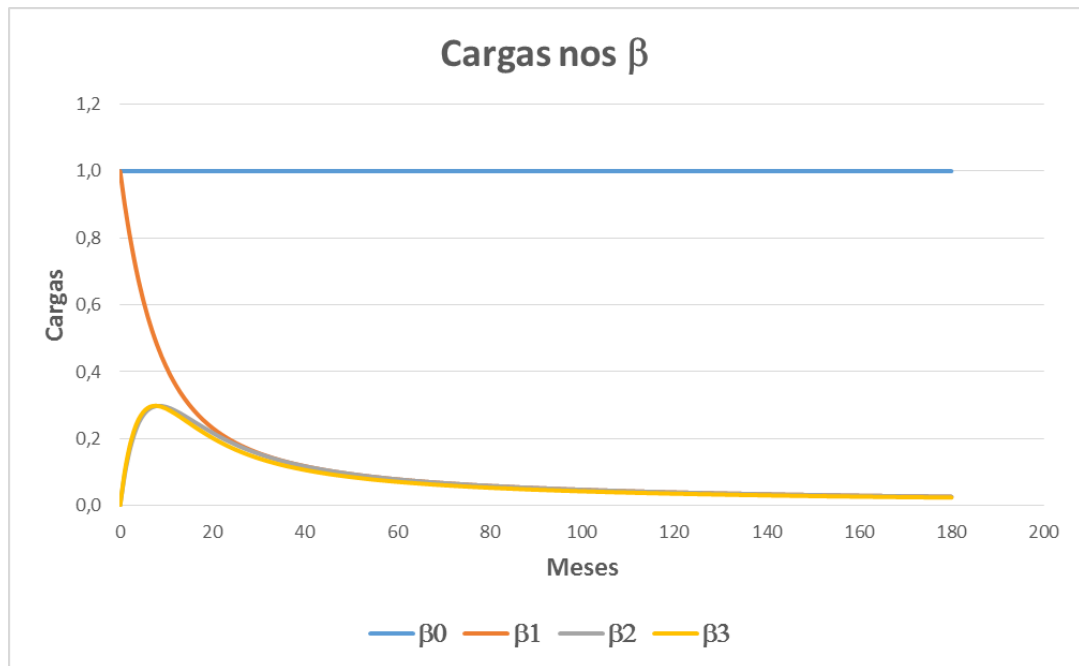


Gráfico 3 – Cargas nos  $\beta$  em função do prazo em meses

O gráfico a seguir serve para evidenciar a diferença entre os valores das cargas em  $\beta_2$  e  $\beta_3$ :

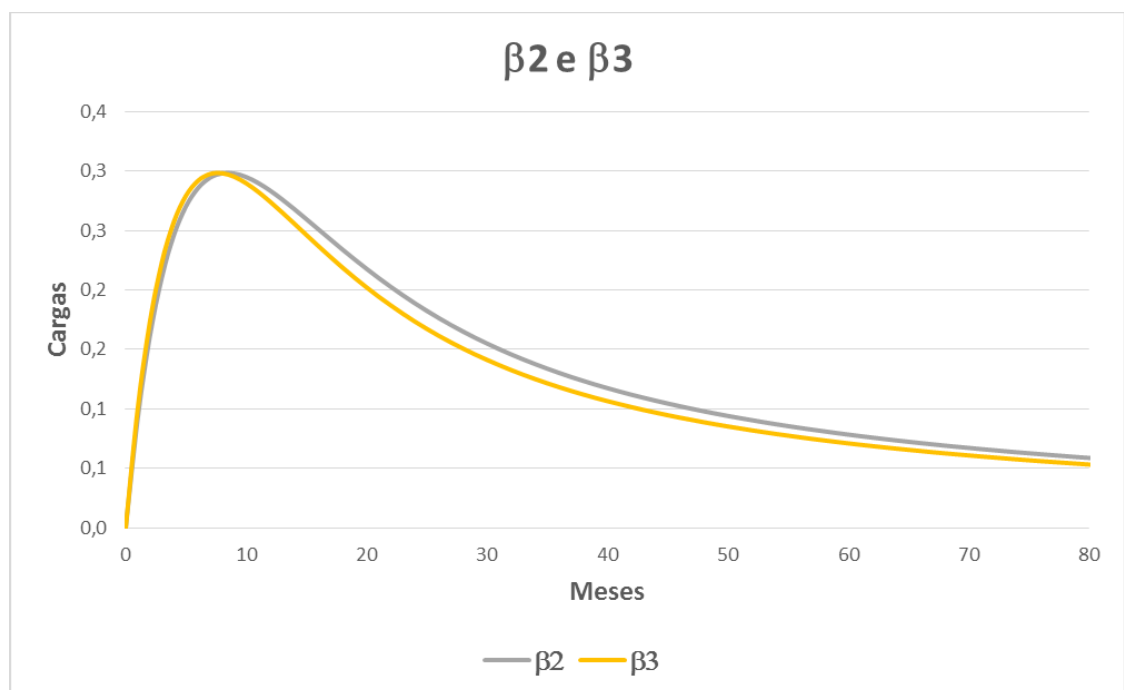


Gráfico 4 – Cargas em  $\beta_2$  e  $\beta_3$  em função do prazo em meses

#### **3.1.4. O intervalo de utilização dos dados e as estatísticas das variáveis de estado**

Como o intuito do presente estudo é capturar relações teóricas em bases empíricas, alguns ajustes têm que ser realizados para organizar a série de dados.

A frequência de observações vai ser crucial, dado que a curva de juros oscila diariamente ao sabor de uma gama considerável de variáveis econômicas.

No entanto, as variáveis que influem nos parâmetros da ETTJ em alguns casos não têm sua divulgação com frequência diária.

Da mesma forma, se o intervalo utilizado for de um mês, serão negligenciados vários movimentos da curva que terão ocorrido por motivos diversos.

Assim, o intervalo dos dados será semanal.

Para evitar a endogeneidade que surge com a utilização de variáveis contemporâneas, a semana passará de  $s-1$  para  $s$  na sexta-feira, dia no qual serão aproveitados os parâmetros beta calculados anteriormente. O quadro com a organização das variáveis de acordo com a divulgação e ajustes se encontra a seguir:

Tabela 3: Critérios de Distribuição da Amostra no Modelo

<b>Variável</b>	<b>Frequencia Divulgação</b>	<b>Dia Divulgação</b>	<b>Utilização Modelo</b>
Inflação Esperada Focus	Semanal	Primeiro dia útil da semana	Semana t-1
PIB Esperado Focus	Semanal	Primeiro dia útil da semana	Semana t-1
Selic	Diária	Diariamente	Quinta-Feira (Semana t-1)
VIX	Diária	Diariamente	Média (Semana t-1)
T-Bill 10 anos	Diária	Diariamente	Média (Semana t-1)
Taxa de Câmbio	Diária	Diariamente	Média (Semana t-1)
CRB	Diária	Diariamente	Média (Semana t-1)
Inflação Corrente IPC- Fipe	Semanal	Primeiro dia útil da semana	Considerados divulgados até quinta-feira (Semana t-1)
Betas do Modelo	Diária	Diariamente	Sexta-Feira (Semana t)

Elaboração Própria

O estabelecimento da sexta-feira como dia da representação da ETTJ (via seus parâmetros representativos beta) é devido à necessidade de capturar as variáveis explicativas em um instante t-1, de sorte a mitigar os efeitos da endogeneidade que ocorreriam se as variáveis fossem tomadas contemporaneamente.

Outra razão importante é que ao deixar a série com os parâmetros da ETTJ na semana t+1 garantimos que toda informação teoricamente importante para sua determinação disponível até a semana t.

Como o final do COPOM acontece às quartas-feiras, em reuniões em que não existe o consenso o mercado só se manifestará na quinta-feira.

A inflação quadrimestral do IPC-Fipe não tem dia da semana definido para ser divulgada, acontecendo por força do calendário.

Os dados do Boletim Focus são divulgados no primeiro dia útil da semana.

Em relação às variáveis com divulgação ou negociação diária, a Selic terá o valor obtido da quinta-feira, de sorte a capturar os efeitos do COPOM.

As demais serão suavizadas pela média da semana, para evitar oscilações bruscas, como no mercado de câmbio, por exemplo.

Um ajuste importante que deve ser feito às séries de dados de Inflação e PIB esperados diz respeito à maneira que a pesquisa Focus é feita em relação ao horizonte temporal da análise.

A pesquisa de inflação, por exemplo, contém o cálculo da inflação para o fechamento dos anos civis à frente. Esse expediente gera um problema adicional, uma vez que, à medida que o tempo avança, a volatilidade característica a essa previsão vai diminuindo (os agentes refinam as previsões, uma vez que as estatísticas mensais vão sendo incorporadas à amostra).

Para contornar esse fato, foram criados dois índices (um para inflação e o outro para PIB esperados) que realizam uma espécie de média geométrica móvel entre um ano e o outro. Quando o primeiro ano termina, o segundo se torna primeiro e assim por diante.

Os valores dos índices serão:

$$\pi = \sqrt{(1 + \pi_1)^{\frac{252-(t-t_0)}{252}} \times (1 + \pi_2)^{\frac{252+(t-t_0)}{252}}} - 1 \quad \text{Eq. (10)}$$

$$y = \sqrt{(1 + y_1)^{\frac{252-(t-t_0)}{252}} \times (1 + y_2)^{\frac{252+(t-t_0)}{252}}} - 1 \quad \text{Eq. (11)}$$

Onde  $\pi$  e  $y$  são os índices que sintetizam o comportamento das variáveis inflação e crescimento do PIB esperados no Boletim Focus do Banco Central do Brasil.

### 3.1.5. Estimação do Modelo

Uma vez definidos os critérios e especificidades da amostra, vamos proceder à análise da série de dados disponível.

O banco de dados resultou em 466 semanas, com início em 02/01/2006 e término em 05/12/2014.

O resumo das estatísticas da série está na tabela 4 abaixo:

Tabela 4: Resumo das Estatísticas das Variáveis de Interesse

Variável	Média	Desvio Padrão	Mediana	Mínimo	Máximo	Curtose	Assimetria	P-Valor Jarque Bera	ACF(1)	P - Valor ADF
$\beta_0$	0,116982	0,013331	0,116748	0,089340	0,168043	3,794378	0,361217	0,00%	0,974052	11,3%
$\beta_1$	-0,013280	0,017415	-0,012150	-0,054928	0,043878	3,142669	0,305732	2,17%	0,975135	3,5%
$\beta_2$	-0,040268	0,219560	-0,036090	-0,501005	0,571840	2,522241	0,150119	4,54%	0,962806	3,3%
$\beta_3$	0,019607	0,203275	0,019754	-0,571656	0,452779	2,585037	-0,169262	6,18%	0,959464	2,3%
IPCA Focus	0,050150	0,007005	0,050561	0,037944	0,064955	1,919189	0,059876	0,00%	1,002459	96,0%
PIB Focus	0,035209	0,010149	0,036704	0,007323	0,051869	3,094870	-0,756490	0,00%	1,005713	99,7%
IPC - FIPE	0,391176	0,295941	0,342900	-0,501400	1,335500	3,650289	0,578433	0,00%	0,951958	0,0%
Câmbio	1,978644	0,248147	1,987570	1,552620	2,588740	1,906351	0,153276	0,00%	0,994734	70,0%
CRB	306,2578	44,0585	303,0520	205,6660	468,1180	4,3498	0,6991	0,00%	0,990081	26,8%
VIX	20,82899	10,08598	17,82900	10,04000	71,80200	8,58688	2,12234	0,00%	0,967568	6,3%
CDS	148,059900	62,018350	130,901700	62,972400	469,661200	9,473065	2,350934	0,00%	0,967487	2,3%
SELIC	0,103740	0,020666	0,103459	0,068686	0,165175	3,092365	0,409270	0,10%	0,986979	1,9%
T-BILL 10A	3,218472	1,026955	3,161630	1,421160	5,218240	1,955127	0,213543	0,00%	0,994603	58,8%

Fonte: Elaboração Própria

Do exame da Tabela 4, algumas considerações são imediatas:

- As variáveis IPCA-Focus, PIB\_Focus, Câmbio, CRB e T-Bill 10A só poderão entrar no modelo de regressão em painel como diferenças.
- Apesar do P-Valor referente ao parâmetro  $\beta_0$  ter resultado um pouco elevado, vamos manter a regressão do mesmo em nível, dado que essa é a proposta inicial do estudo.
- Como os parâmetros beta, à exceção de  $\beta_0$ , podem assumir valores negativos, os mesmos não poderão ser linearizados.
- As demais variáveis serão consideradas estacionárias para realização das regressões sobre os parâmetros beta.



## 4. Resultados

### 4.1. Resultados das Regressões

Os resultados dos modelos de regressão que melhor se ajustaram aos dados, dadas as práticas econométricas padrão, como não utilização de variáveis não estacionárias, correção para heterocedasticidade (Newey-West) e baixa significância estatística das variáveis explicativas estão resumidos nas tabelas a seguir:

Tabela 5: Modelo para Estimação de  $\beta_0$

$\beta_0$			
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	P-Valor
DSelic	0,388681	0,146554	0,83%
CDS	0,000072	0,000021	0,06%
DCâmbio	0,024447	0,012015	4,25%
DIPCA_Focus	4,542732	1,368650	0,10%
DPIB_Focus	1,848100	0,651622	0,48%
D2006	0,124258	0,003673	0,00%
D2007	0,102864	0,002980	0,00%
D2008	0,118093	0,003541	0,00%
D2009	0,108087	0,004570	0,00%
D2010	0,107514	0,003183	0,00%
D2011	0,104149	0,003189	0,00%
D2012	0,090797	0,003268	0,00%
D2013	0,095692	0,004485	0,00%
D2014	0,105784	0,003805	0,00%
R2	0,694071		
R2 Ajustado	0,685252		
DW	0,278329		

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 6: Modelo para Estimação de  $\beta_1$ 

$\beta_1$			
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	P-Valor
CDS	-0,000086	0,000021	0,10%
DCâmbio	-0,026274	0,011970	2,87%
DIPCA_Focus	-3,912488	1,239358	0,17%
DPIB_Focus	-1,656633	0,617185	0,75%
Selic	1,025172	0,105063	0,00%
DSelic	-0,613091	0,139951	0,00%
D2006	-0,124677	0,013870	0,00%
D2007	-0,104742	0,012218	0,00%
D2008	-0,116924	0,011440	0,00%
D2009	-0,107591	0,008924	0,00%
D2010	-0,107230	0,098620	0,00%
D2011	-0,103726	0,010972	0,00%
D2012	-0,094186	0,007835	0,00%
D2013	-0,097851	0,007774	0,00%
D2014	-0,105694	0,010098	0,00%
R2	0,826036		
R2 Ajustado	0,820624		
DW	0,293314		

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 7: Modelo para Estimação de  $\beta_2$ 

$\beta_2$			
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	P-Valor
CDS	-0,001820	0,000232	0,00%
Selic	4,646737	0,478009	0,00%
DSelic	6,417051	2,691518	1,75%
DIPCA_Focus	48,664810	23,861030	4,20%
D2006	-0,342133	0,051776	0,00%
D2007	-0,370643	0,048931	0,00%
D2009	-0,246528	0,048885	0,00%
D2010	-0,109095	0,043552	1,26%
D2011	-0,249733	0,052156	0,00%
D2012	-0,481133	0,029450	0,00%
D2013	-0,293949	0,036736	0,00%
D2014	-0,182541	0,045236	0,01%
R2	0,727979		
R2 Ajustado	0,721373		
DW	0,395231		

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 8: Modelo para Estimação de  $\beta_3$ 

$\beta_3$			
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	P-Valor
CDS	0,001715	0,000220	0,00%
Selic	-4,451462	0,462641	0,00%
DSelic	-6,007175	2,506530	1,70%
DIPCA_Focus	-52,565130	23,349240	2,48%
D2006	0,317861	0,050315	0,00%
D2007	0,351778	0,048734	0,00%
D2009	0,190165	0,047172	0,01%
D2010	0,093301	0,041687	2,57%
D2011	0,233888	0,047916	0,00%
D2012	0,434970	0,028864	0,00%
D2013	0,269358	0,036071	0,00%
D2014	0,164010	0,041448	0,01%
R2	0,710924		
R2 Ajustado	0,703905		
DW	0,407741		

Fonte: Elaboração Própria

## 4.2. Discussão dos Resultados das Regressões

A análise das tabelas acima permite algumas considerações interessantes:

### Considerações Imediatas

- Todas as regressões foram controladas por variáveis *dummies* relativas ao ano das observações. A grande maioria delas resultou níveis altos de significância, sinalizando que a cada ano os agentes que negociam contratos futuros na BM&F têm uma perspectiva diferente sobre o andamento e evolução da política monetária e seus impactos na ETTJ.
- A variável CDS está presente na modelagem de todos os modelos de regressão para os parâmetros  $\beta$ , ainda que em magnitudes pequenas, sinalizando que o risco de crédito do país influi na ETTJ em todos os seus atributos (nível, curvatura e inclinação).

c) A variável  $DSelic$  (diferença entre a Selic da semana atual e da semana anterior) também está presente na modelagem de todos os parâmetros, sinalizando que as reuniões do COPOM, mesmo muitas vezes precificadas<sup>12</sup> pelo mercado, exercem impacto na curva de juros. Possivelmente esse efeito esteja ligado ao fato que, depois de receber a informação, novas apostas sobre o comportamento futuro das taxas Selic são realizadas, alterando o formato da curva de juros. As atas do COPOM devem ter papel importante nesse processo, uma vez que são divulgadas às quintas-feiras, uma semana e um dia depois da reunião do COPOM sobre a qual foram escritas.

Conforme Holland, Nunes e Gomes da Silva (2011), um dos canais pelo qual o impacto das ações e pronunciamentos do Banco Central ocorre é aquele dos discursos, relatórios e atas de reunião.

Continuando na mesma linha, Sekkel e Alves (2005) mostram em sua pesquisa que a ETTJ fica menos inclinada com choques de política monetária, talvez indicando que ao aumentar os juros hoje, o custo total do ajuste no tempo diminua, fazendo a ETTJ diminuir de inclinação, na percepção dos agentes.

d) De um modo geral, o ajuste do modelo aos dados foi satisfatório, com a estatística  $R^2$  ajustada tendo seu valor mínimo no valor de 0,69 no modelo para o cálculo de  $\beta_0$ .

e) As estatísticas de Durbin-Watson por sua vez indicam auto-correlação serial em todos os modelos. Como o objetivo do trabalho era fazer um híbrido entre o artigo de Svensson (1994) e Huse (2011), com a utilização de parâmetros  $\lambda$  fixos e utilização de variáveis de estado para modelar o comportamento dos  $\beta$ , a utilização de variáveis dependentes auto-regressivas não era opção, pois Diebold e Li (2006) já tinham feito esse exercício em seu artigo. A não utilização de variáveis defasadas melhora o DW, porém confere ao modelo um caráter de ferramenta de previsão, em detrimento da sua capacidade de explicação da teoria econômica e as relações entre as variáveis em si. Como não é objetivo preliminar do modelo a sua utilização

---

<sup>12</sup> Em determinados momentos, existe um certo consenso sobre o resultado de uma reunião do COPOM, fazendo com que não exista surpresa na decisão. Nessas ocasiões, costuma se dizer que a decisão já se encontra precificada pelo mercado.

exclusiva para *trading*<sup>13</sup>, e sim capturar fatos estilizados do mercado de juros e sua relação com as variáveis macroeconômicas, foi escolhida a forma funcional sem a adição de variáveis dependentes com comportamento auto-regressivo.

### Considerações Relativas aos Parâmetros

a) O termo  $\beta_0$  é o nível das taxas de juros no longo prazo. É esperado que as taxas de longo prazo subam com variações positivas na inflação esperada e no nível esperado de produto, conforme indicado no modelo.

Segundo o modelo, o nível corrente da taxa Selic não impacta o seu valor de longo prazo, mas variações da mesma, sim.

Variações positivas (desvalorizações nominais do real em relação dólar) na taxa de câmbio sinalizam maiores taxas de juros de longo prazo. A expectativa de aumento de juros para facilitar o atingimento do equilíbrio do balanço de pagamentos em economias com livre movimento de capital pode ser uma resposta para esse resultado.

O nível de risco percebido pelo CDS requer maiores taxas de juros de longo prazo, sinalizando que a solvência parece estar no radar de quem negocia taxas de juros no mercado de contratos futuros da BM&F.

b) O termo  $\beta_0$  corresponde à inclinação da ETTJ. O primeiro resultado importante é que esse termo aceita resultados negativos, conforme observado na Tabela 4, indicando que a curva pode apresentar inclinação negativa ou positiva, conforme o cenário prospectivo.

A inclusão de vencimentos longos no modelo fez com que a média da variável resultasse negativa, uma vez que no passado recente é esperado que, dados os níveis elevados de taxa Selic, a taxa de juros no longo prazo sempre será menor que atualmente. Alguns autores definem a inclinação da curva de juros como  $i(\infty) - i(0) = -\beta_1$ .

---

<sup>13</sup> Isso não significa que não exista essa possibilidade no futuro, com uma possível melhor calibração, escolha de variáveis explicativas mais ampla, etc.

Dessa maneira,  $i(\infty) = \beta_0 - i(0) = -\beta_1$ , logo  $\beta_0 + \beta_1 = i(0)$ .

Da relação acima, tem-se que  $\beta_1 = i(0) - i(\infty)$ .

Assim, todas as variáveis do modelo, nível do CDS, alteração da taxa de câmbio, da inflação e do PIB esperados, vão fazer com que a inclinação se altere.

Para entender os fatos estilizados que estão relacionados com o modelo da inclinação, podemos realizar um pequeno exercício, levando em consideração somente a sensibilidade de  $\beta_1$  à variação da expectativa de inflação entre semanas.

Como exposto acima, alguns autores definem a inclinação da curva de juros como  $-\beta_1 = i(\infty) - i(0)$ .

Fazendo  $-\beta_1 = \alpha(\pi_t^e - \pi_{t-1}^e)$ , dado que  $\alpha$  é negativo no resultado do modelo de regressão, tem-se:  $\beta_1 = |\alpha|(\pi_t^e - \pi_{t-1}^e)$ ,

Assim, se a inflação esperada aumenta, a inclinação da curva se torna positiva. Se a inflação esperada diminui, a inclinação da curva se torna negativa.

Esse resultado tem um forte apelo intuitivo, dado que se a inflação aumenta, espera-se que o processo de readequação da economia à meta Selic preconizada pelo modelo de Metas de Inflação seja iniciado e que mais altas venham. A recíproca é verdadeira, para a situação onde a inflação esperada diminui.

c) Como visto no item anterior, o valor da taxa de juros instantânea (no instante zero) é dado por  $i(0) = \beta_0 + \beta_1$ .

No modelo, todas as variáveis que foram utilizadas para modelar  $\beta_0$ , foram utilizados para modelar  $\beta_1$ , com o incremento do nível da Selic na segunda. Os valores de  $i_0$  estão listados na tabela a seguir:

Tabela 9: Taxa Instantânea  $i_0 = \beta_0 + \beta_1$ 

$\beta_0 + \beta_1$	
Variável	Coefficiente
CDS	0,000
DCâmbio	-0,002
DIPCA_Focus	0,630
DPIB_Focus	0,191
Selic	1,025
DSelic	-0,224
D2006	0,000
D2007	-0,002
D2008	0,001
D2009	0,000
D2010	0,000
D2011	0,000
D2012	-0,003
D2013	-0,002
D2014	0,000

Fonte: Elaboração Própria

As somas das variáveis *dummy* relativas a cada ano no modelo de equação instantânea dado por  $\beta_0 + \beta_1$  são aproximadamente nulas porque a taxa Selic, que é a taxa de juros de curto prazo, não parece depender da liquidez ou de outro fator conjuntural relacionado ao ano em que a regressão foi feita.

As variáveis de estado DCâmbio (diferença entre a média aritmética da taxa de câmbio da semana corrente e da semana anterior) e CDS não são relevantes para modelar a taxa de juro de curto prazo.

Porém as variáveis DIPCA\_Focus (diferença entre a estimativa do mercado para a inflação anual esperada da semana corrente e da semana anterior) e DPIB\_Focus (diferença entre a estimativa do mercado para o PIB anual da semana corrente e da semana anterior) são importantes para modelar a inclinação da curva de juros.

d) O primeiro resultado interessante é que as curvaturas, como esperado, deveriam apresentar os valores mais voláteis, dado que elas definem a segunda derivada da curva de juros com relação ao prazo. Assim, todo o esforço de ajuste ocorre no

médio prazo através de adoção de parâmetros positivos e negativos, com alta dispersão, vide desvios-padrão de  $\beta_2$  e  $\beta_3$  disponíveis na tabela 4.

Os parâmetros  $\beta_2$  e  $\beta_3$  dependem das mesmas variáveis macroeconômicas, o que sinaliza que existe consistência entre os *drivers* que provocam a torção (alteração de curvatura ao longo do tempo) na curva de juros. Uma provável razão para isso é que os valores de  $\tau_1$  e  $\tau_2$  utilizados são bastante próximos, o que faz com que o ajuste de médio prazo produzido pelos parâmetros em questão sejam condicionados pelas mesmas variáveis.

Essas variáveis são o nível da Selic e do CDS, o diferencial da Selic e da expectativa de inflação, como pode ser visto da tabela  $\beta_2 + \beta_3$ .

Tabela 10:  $\beta_2 + \beta_3$

$\beta_2 + \beta_3$	
Variável	Coefficiente
CDS	0,000
Selic	0,195
DSelic	0,410
DIPCA_Focus	-3,900
D2006	-0,024
D2007	-0,019
D2009	-0,056
D2010	-0,016
D2011	-0,016
D2012	-0,046
D2013	-0,025
D2014	-0,019

Fonte: Elaboração Própria

De acordo com o resultado do modelo, um aumento de juros ou de risco leva a um aumento da curvatura da ETTJ.

Uma possível interpretação seria que, uma vez iniciado um ciclo de aumento de juros, existe a expectativa inicial positiva sobre sua continuidade, na média. É importante notar que tanto maior vai ser o aumento na curvatura quanto maior for o



choque na Selic. Assim, a não ocorrência de perturbações na Selic manteria a curvatura no mesmo patamar, *ceteris paribus*.

Por outro lado, um aumento da inflação esperada leva a uma diminuição da curvatura da ETTJ. Uma possível interpretação é que o grosso do ajuste fica para os termos que dão a taxa instantânea,  $\beta_0 + \beta_1$ , a qual responde ao aumento da inflação e PIB esperados, e pela inclinação da curva,  $\beta_1$ , que responde positivamente ao nível da Selic.

As alterações nos valores do PIB esperado não provocam alterações na ETTJ no médio prazo, segundo o resultado das regressões em  $\beta_2$  e  $\beta_3$ .

### 4.3. O modelo em funcionamento

Nessa etapa o modelo será utilizado para replicar a ETTJ ao longo do tempo e verificar o distanciamento das ETTJ obtidas pelo modelo contra as ETTJ verificadas na realidade.

Para medir esse distanciamento, vamos calcular a variância entre o modelo e a ETTJ observada para cada vértice, numa espécie de *Tracking Error*<sup>14</sup> das estimativas.

A equação (3) com  $\lambda_1 = 0,010108$  e  $\lambda_2 = 0,011155$  será utilizada para calcular a ETTJ em cada uma das sextas-feiras que fazem parte do período selecionado.

---

<sup>14</sup> Desvio-Padrão do retorno de uma carteira em relação ao seu referencial. O objetivo da medida é verificar se a previsão descola muito da taxa de juros observada.

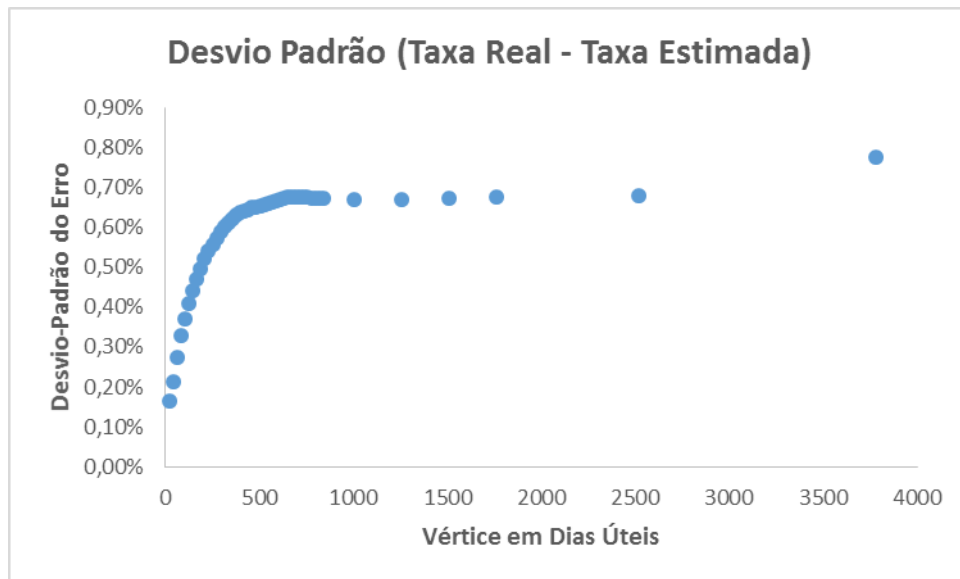


Gráfico 5 – Desvio-Padrão (Taxa Real – Taxa Estimada) (% a.a.)

Percebe-se do gráfico acima que a aderência do modelo pode ser considerada razoável, dado que, para os maiores prazos, em 68% das vezes ele erra 0,7% a.a. para cima ou para baixo.

As fontes de erro possíveis são:

- a) Modelos estatísticos utilizados para previsão apresentam margens de erro.
- b) Toda a informação disponível foi coletada até a quinta-feira. A negociação dos contratos futuros de DI se deu na sexta-feira ou nos dias úteis subsequentes. É possível que toda a informação relevante não tenha sido incorporada na sexta-feira e os resultados esperados se manifestaram na semana seguinte.
- c) Os termos  $\lambda$  são variáveis no tempo. E são dependentes de variáveis macroeconômicas também.
- d) Os modelos apresentaram autocorrelação dos resíduos, sinalizando que não está totalmente definido em termos estatísticos, provavelmente porque mais variáveis explicativas podem ser incorporadas.

Porém, mais importante que a precisão do modelo, é sua capacidade de indicar a direção dos movimentos da curva de juros.

A seção a seguir busca responder a essa pergunta. Se o modelo consegue prever a direção dos movimentos da ETTJ, então ele pode ser usado em um algoritmo de *trading*, por exemplo.

#### 4.4. Utilização em algoritmos

Para aferir se o modelo consistentemente acerta o comportamento da curva de juros, vamos observar o valor do fechamento do mercado na quinta-feira, a sinalização dada pelo modelo para determinado vértice da curva na sexta-feira e verificar se o movimento sugerido realmente se materializou.

Uma maneira de fazer isso é admitir que existe um *robot-trader*<sup>15</sup> que dispara ordens de compra e venda de contratos futuros de DI com vencimentos nos vértices onde existe liquidez suficiente.

Ao invés de realizar a operação em si, para não poluir a análise com técnicas de *trading* e imunização que podem ser controversas, vamos realizar a seguinte rotina *in-sample*:

- a) Ao término da quinta-feira, é conhecida a ETTJ desse dia.
- b) Além da ETTJ, são conhecidas todas as variáveis explicativas relevantes, como taxa Selic, inflação e PIB esperados no boletim Focus, taxa de câmbio e CDS.
- c) Substitui-se essas variáveis na equação do modelo e verifica-se a ETTJ prevista para a sexta-feira.
- d) Nos vértices onde a ETTJ estimada apresenta taxa maior que a taxa de quinta-feira, anotamos como “alta”.
- e) Nos vértices onde a ETTJ estimada apresenta taxa menor que a taxa de quinta-feira, anotamos como “baixa”.

---

<sup>15</sup> Um computador que utilizaria o modelo com as entradas contidas nos modelos de regressão discutidos e enviaria ordens de compra e venda de contratos futuros de DI para vencimentos selecionados.

f) Verificamos o que de fato ocorreu. Se o modelo previu “alta” e de fato aconteceu uma “alta” da taxa, marcamos 1, caso contrário marcamos 0.

O percentual de acertos em cada vértice será medido pela soma de números 1 apurados conforme os passos acima.

O resultado do *back-test* assim gerado pode ser resumido pelo gráfico a seguir:

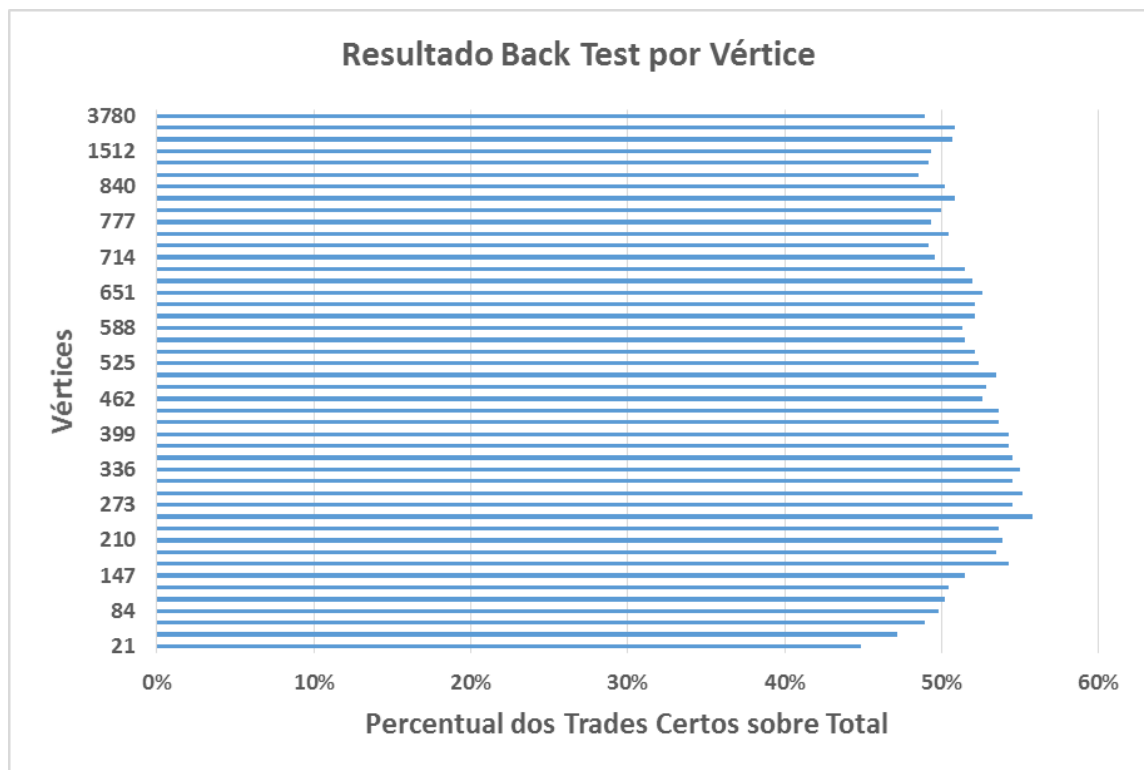


Gráfico 6 – *Back Test* dentro da amostra para a previsão do modelo

Como o experimento acima é equivalente a jogar uma moeda, a distribuição de probabilidade associada é uma  $Be(p)$ , com  $p = 50\%$ .

Essa distribuição pode ser aproximada por uma distribuição normal, de acordo com a equação:

$$\hat{p} \sim N\left(p; \frac{p(1-p)}{n}\right) \quad \text{Eq. (12)}$$

Que é boa quando  $np \geq 5$ .

Dado que  $n = 464$  e  $p = 0.5$ , poderíamos propor um teste estatístico dado por:

$H_0$ : O modelo é melhor que um *trader* jogando um moeda para o alto;

$H_1$ : Não  $H_0$ .

Os resultados para esse teste estão resumidos no gráfico a seguir:

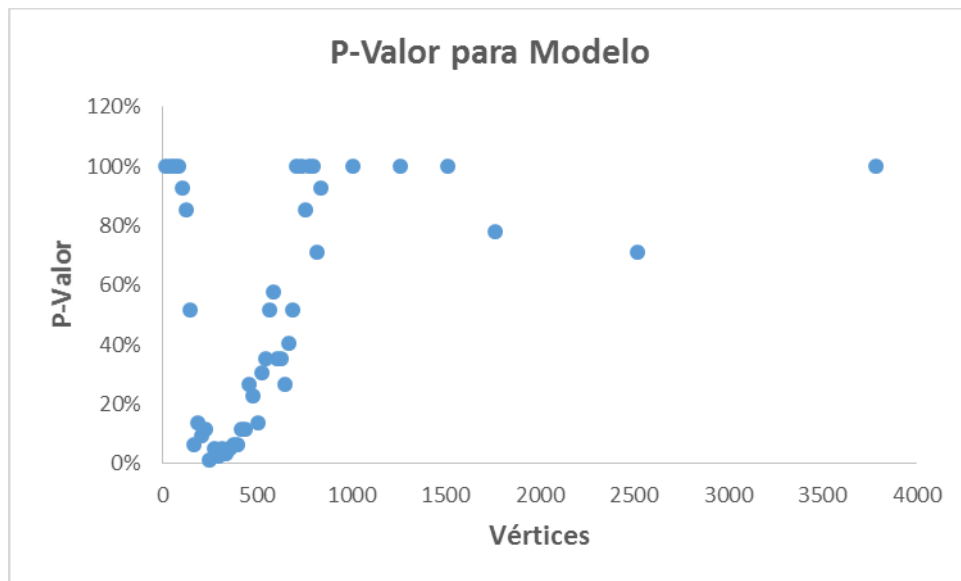


Gráfico 7 – P-Valores dos Testes de Hipótese nos Vértices

Nota-se uma região onde os valores das estatísticas sugerem um comportamento bem distinto da simples aleatoriedade.

A tabela abaixo contém o resumo dos vértices onde o modelo bate o simples lançamento de uma moeda, para um P-Valor limite de 10%:

Tabela 11: P-Valores relevantes para o modelo nos Vértices

Vértice	168	210	252	273	294	315	336	357	378	399
P-Valor	6,33%	9,47%	1,22%	5,12%	2,59%	5,12%	3,27%	5,12%	6,33%	6,33%

Algumas considerações são imediatas:

- a) Os vértices onde existe maior percentual de acerto estão no curto/médio prazo, onde as três variáveis, nível, inclinação e curvatura atuam simultaneamente;
- b) Os vértices onde o percentual de acerto é menor podem ser retirados da amostra ao se rodar o modelo na busca por melhor aderência e performance. É esperado que as novas regressões resultem em parâmetros mais ajustados, o que melhoraria a capacidade de previsão do mesmo dentro da amostra ;
- c) Para os vértices entre 2 anos e 9 anos o modelo perde muita capacidade de antecipar os movimentos da ETTJ.
- d) Este *back-test* foi realizado com a amostra inteira, para fins de aferição de precisão e de desempenho, porém em condições normais a evolução da regressão seria função do tempo, ou seja, o valor dos parâmetros calibrados do modelo não iria ser fixo ao longo da amostra, sendo alterados semanalmente.

#### 4.5. Análise de Sensibilidade

Parece razoável supor que cada variável macroeconômica se manifesta nos diversos prazos da curva de juros de maneira diferente.

É possível avaliar esse fato qualitativamente através do modelo proposto.

Como o ambiente macro muda com o ano em questão, vamos utilizar o ano de 2014 (mais recente da amostra) para o exercício.

O conjunto de parâmetros  $\beta_0, \beta_1, \beta_3$  e  $\beta_4$  para o ano de 2014 está resumido na Tabela 13 abaixo.

Tabela 12: Parâmetros do Modelo para 2014

Variável Macro	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$
<b>CDS</b>	0,00007	-0,00009	-0,00182	0,00172
<b>Selic</b>	0,00000	1,02517	4,64674	-4,45146
<b>Dselic</b>	0,38868	-0,61309	6,41705	-6,00718
<b>Dcâmbio</b>	0,02445	-0,02627	0,00000	0,00000
<b>DIPCA_Focus</b>	4,54273	-3,91249	48,66481	-52,56513
<b>DPIB_Focus</b>	1,84810	-1,65663	0,00000	0,00000
<b>D2014</b>	0,10578	-0,10569	-0,18254	0,16401

Os parâmetros de decaimento utilizados no modelo serão  $\lambda_1 = 0,010108$  e  $\lambda_2 = 0,011155$ .

Para escolher os parâmetros de nível da regressão, vamos utilizar a semana que vai de 26/09/2014 até 02/10/2014, para estimação da ETTJ em 03/10/2014.

A média do CDS na semana em questão foi 173,05 e a Selic no dia 02/10 estava em 10,90% a.a. (10,35% a.a. em forma de retorno contínuo).

A taxa Selic não apresentou oscilação entre a semana de 02/10 e a imediatamente anterior.

A taxa de câmbio média na semana encerrada em 02/10 foi de R\$ 2,455/US\$, enquanto na semana anterior foi de R\$ 2,2341, o que gera uma variação de R\$ 0,0608/US\$.

O índice de inflação esperada do boletim Focus para a semana de 02/10 foi de 6,31%, enquanto na semana imediatamente anterior for de 6,30%, uma variação de 0,01% ponto percentual ao ano.

O índice de PIB esperado do boletim Focus para a semana de 02/10 foi de 0,92% a.a. enquanto na semana imediatamente anterior for de 0,91%, uma variação de 0,01 % ponto percentual ao ano.

Com base nesses parâmetros é possível verificar o que ocorre com a ETTJ para oscilações nas variáveis macroeconômicas de interesse, através da multiplicação da matriz da Tabela 13 pela matriz da Tabela 14.

Tabela 13: Vetor de Variáveis para Teste de Sensibilidade

Variável Macro	CDS	Selic	Dselic	Dcâmbio	DIPCA_Focus	DPIB_Focus	D2014
Valor	173,05	10,35%	0	0,0608	0,010%	0,010%	1

Para a multiplicação em questão, o resultado dos parâmetros é dado na Tabela 15:

Tabela 14: Betas para 03/10/2014

$\beta_0$	12,03%
$\beta_1$	-1,66%
$\beta_2$	-1,19%
$\beta_3$	-0,50%

Que geram a ETTJ estimada abaixo, plotada em conjunto com a ETTJ verificada em 08/08:

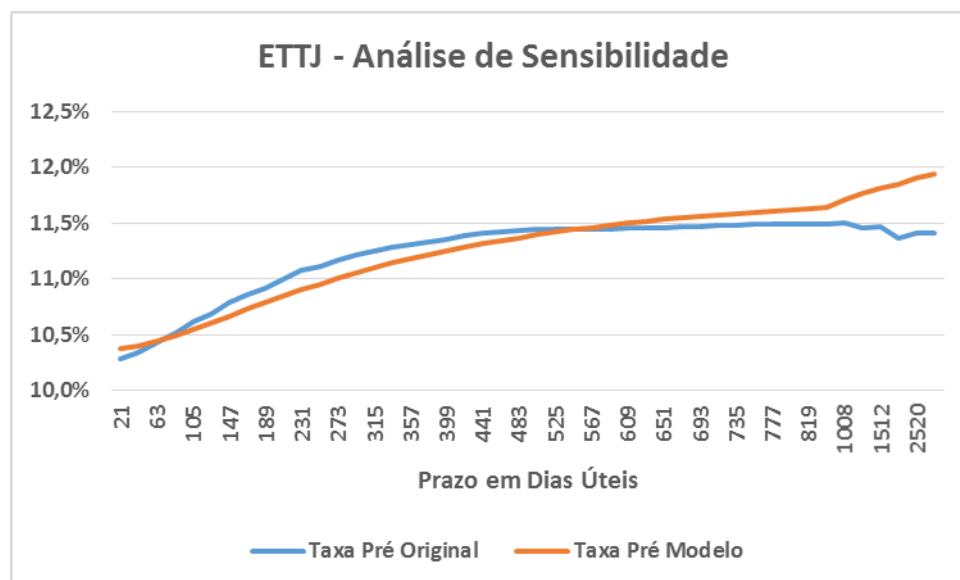


Gráfico 8 – ETTJ estimada e observada em 03/10/2014



## Aumento da Selic

Para verificar o que ocorre quando se aumenta a taxa Selic, vamos considerar que a ETTJ inicial corresponde à ETTJ estimada e vamos dar um incremento de 1 ponto percentual na Selic, como sugerido na Tabela 16 abaixo:

Tabela 15: Vetor de Variáveis para Teste de Sensibilidade – Aumento de 1 p.p. na Selic

Variável Macro	CDS	Selic	Dselic	Dcâmbio	DIPCA_Focus	DPIB_Focus	D2014
Valor	173,05	11,24%	0,90%	0,0608	0,010%	0,010%	1

O resultado desse aumento na taxa Selic está descrito no gráfico 9:

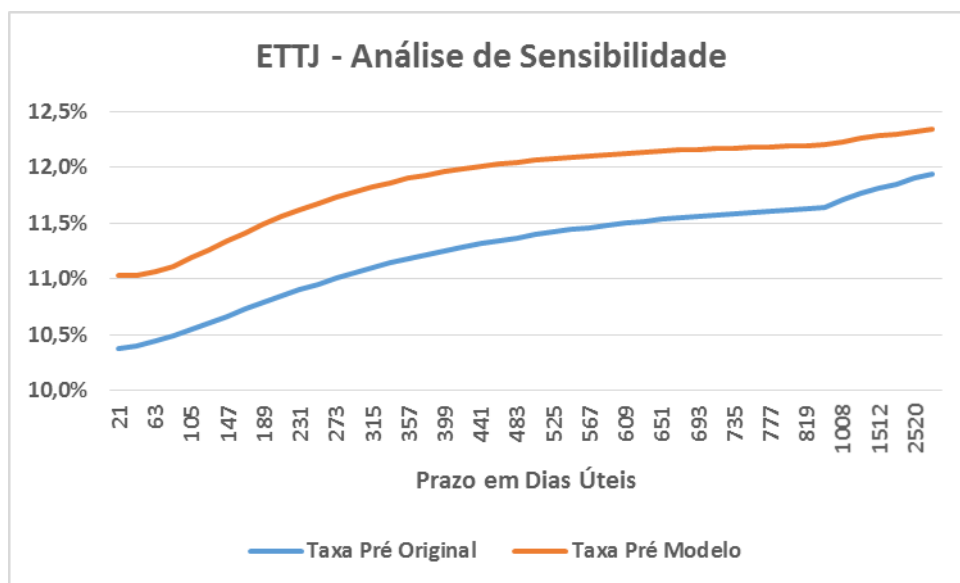


Gráfico 9 – Aumento de 1 p.p. na Selic

Um aumento de 1 p.p. na Selic (com o ambiente de 2014) é distribuído igualmente em toda a estrutura a termo.

## Depreciação Cambial

Supondo uma desvalorização cambial de 10% para a próxima semana, teremos o seguinte vetor para análise de sensibilidade:

Tabela 16: Vetor de Variáveis para Teste de Sensibilidade – Depreciação Cambial de 10%

Variável Macro	CDS	Selic	Dselic	Dcâmbio	DIPCA_Focus	DPIB_Focus	D2014
Valor	173,05	10,35%	0,00%	0,3058	0,010%	0,010%	1

Cujo impacto na curva pode ser visto no gráfico 10:

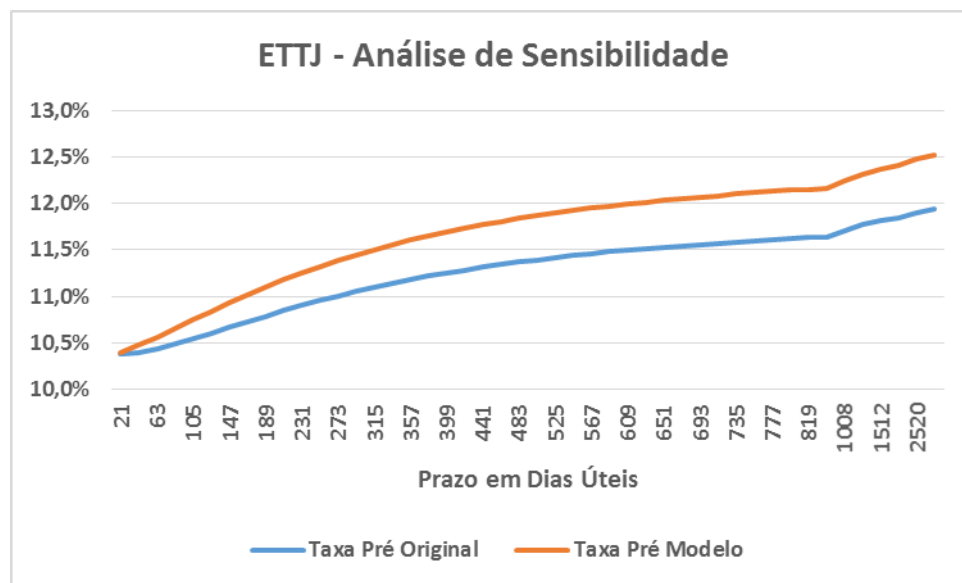


Gráfico 10 – Depreciação Cambial de 10%

Ou seja, o impacto da desvalorização cambial é um aumento gradativo das taxas ao longo da curva de juros.

## Aumento do CDS

Da mesma forma, um aumento do risco país pode ser mapeado com o seguinte vetor:

Tabela 17: Vetor de Variáveis para Teste de Sensibilidade – Aumento no CDS para 3%.

Variável Macro	CDS	Selic	Dselic	Dcâmbio	DIPCA_Focus	DPIB_Focus	D2014
Valor	300	10,35%	0,00%	0,0608	0,010%	0,010%	1

Que origina o gráfico 11:

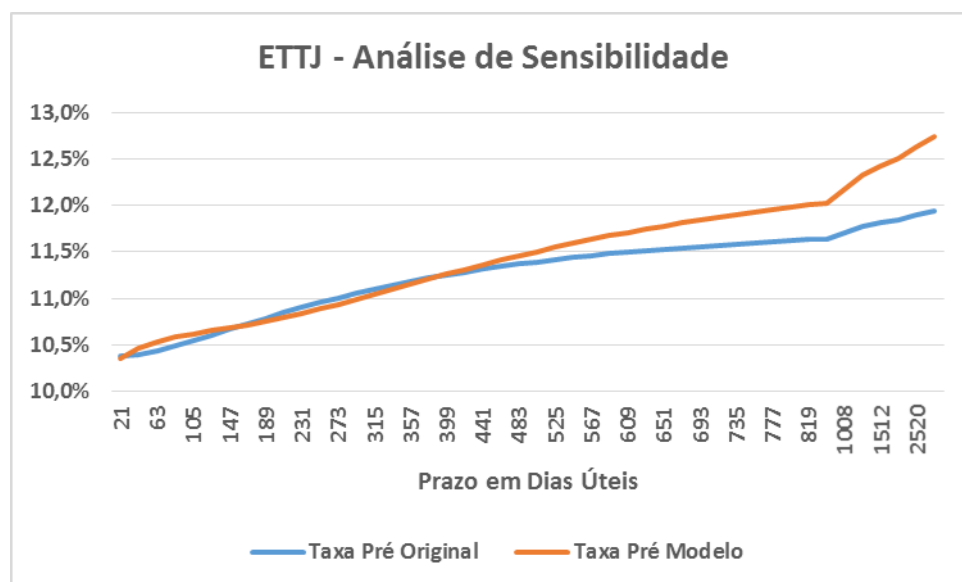


Gráfico 11 – Aumento no CDS para 3%.

Um aumento do CDS vai impactar a taxa de juros de longo prazo, uma vez que é relacionado à solvência do país. Um evento de crédito supostamente ocorreria no longo prazo.

## Aumento da Expectativa de Inflação

Um aumento da expectativa de inflação de 0,5 p.p. pode ser mapeado da seguinte forma:

Tabela 18: Vetor de Variáveis para Teste de Sensibilidade – Aumento na Expectativa de Inflação de 50 p.b.

Variável Macro	CDS	Selic	Dselic	Dcâmbio	DIPCA_Focus	DPIB_Focus	D2014
Valor	173,05	10,35%	0,00%	0,0608	0,510%	0,010%	1

Que origina o gráfico 12 a seguir:

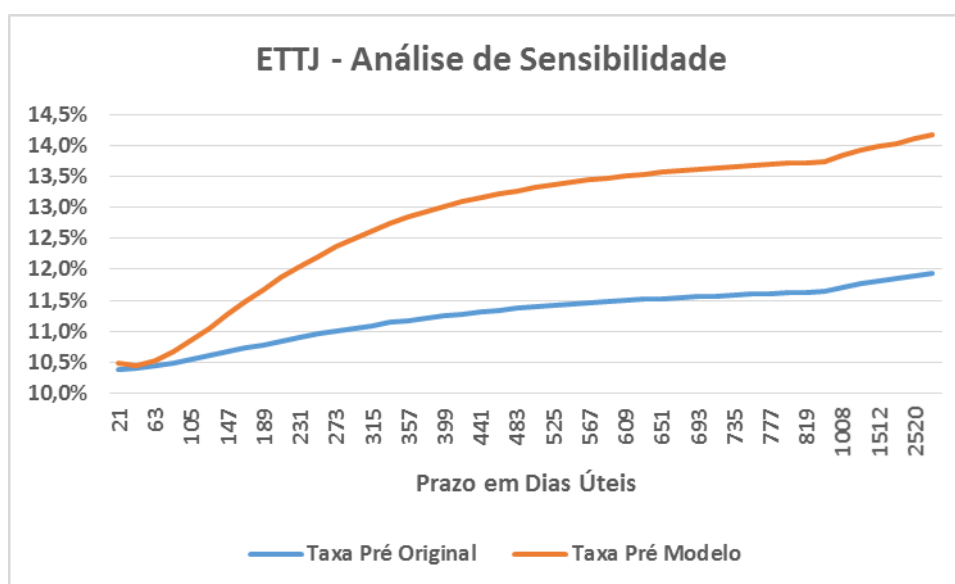


Gráfico 12 – Aumento da expectativa de inflação de 50 p.b.

Quando se aumenta a expectativa de inflação, existe um aumento mais acentuado na parte mais curta da curva e uma inflexão no prazo de 1 ano e meio, aproximadamente. O caminho do CDI acumulado continua a ser na forma de um aumento, porém com uma inclinação menor. Operações de mercado que tiram vantagens de movimentos na curvatura podem ser mostrar interessantes nessa situação.

### Aumento no PIB esperado

Para um aumento no PIB esperado, a única diferença é que o aumento da taxa de juros se inicia desde os prazos mais curtos.

Tabela 19: Vetor de Variáveis para Teste de Sensibilidade – Aumento no PIB esperado de 50 p.b.

Variável Macro	CDS	Selic	Dselic	Dcâmbio	DIPCA_Focus	DPIB_Focus	D2014
Valor	173,05	10,35%	0,00%	0,0608	0,010%	0,510%	1

E a respectiva estrutura a termo representada:

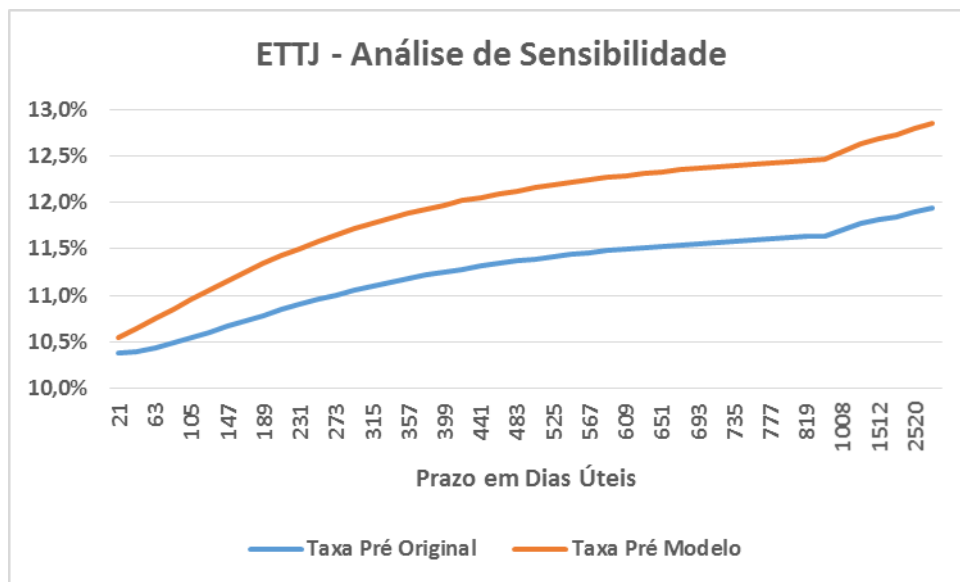


Gráfico 13 – Aumento no PIB esperado de 50 p.b.

## 5. Conclusões

Os modelos parcimoniosos de ajuste de curva de juros já são ferramentas consagradas no campo das finanças de mercado, sendo utilizados por *clearings*, provedores de informações financeiras, bancos centrais e instituições financeiras.

O procedimento abordado nesse trabalho, que é o de plugar o ajuste das curvas de juros com as variáveis que explicariam seus diversos movimentos segue como tema de interesse na academia.

Nesse sentido, buscou-se com esse texto dar mais uma contribuição ao assunto, através da documentação cuidadosa das etapas seguidas e de alguns detalhes metodológicos como:

- a) A utilização de uma série de tempo com dados da ETTJ da BM&F até o prazo de 15 anos. Embora os vértices mais longos não ofereçam tanta precisão em função da baixa liquidez, se fez necessária a comprovação do fato pelos dados.
- b) A utilização dos dois fatores de decaimento  $\lambda$  de Svensson (1994) para modelagem da curva de juros.
- c) Esses fatores de decaimento combinados tiveram melhor desempenho (medido pelo  $R^2$ <sup>16</sup>) que o modelo Nelson-Siegel (1987) original.
- d) Os valores de  $\lambda$  dos modelos de Nelson-Siegel (1987) e Svensson (1994) para a economia brasileira são diferentes daquele usado por Diebold and Li (2006). A curva de juros brasileira tem seu pico em aproximadamente um terço do tempo que a americana.
- e) O modelo de Svensson (1994) consegue capturar sinuosidades na curva de juros que o modelo de Nelson-Siegel (1987) não consegue, devido à utilização do segundo parâmetro.

Em relação aos resultados obtidos, algumas considerações podem ser realizadas:

---

<sup>16</sup> A estatística  $R^2$  nos modelos de ajuste de curvas de juros serve como indicador da qualidade do ajuste da curva gerada pelos modelos aos dados observados na prática. Não está relacionada a qualquer avaliação causal do modelo.

a) De um modo geral, as análises de regressão resultaram em modelos satisfatórios do ponto de vista de explicação dos dados. Embora todos tenham apresentado autocorrelação de resíduos, os fatos estilizados e sinais dos estimadores foram quase que inteiramente equivalentes aos preconizados pela teoria econômica convencional.

b) As regressões para relacionar os parâmetros da curva com as variáveis macro tiveram que ser controladas por *dummies* relativas a cada um dos anos da série. Esse fato sinaliza que as condições de liquidez e outras que não puderam ser mapeadas por variáveis quantitativas ou qualitativas são comuns ao exercício civil equivalente. Uma variável que pode ser testada em trabalhos futuros é o volume de derivativos negociados no mercado de BM&F, por exemplo.

c) Segundo o modelo, as variáveis que condicionam o nível das taxas de juros, ou a taxa de juros de longo prazo, são: o nível da taxa Selic, a variação entre a semana corrente e anterior da taxa de câmbio, o nível do CDS e a variação entre a semana corrente e anterior do PIB e inflação esperados. Todos com sinal positivo, ou seja, um aumento em qualquer um dos itens acima provoca um aumento no nível da curva de juros.

d) O valor da inclinação da curva de juros é função positiva da variação da inflação e do PIB, do nível do CDS e das variações da taxa de câmbio, PIB e inflação esperados.

De acordo com o modelo, se a variação da inflação é positiva, a curva de juros tende a ter uma inclinação positiva. O inverso ocorre para o nível da taxa Selic. Ela entra no modelo em nível, com sinal positivo (negativo se tomarmos a tangente da taxa longa vis-à-vis a taxa curta). Ou seja, a contribuição da Selic para a inclinação é sempre negativa, sinalizando que quanto maior o choque hoje, menor a taxa amanhã, sinalizando a existência de reversão à média no longo prazo.

e) A taxa de juros instantânea é a soma dos parâmetros de nível e inclinação. No modelo, a mesma vai depender em grande medida (e positivamente) da variação da inflação e PIB esperados, porém com uma menor intensidade em relação à taxa de juros de longo prazo. Um outro resultado interessante é que seu valor não depende

de variáveis *dummies* para ser explicado, o que sinaliza que seu valor não depende por exemplo de condições de liquidez do mercado, por exemplo.

Posto de outra maneira, a taxa de longo prazo varia conforme o ano que se analisa.

f) A curvatura conjunta (provocada por  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$ ) aumenta com o nível da Selic e diminui com a variação positiva da inflação esperada. Ainda de acordo com o modelo, a curvatura não responde à variação do PIB esperado.

Para as próximas pesquisas, algumas alterações podem fazer o modelo apresentar resultados ainda melhores:

- a) Para escolher os dois termos  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$ , plotar a distribuição conjunta do valor de  $R^2$ , devida aos dois valores.
- b) Restringir o modelo a prazos na vizinhança daqueles sinalizados na tabela 12, possivelmente a região onde existe mais liquidez. A falta de liquidez em alguns vértices (sobretudo nos mais longos) pode ser origem de discrepâncias no poder preditivo do modelo.
- c) Inclusão de novas variáveis na análise, como volume de posições nos mercados de derivativos (com ênfase para o DI de 1 dia) da BM&F. Quebras entre investidores estrangeiros e locais também pode ser uma medida interessante.
- d) Explorar a significância estatística na determinação dos valores dos  $\beta$  do modelo de outras variáveis contidas no boletim Focus, como produção industrial, por exemplo.
- e) Experimentar outras composições de inflação esperada e PIB esperado para a construção do índice de expectativa utilizado.
- f) Huse (2011) em seu artigo adiciona em um item posterior, o controle da regressão pela Regra de Taylor. Dado que existem Bancos Centrais *hawkish* e *dovish*<sup>17</sup>.

---

<sup>17</sup> Um Banco Central *hawkish* vai buscar a queda da inflação de maneira mais assertiva, buscando a convergência da inflação rapidamente. Um Banco Central *dovish* vai perseguir a queda da inflação de maneira mais comedida, admitindo para isso um intervalo de convergência maior.



A partir do exposto acima, o trabalho buscou realizar o exercício de modelar o comportamento agregado dos agentes que negociam contratos futuros de taxas de juros e outros instrumentos que possa vir a ser utilizados para dar preço para a curva de juros brasileira, a partir de variáveis macroeconômicas de domínio público e que estão presentes na teoria como insumos para a tomada de decisões do BCB em relação à evolução futura da taxa DI e, por extensão da estrutura a termo de taxas de juros em reais.

Para isso, foi usado um modelo consagrado de ajuste de curva de juros aos dados reais, uma evolução da técnica original de Nelson-Siegel (1987), o modelo de Svensson (1994).

Nas várias equações de regressão resultantes, houve dois resultados alvissareiros obtidos com a técnica:

- a) O sinal da relação dos parâmetros do modelo em relação às variáveis macroeconômicas veio em linha com o que se espera da teoria econômica e financeira.
- b) O poder de previsão do modelo para alguns vértices foi superior ao de um evento puramente aleatório.

Esse poder preditivo foi maior exatamente onde o mercado se baseia para negociar seus contratos de taxas de juros, os vértices entre a primeira reunião e o prazo de um ano, aproximadamente.

Esse fato sugere que a análise executada pode apresentar resultados melhores com um horizonte menor e com a introdução de algumas variáveis técnicas (fluxo de investidores na BM&F, por exemplo), que vão colaborar com a modelagem dessa dinâmica de alta frequência observada no trabalho.

Fica então a sugestão para pesquisas posteriores.

## 6. Referências Bibliográficas

BEVILACQUA, A.S., MESQUITA, M.; MINELLA, A.. Brazil: Taming Inflation Expectations. BCB, Working Paper Series, January, 2007.

CALDEIRA, J.F.. Estimação da Estrutura a Termo da Curva de Juros no Brasil através de Modelos Paramétricos e Não Paramétricos. *Análise Econômica*, Porto Alegre, n.55, p.95-122, mar. 2011.

COX, J. C; INGERSOLL JR., J. E; ROSS, S. A. *A theory of the term structure of interest rates*. *Econometrica*, v. 53, n. 2, 385–407, 1985.

DIEBOLD, F.X.; LI C.; (2006). *Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields*. *Journal of Econometrics*, 130, 337-364

DUARTE, T.B.; NEVES, C.R.; FRAGA de MELO, E.; FRANKLIN JR., S.L.; (2011). A estrutura a termo de taxas de juros no Brasil: modelos, estimação, interpolação, extrapolação e testes. SUSEP.

GOMES DA SILVA, C.; NUNES, C.V.A; HOLLAND, M; (2011). *Sinalização de Política Monetária e Movimento na Estrutura a Termo de Taxas de Juros no Brasil*. *EconomiA*, Brasília(DF), v.12, n.1, p.71–90, jan/abr 2011.

HULL, J.; WHITE, A. *Valuating derivative securities using the explicit finite difference method*. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 25, n. 1, p. 87–100, 1990.

HUSE, C.; (2011). *Term Structure Modelling with Observable Variables*. London School of Economics.

LEITE, A. L.; GOMES FILHO, R. B. P.; VICENTE, J. V. M.; (2009). *Previsão da Curva de Juros: um modelo estatístico com variáveis macroeconômicas*. *Trabalhos para Discussão*, 186 – BCB.

MCCULLOCH, J. H. *Measuring the term structure of interest rates*. *Journal of Business*, v. 44, n. 1, p. 19–31, 1971.

\_\_\_\_\_. *The tax-adjusted yield curve*. Journal of Finance, v. 30, n 3, p. 811–830, 1975.

NELSON, C. R.; SIEGEL, A. F.; (1987). *Parsimonious Modelling of Yield Curves*. Journal of Business, 60, 473-489.

SEKKEL, R.; ALVES, D. (2005). *The Economic Determinants of the Brazilian Term Structure of Interest Rates*. XXXIII Encontro Nacional de Economia ANPEC, Natal RN.

SHOUSHI, S.; *Estrutura a Termo da Taxa de Juros e Dinâmica Macroeconômica no Brasil*. REVISTA DO BNDES, RIO DE JANEIRO, V. 15, N. 30, P. 303-345, DEZ. 2008.

SVENSSON, L. E. O.; (1994). *Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994*. National Bureau of Economic Research. NBER Working Paper Series 4871.

VASICEK, O. *An equilibrium characterization of the term structure*. Journal of Financial

Economics, v. 5, n. 2, p. 177–188, 1977.

## 7. Apêndice

### Listagens de Saída do Software Econométrico Eviews

#### a) Modelo para $\beta_0$

Dependent Variable: B0

Method: Least Squares

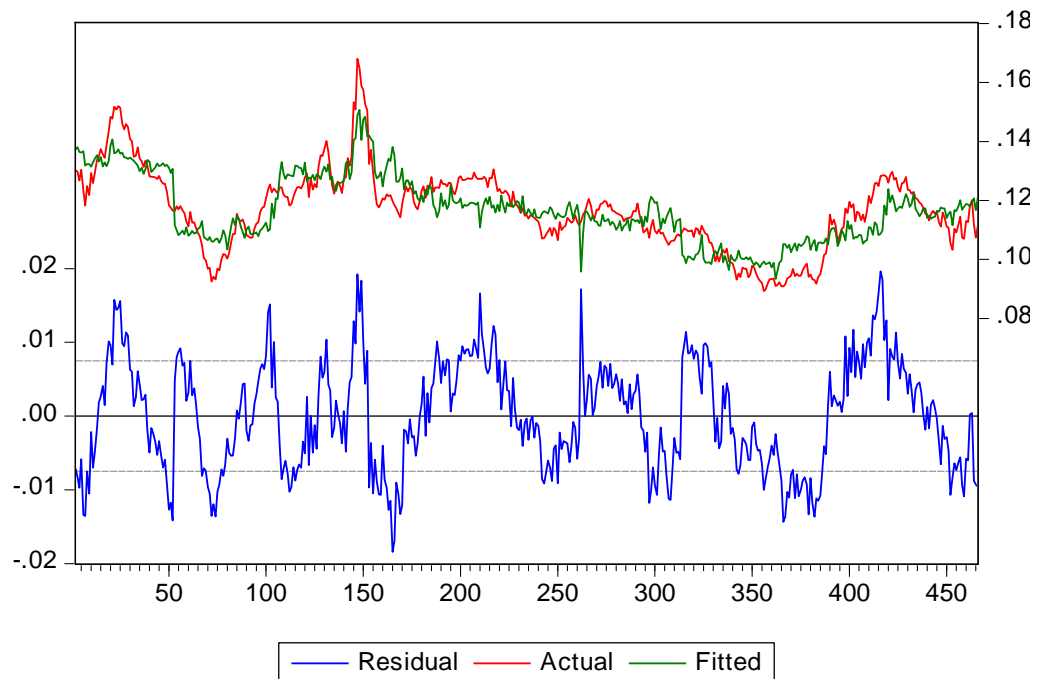
Date: 04/03/15 Time: 22:37

Sample (adjusted): 2 466

Included observations: 465 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 6.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DSELIC	0.388681	0.146554	2.652142	0.0083
CDS	7.15E-05	2.06E-05	3.465907	0.0006
DCAMBIO	0.024447	0.012015	2.034658	0.0425
DIPCA_FOCUS	4.542732	1.368650	3.319133	0.0010
DPIB_FOCUS	1.848100	0.651622	2.836155	0.0048
D2006	0.124258	0.003673	33.82671	0.0000
D2007	0.102864	0.002980	34.52046	0.0000
D2008	0.118093	0.003541	33.34558	0.0000
D2009	0.108087	0.004570	23.65181	0.0000
D2010	0.107514	0.003183	33.77627	0.0000
D2011	0.104149	0.003189	32.65572	0.0000
D2012	0.090797	0.003268	27.78218	0.0000
D2013	0.095692	0.004485	21.33653	0.0000
D2014	0.105784	0.003805	27.80402	0.0000
R-squared	0.694071	Mean dependent var		0.116954
Adjusted R-squared	0.685252	S.D. dependent var		0.013330
S.E. of regression	0.007479	Akaike info criterion		-6.923871
Sum squared resid	0.025225	Schwarz criterion		-6.799164
Log likelihood	1623.800	Hannan-Quinn criter.		-6.874786
Durbin-Watson stat	0.278329			



### Modelo para $\beta_1$

Dependent Variable: B1

Method: Least Squares

Date: 04/03/15 Time: 22:40

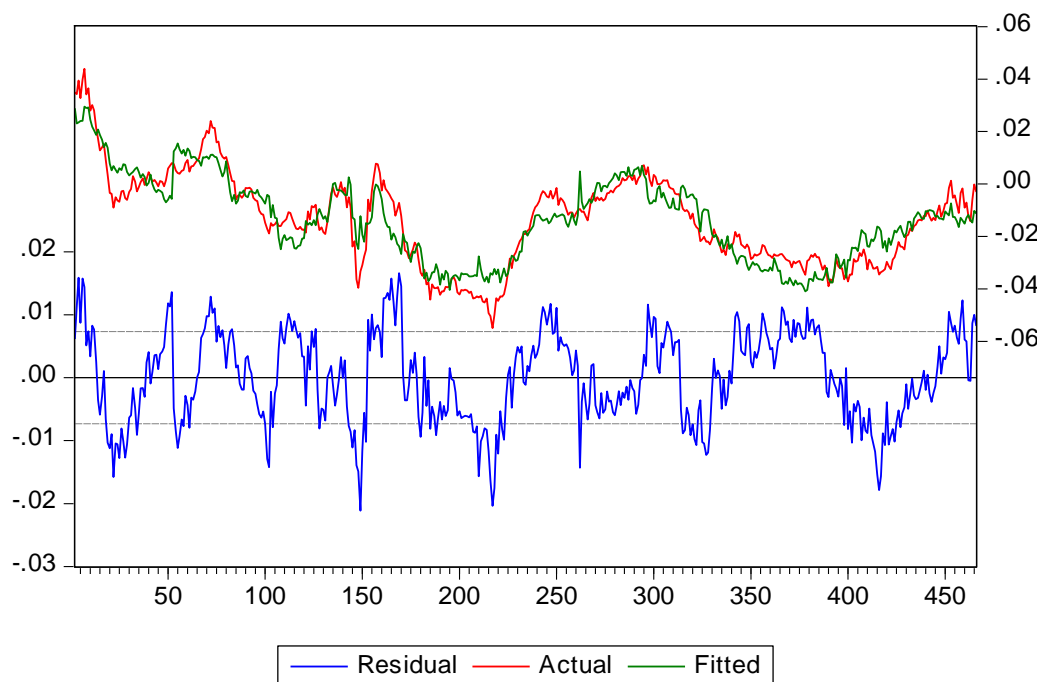
Sample (adjusted): 2 466

Included observations: 465 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed  
bandwidth = 6.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CDS	-8.56E-05	2.12E-05	-4.029489	0.0001
DCAMBIO	-0.026274	0.011970	-2.194912	0.0287
DIPCA_FOCUS	-3.912488	1.239358	-3.156868	0.0017
DPIB_FOCUS	-1.656633	0.617185	-2.684174	0.0075
SELIC	1.025172	0.105063	9.757674	0.0000
DSELIC	-0.613091	0.139951	-4.380768	0.0000
D2006	-0.124677	0.013870	-8.989170	0.0000
D2007	-0.104742	0.011218	-9.337118	0.0000
D2008	-0.116924	0.011440	-10.22103	0.0000
D2009	-0.107591	0.008924	-12.05583	0.0000
D2010	-0.107230	0.009862	-10.87259	0.0000

D2011	-0.103726	0.010972	-9.453525	0.0000
D2012	-0.094186	0.007835	-12.02085	0.0000
D2013	-0.097851	0.007774	-12.58649	0.0000
D2014	-0.105694	0.010098	-10.46665	0.0000
<hr/>				
R-squared	0.826036	Mean dependent var	-0.013389	
Adjusted R-squared	0.820624	S.D. dependent var	0.017274	
S.E. of regression	0.007316	Akaike info criterion	-6.965733	
Sum squared resid	0.024087	Schwarz criterion	-6.832119	
Log likelihood	1634.533	Hannan-Quinn criter.	-6.913142	
Durbin-Watson stat	0.293314			



## Modelo para $\beta_2$

Dependent Variable: B2

Method: Least Squares

Date: 04/05/15 Time: 10:52

Sample (adjusted): 2 466

Included observations: 465 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed  
bandwidth = 6.0000)

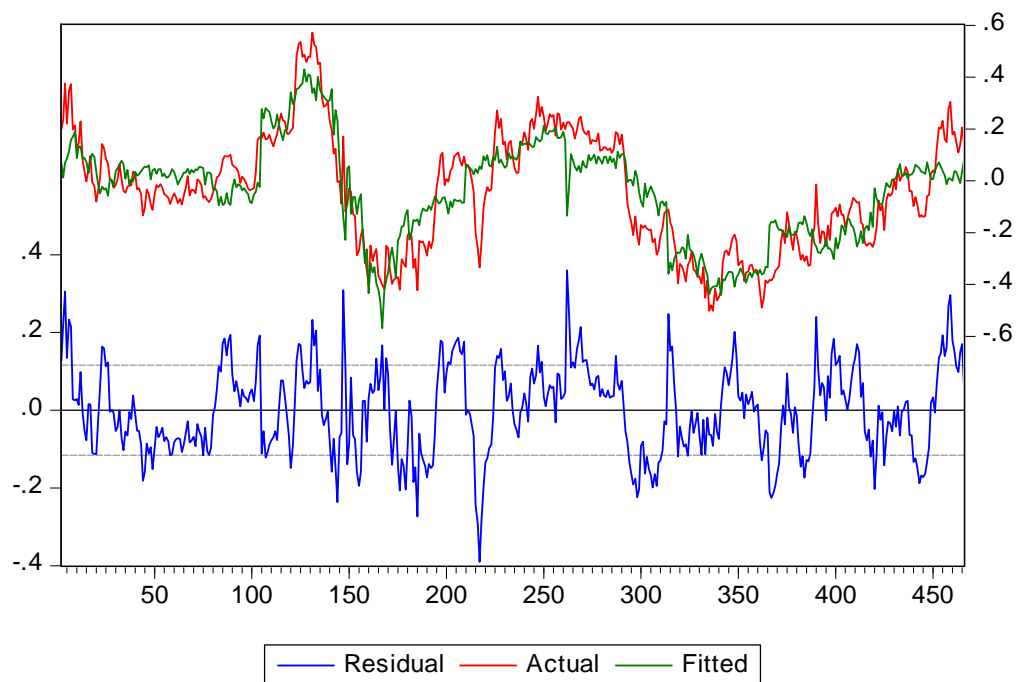
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

CDS	-0.001822	0.000232	-7.846514	0.0000
SELIC	4.646737	0.478009	9.721025	0.0000
DSELIC	6.417051	2.691518	2.384175	0.0175
DIPCA_FOCUS	48.66481	23.86103	2.039510	0.0420
D2006	-0.342133	0.051776	-6.607932	0.0000
D2007	-0.370643	0.048931	-7.574823	0.0000
D2009	-0.246528	0.048885	-5.043046	0.0000
D2010	-0.109095	0.043552	-2.504948	0.0126
D2011	-0.249733	0.052156	-4.788169	0.0000
D2012	-0.481133	0.029450	-16.33706	0.0000
D2013	-0.293949	0.036736	-8.001600	0.0000
D2014	-0.182541	0.045236	-4.035269	0.0001

---

R-squared	0.727979	Mean dependent var	-0.040968
Adjusted R-squared	0.721373	S.D. dependent var	0.219276
S.E. of regression	0.115745	Akaike info criterion	-1.449386
Sum squared resid	6.068803	Schwarz criterion	-1.342495
Log likelihood	348.9823	Hannan-Quinn criter.	-1.407314
Durbin-Watson stat	0.395231		

---



### Modelo para $\beta_3$

Dependent Variable: B3

Method: Least Squares

Date: 04/03/15 Time: 22:44

Sample (adjusted): 2 466

Included observations: 465 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed  
bandwidth = 6.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CDS	0.001715	0.000220	7.788620	0.0000
SELIC	-4.451462	0.462641	-9.621841	0.0000
DSELIC	-6.007175	2.506530	-2.396610	0.0170
DIPCA_FOCUS	-52.56513	23.34924	-2.251256	0.0248
D2006	0.317861	0.050315	6.317369	0.0000
D2007	0.351778	0.048734	7.218288	0.0000
D2009	0.190165	0.047172	4.031303	0.0001
D2010	0.093301	0.041687	2.238128	0.0257
D2011	0.233888	0.047916	4.881211	0.0000
D2012	0.434970	0.028864	15.06970	0.0000
D2013	0.269358	0.036071	7.467443	0.0000
D2014	0.164010	0.041448	3.957006	0.0001
R-squared	0.710924	Mean dependent var		0.020224
Adjusted R-squared	0.703905	S.D. dependent var		0.203057
S.E. of regression	0.110493	Akaike info criterion		-1.542266
Sum squared resid	5.530518	Schwarz criterion		-1.435375
Log likelihood	370.5768	Hannan-Quinn criter.		-1.500193
Durbin-Watson stat	0.407741			



