

**Insper Instituto de Ensino e Pesquisa
Faculdade de Economia e Administração**

Daniel Vilarino

**Previsão da ETTJ Brasileira com Fatores Latentes e Variáveis
Macroeconômicas via Filtro de Kalman**

**São Paulo
2011**

Daniel Vilarino

**Previsão da ETTJ Brasileira com Fatores Latentes e Variáveis
Macroeconômicas via Filtro de Kalman**

Monografia apresentada ao curso de Ciências
Econômicas, como requisito parcial para obtenção do grau
de Bacharel do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientador:
Prof. Dr. Antonio Zoratto Sanvicente – Insper

São Paulo

2011

Vilarino, Daniel

Previsão da ETTJ brasileira com fatores latentes e variáveis macroeconômicas via filtro de Kalman / Daniel Vilarino. – São Paulo: Insper, 2011.

Monografia: Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientador: Prof. Dr. Antonio Zoratto Sanvicente

1.Previsão da estrutura a termo da taxa de juros 2.Forecasting Yield Curve 3. Filtro de Kalman

Daniel Vilarino

**Previsão da ETTJ Brasileira com Fatores Latentes e Variáveis
Macroeconômicas via Filtro de Kalman**

Monografia apresentada à Faculdade de Economia do Insper, como parte dos requisitos para conclusão do curso de graduação em Economia.

Aprovado em Dezembro 2011

EXAMINADORES

Prof. Dr. Antonio Zoratto Sanvicente
Orientador

Prof. Dr. Paulo Beltrão Fralletti
Examinador

Prof. Dr. Marcelo Leite de Moura e Silva
Examinador

Resumo

A dinâmica da estrutura a termo das taxas de juros é extremamente importante para o mercado em geral. O objetivo deste trabalho é testar um modelo estatístico de previsão da estrutura a termo da taxa de juros. Utiliza-se a metodologia de Diebold e Li (2002) baseada nos fatores latentes (especificamente, nível, inclinação e curvatura), em variáveis macroeconômicas (especificamente, oferta monetária M1, *yield* de título brasileiro de emissão externa sintético e inclinação da ETTJ americana) e estima-se todos os parâmetros simultaneamente e de forma eficiente via filtro de Kalman. Os resultados obtidos sugerem que o modelo proposto é superior ao passeio aleatório para a previsão um mês a frente das maturidades de 60 a 90 dias úteis, e ao menos, estatisticamente igual para as demais maturidades.

Abstract

The yield curve dynamics is extremely important for the market practitioners in general. Our objective is to test a forecasting statistical model for the yield curve. It is used the Diebold and Li (2002) approach based on latent factor (specifically, level, slope and curvature) and also on macroeconomic variables (specifically, monetary aggregate M1, synthetic brazilian global Bond and the slope of the USA's yield curve) and all the parameters are simultaneously and efficiently estimated by Kalman filter. The results obtained suggests the proposed model predicts better than random-walk for 1-month ahead forecasts for the terms of 60 to 90 workdays, and is at least statistically equal for the remaining tenors.

Sumário

1. Introdução	6
2. Revisão da Literatura	8
2.1. Variáveis Macroeconômicas	8
3. Materiais e Métodos	11
3.1. Depósitos Interfinanceiros	11
3.2. Contratos Futuros da taxa média do DI	11
3.3. Métodos	14
4. Resultados	17
4.1. VAR (1) Estatístico	17
4.2. VAR (1) Macroeconômico	19
4.3. AR (1) Estatístico	21
4.4. AR (1) Macroeconômico	21
4.5. Previsões	23
5. Conclusão	25
6. Referências	27
7. Anexo	29

1. Introdução

A modelagem, a estimação e a previsão da estrutura a termo da taxa de juros (ETTJ daqui em diante) são de extrema importância para bancos e outras instituições financeiras, fundos de investimentos, gestores de patrimônios e de riscos, instituições públicas, seguradoras e resseguradoras, grandes conglomerados e planejamento financeiro pessoal. Existem diversas aplicações práticas para um modelo de previsão da curva de juros, como, por exemplo: precificação de uma carteira de renda fixa e de derivativos; processo de marcação a mercado; condução da política monetária; planejamento tributário; adequação de uma estrutura ótima de capital, estimação da inflação implícita esperada e gerenciamento de riscos.

A discussão na literatura concentra-se em três principais classes de modelo: modelos de não-arbitragem (HULL E WHITE, 1990), modelos de equilíbrio geral e modelos puramente estatísticos. Os modelos de não-arbitragem impõem que nenhum ganho pode ser obtido com a construção de uma curva sintética, tornando-os importantes na precificação de derivativos. Já os modelos de equilíbrio geral modelam a dinâmica da taxa de juros de curto prazo e, a partir de uma série de suposições sobre o prêmio de risco, obtêm a curva completa. Por fim, os modelos puramente estatísticos não impõem nenhuma restrição de não arbitragem e utilizam as taxas diretamente observadas de diferentes maturidades para extrair componentes comuns, não-observáveis.

Diebold e Li (2006), Laurini e Neto (2010), Duffee (2002) e Duffee (2008), apontam para a evidência de que a classe de modelos estatísticos é a mais parcimoniosa e eficiente na previsão da estrutura a termo, ainda que os outros métodos possam apresentar maior utilidade em precificação de derivativos e melhor ajustamento em *cross-section*. Além disso, existem outras razões para se descartar o uso de métodos livres de arbitragem e de equilíbrio geral, como a possível não-validade da (1) teoria das expectativas racionais (prêmio pelo risco constante para todas as maturidades, ou seja, taxas *forward* equivalentes à composição das taxas *spots* intermediárias), (2) da teoria da preferência pela liquidez (prêmios crescente em relação a maturidade) e (3) da teoria de Modigliani do habitat preferido (cada maturidade é um mercado segmentado, e os investidores podem migrar para outro mercado caso seja oferecido um prêmio adicional). Fama e Bliss (1987) rejeitam a preferência pela liquidez no período de 1964-85 nos EUA. Campbell e Shiller (1991) rejeitam a teoria das expectativas racionais nos EUA para o período de 1952-87. Cochrane e Piazzesi (2005) prevêm o retorno

em excesso de títulos de maturidade $t+n$ sobre títulos de maturidade n utilizando as taxas *forward*, rejeitando a teoria das expectativas racionais. Guillen e Tabak (2008) contestam a validade das expectativas racionais para o Brasil utilizando uma metodologia de filtro de Kalman, concluindo que o prêmio pelo risco não é constante. Cox et. al (1981) propõem uma alteração na teoria do habitat preferido, na qual o que importa para a determinação do segmento de atuação na curva é o grau de aversão ao risco dos agentes, e não o grau de preferência intertemporal, minimizando a principal crítica ao habitat preferido: de que se os mercados são segmentados, a correlação entre as taxas de diferentes maturidades não deveria ser significativa.

Um passo importante foi dado por Diebold et al. (2006) ao incorporar as relações entre fatores latentes da curva e variáveis macroeconômicas, estimando todos os parâmetros conjuntamente via Filtro de Kalman. Vicente e Tabak (2007) realizam testes para o Brasil, e Dauwe e Moura (2011) para o mercado do EURO, e ambos encontram melhores resultados de previsão utilizando a metodologia de Diebold e Li (2006) em comparação ao modelo afim de não-arbitragem e ao passeio aleatório.

Portanto, o objetivo deste artigo é propor uma técnica de previsão para o mercado brasileiro com base em um modelo puramente estatístico, mantendo a simplicidade dos métodos clássicos e incorporando novas variáveis macroeconômicas relevantes. Os resultados do modelo puramente estatísticos são comparados tanto ao modelo tradicional de variáveis macroeconômicas quanto ao modelo de variáveis propostas neste artigo. Ainda, um passeio aleatório é estimado e todos os resultados são submetidos a testes estatísticos a fim de identificar as principais qualidades de cada modelo.

O restante deste trabalho está organizado da seguinte maneira. A próxima seção descreve a base de dados utilizada. A seção 3 apresenta os detalhes do modelo. Na seção 4, o modelo é aplicado e os resultados são expostos e analisados. Por fim, a última seção conclui o estudo.

2. Revisão da Literatura

2.1. Variáveis Macroeconômicas

Diebold et al. (2006) utilizam o índice de utilização da capacidade instalada, o índice de preços ao consumidor e a *federal reserve funds rate*. Segundo nosso conhecimento, alguns autores já aplicaram variáveis macroeconômicas para previsão da ETTJ brasileira: Mendonça e Moura (2009) utilizam expectativas sobre inflação, dados de situação fiscal e de produção contidos no relatório FOCUS divulgado pelo Banco Central. Guillen e Tabak (2008) utilizam a composição da dívida, taxa de câmbio, reservas internacionais, investimento direto estrangeiro, risco Brazil EMBI, inflação e produção industrial. Leite et al. (2009) utilizam apenas a expectativa de inflação do FOCUS. Pinheiro et al. (2007) utilizam apenas a expectativa de inflação do FOCUS e EMBI para a curva de cupom cambial.

Todos estes trabalhos pautaram a escolha das variáveis baseados, direta ou indiretamente, na equação de Fisher (1), na Paridade dos Juros (2) (Fisher, 1930), na Regra de Taylor (3) (Taylor, 1993) e na curva de Phillips (4) (Phillips, 1958).

$$R = \pi^e + r \quad (1)$$

$$R = r^* + \Delta E^e + \rho \quad (2)$$

$$R = \pi_t^e + r + \alpha(\pi_t^e - \pi_t^*) + \beta(y_t - y_t^*) \quad (3)$$

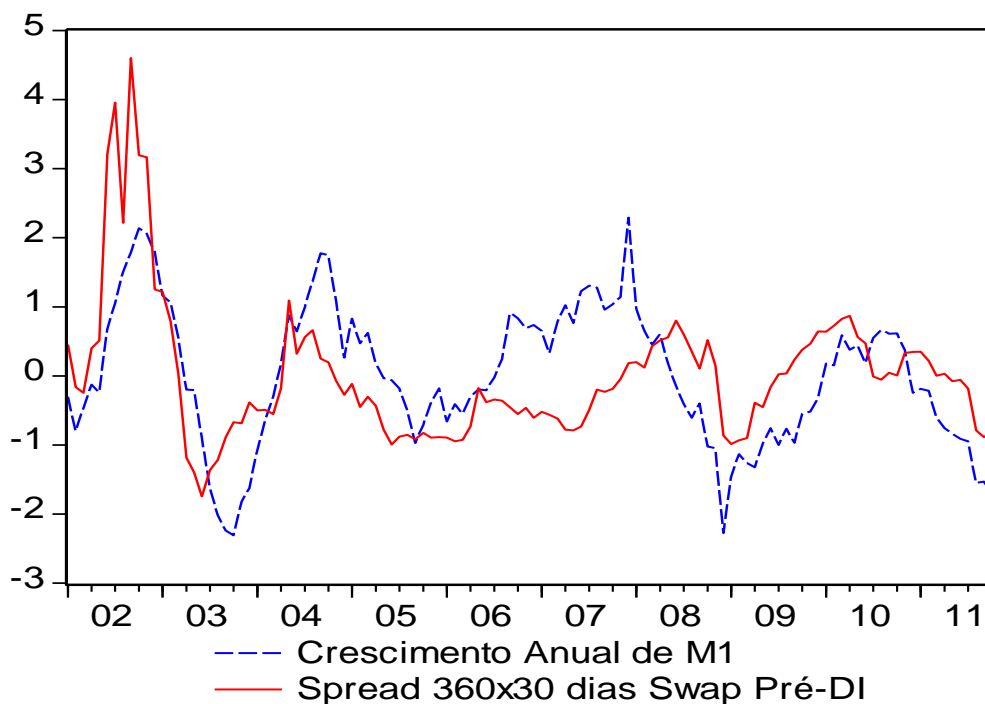
$$\pi = \pi^e - \beta(U - U^*) \quad (4)$$

Onde π é a taxa de inflação, π^* é a meta inflacionária e π^e a taxa de inflação esperada ou implícita nos títulos indexados à inflação; R e r são as taxas de juros domésticas nominais e reais de curto prazo, respectivamente, r^* é a taxa nominal de juros externa de referência de curto prazo; ΔE^e é a variação cambial esperada e ρ é um prêmio pelo risco de crédito, de *cross-border transactions* e de liquidez; y e y^* são o produto observado e potencial; U a taxa de desemprego e U^* é a NAIRU (*Non-Acelerating Inflation Rate of Unemployment*).

Percebe-se que, da perspectiva macroeconômica, a taxa de juros de curto prazo é um instrumento ativo chave na utilização da política monetária a fim atingir diversos objetivos, como crescimento do produto, diminuição do desemprego e da inflação. Da perspectiva das

finanças, a taxa de juros de curto prazo possui fatores comuns à toda a estrutura a termo. Como a política monetária é exercida através de operações no mercado aberto, onde o Banco Central compra títulos públicos federais emitidos pelo Tesouro - operação 1002 (venda primária), 1005 (venda secundária) e 1054 (compromissadas) na SELIC - e se financia via expansão da base monetária (M0 daqui em diante), a própria taxa de crescimento de M0 carrega informações relevantes sobre a taxa de juros de curto prazo. Outra ponte entre a política monetária e a curva de juros é que, no longo prazo, supondo a neutralidade da moeda, a inflação esperada nas equações (1), (3) e (4) pode ser substituída pelo crescimento de M0 (LUCAS, 1980). Caso a taxa de juros real esperada seja uma constante, como sugerido por Fama (1975), ou equivalente a uma taxa de juros *Wickselliana*, então uma expansão de M0 precede um aumento futuro na taxa de juros nominal, ao mesmo tempo em que diminui as taxas de curto prazo. Supondo que o multiplicador monetário, que depende tanto da exigibilidade do compulsório como da disposição a emprestar dos bancos, continue relativamente constante, o argumento apresentado continua válido para M1 como é para M0. Como mostramos no gráfico normalizado abaixo, uma análise descritiva inicial favorece esta visão, já que o spread entre o Swap DI x Pré de 30 e 360 dias e o crescimento mensal de M1 aparentam possuir uma relação causal ou de interdependência :

Figura 1: Comparação entre crescimento de M1 e spread Swap Pré-DI 360/30



Os resultados do teste de causalidade de Granger suportam a relação exposta acima (tabela 11 em anexo) e a tabela 3 fornece a correlação entre o fator latente inclinação e M1.

Além disso, Hartelius et. al (2008) mostram como a política monetária exercida pelo FED é tão importante para determinar os *spreads* de países emergentes quanto os fundamentos domésticos, baseando-se principalmente na equação (2). Guillen e Tabak (2008) também observam a importância da liquidez internacional, para o prêmio à termo doméstico. Diebold et al. (2008) constroem uma ETTJ global onde os fatores latentes domésticos interagem entre si.

Portanto, em vista da discussão acima, propomos a utilização de um modelo contendo: a) A taxa anual de crescimento de M1, divulgada pelo Banco Central (denominado M1 daqui em diante); b) Os *treasuries* de 10 anos somado ao *spread* médio entre os títulos de emissão do Tesouro Nacional da Republica Federativa do Brasil negociados no exterior e os *treasuries* americanos, conhecido como EMBI Brazil e divulgado pelo JP Morgan, formando um tipo de título brasileiro de emissão externa (*global bond*) sintético (nomeado GLOBALB daqui em diante); c) O *Spread* entre *treasuries* de 10 anos e a *fed funds rate* (SUSA daqui em diante). Uma vantagem adicional em comparação às variáveis tradicionais é que, apesar de M1 ser divulgado mensalmente, a periodicidade de todos os dados é diária, possibilitando a estimação de modelos de alta frequência em futuras pesquisas.

$$M1_t = \frac{\text{Oferta Monetária (M1)}_t}{\text{Oferta Monetária (M1)}_{t-1}} - 1 \quad (5)$$

$$GLOBALB_t = Treasury10anos_t + EMBIBrazil_t \quad (6)$$

$$SUSA_t = \frac{(1 + Treasury10anos_t)}{(1 + fedfundsrate_t)} - 1 \quad (7)$$

Somado a isso, estimamos um modelo contendo a expectativa do IPCA para doze meses divulgado no FOCUS, presente no trabalho de Leite et. al (2009), anteriormente citado, a fim de obter uma base de comparação para testar a eficácia das variáveis propostas.

3. Materiais e Métodos

3.1. Depósitos Interfinanceiros

Os dados utilizados neste trabalho são baseados no contrato DI, título de emissão de instituições financeiras para o mercado interbancário. Diariamente, a CETIP calcula a taxa média das operações pactuadas por um dia útil entre instituições financeiras chamada DI Over, expressa em forma anual com base 252 dias úteis. Como a liquidação é via LDL (Liquidação Diferida Líquida Multilateral), o risco de crédito da contraparte é muito baixo. Apesar de apresentar pouco volume em comparação às operações compromissadas na câmara de liquidação e custódia (SELIC), pode-se entender a taxa DI over como uma boa taxa livre de risco para o Brasil, já que diversos títulos privados são indexados a ela e seu uso é extremamente difundido como indexador, *benchmark* e ativo-objeto de derivativos.

3.2 Contrato Futuro da Taxa Média de Depósitos Interfinanceiros de Um Dia

O contrato de juros negociado na BM&F, denominado DI1, tem como objeto de negociação a taxa média de juros DI Over da CETIP acumulada ao longo do dia da negociação até o vencimento do contrato. O ganho ou perda desta operação se mantida até o vencimento é dado por:

$$100.000 \left[1 - \frac{\prod_t^{\tau} (1 + DI_j)}{(1 + i)^{\frac{(\tau-t)}{252}}} \right] n \quad (8)$$

Onde DI é a taxa CETIP diária, i é a taxa do contrato DI1 com vencimento τ , negociado no dia t , e $|n|$ o número de contratos negociados, sendo $n < 0$ para comprador de taxa e $n > 0$ para vendedor de taxa. As cotações verificadas nesse contrato representam bem a estrutura a termo da taxa de juros, tanto pelo grande tamanho do mercado como pelo mecanismo de ajuste diário e pelas margens depositadas, que minimizam o risco de crédito e risco de liquidez. No entanto, ainda assim existem vencimentos pouco líquidos, principalmente vencimentos em trimestres diferentes de janeiro com mais de um ano de maturidade. Por isso, o primeiro vértice considerado neste trabalho é a taxa CETIP Over. Do

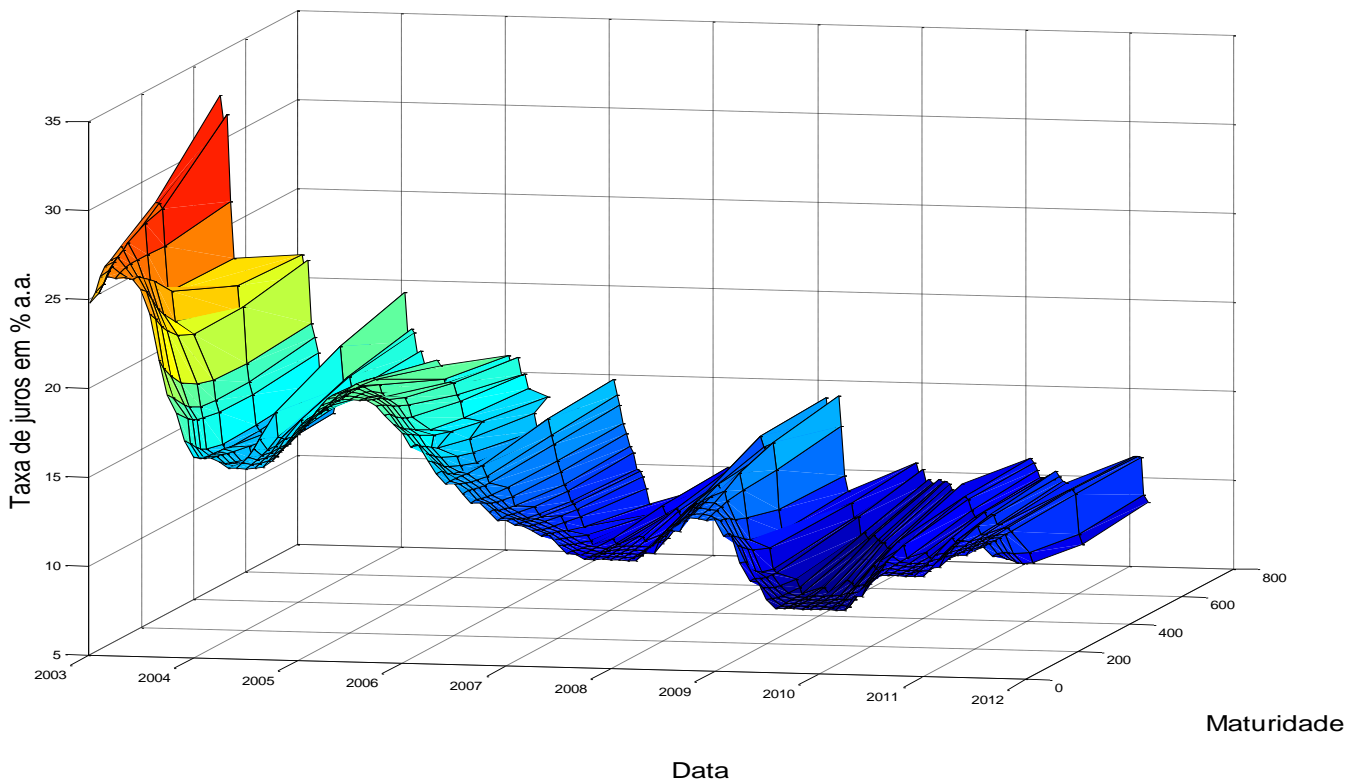
2º ao 5º vértices são utilizados os quatro primeiros contratos disponíveis, cujos vencimentos ocorrem no primeiro dia útil de cada um dos quatro meses subsequentes ao mês corrente. O 6º vértice é o contrato com vencimento mais próximo do quarto vértice e, por fim, o 7º e 8º são os contratos com vencimentos em janeiro dos dois anos posteriores ao vencimento do sexto vértice (daqui em diante os vértices serão chamados por V, sendo o oitavo vértice igual a V8). Com isso, esperamos que os problemas de falta de liquidez e de inconsistências nas taxas *forward* decorrentes de interpolações possam ser minimizados. Diebold e Li (2006) afirmam que não é necessário utilizar maturidades fixas. O período analisado é de janeiro de 2003 a outubro de 2011 e foi selecionado tanto pela estabilização macroeconômica como pelo amadurecimento do mercado de capitais (e de derivativos de juros) brasileiro. São apresentadas algumas estatísticas da ETTJ e diferentes formatos que o modelo proposto deverá ser capaz de contemplar.

Tabela 1. Estatísticas Descritivas da ETTJ Construída.

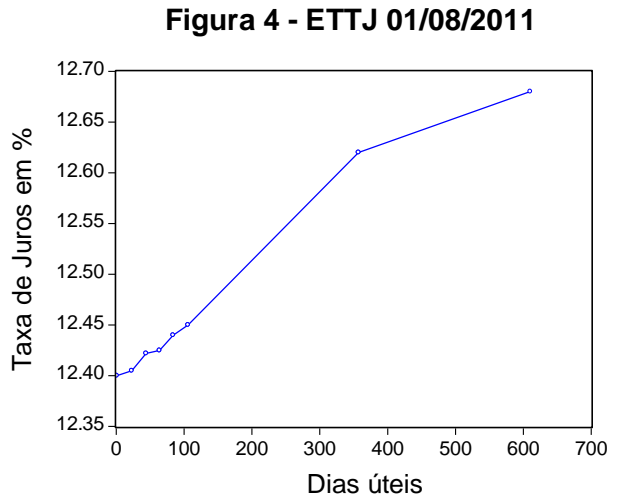
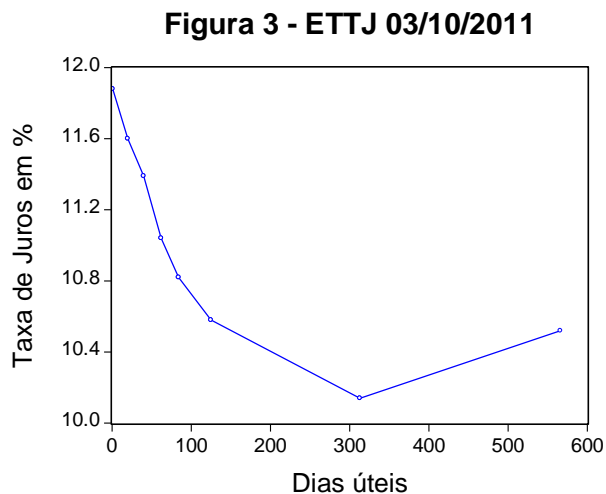
	V1	V2	V3	V4	V5	V6	V7	V8
Média	13,03	13,12	13,11	13,08	12,95	13,15	13,21	13,62
Mediana	14,49	14,47	14,45	14,44	14,43	14,45	14,64	14,93
Desvio-Padrão	4,57	4,55	4,53	4,50	4,45	4,38	4,20	4,37
Mínimo	8,61	8,59	8,60	8,60	8,59	8,66	9,62	10,21
Máximo	26,29	26,73	27,08	27,34	27,60	28,15	28,63	32,60
Maturidade Média (d.u.)	1	21	42	63	86	129	291	542
n: 106 observações								

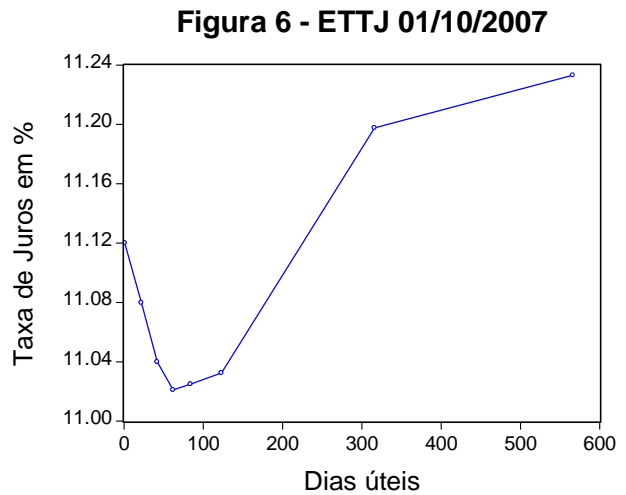
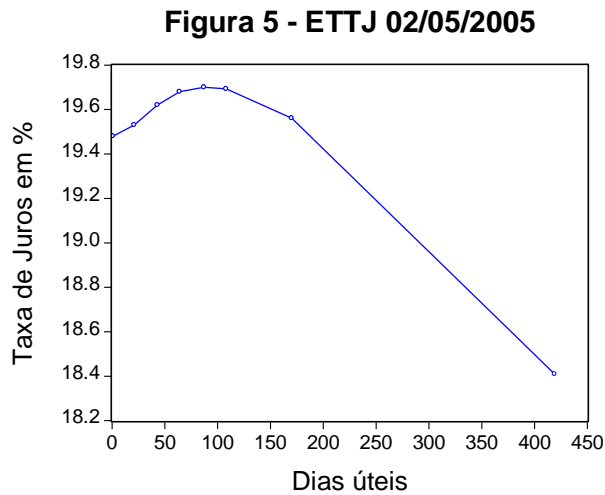
A ETTJ no Brasil apresenta inclinação média positiva (fato estilizado das curvas de juros) e alta amplitude (CDI variou de 8,61% a 26,29%, fato peculiar ao Brasil devido a fatores políticos e estruturais de 2002-03, como inflação acima da meta e eleições presidenciais). Além disso, as taxas longas aparentam ser menos voláteis que as curtas (desvio-padrão de 4,57% para o DI over e 4,37% para o vértice 8), sendo consistente com o modelo proposto adiante.

Figura 2. ETTJ DI no período de Janeiro de 2003 a outubro de 2011.



Vemos que grandes choques podem ocorrer em períodos curtos, como no período de 03/10/2011 a 01/08/2011 (figura 3 e figura 4, respectivamente), com a ETTJ invertendo-se bruscamente sob a hipótese de recessão mundial e afrouxamento quantitativo nos EUA e na zona do EURO. Além disso, a ETTJ pode apresentar formatos pouco usuais de difícil explicação teórica para modelos livres de arbitragem, como na figura 5 e 6. Nenhuma curva apresentada foi interpolada e a linha representa uma reta entre cada par de vértices.



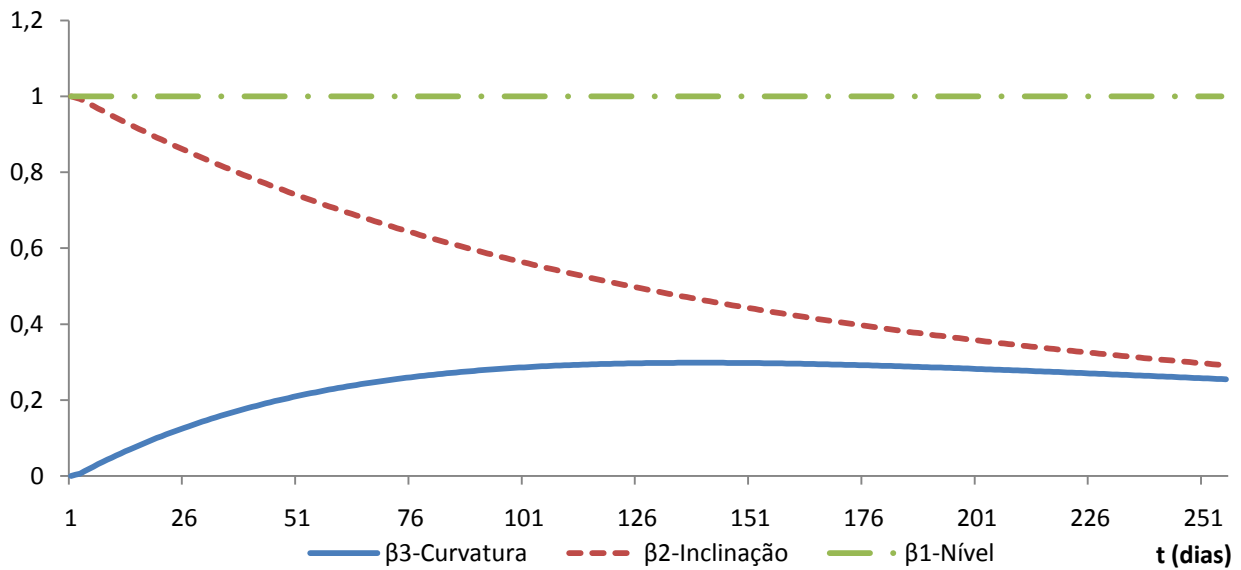


3.3. Métodos

Como são observadas diretamente somente algumas taxas, ou preços unitários, é necessário inferir as taxas *forward* a fim de obter fatores de capitalização e a curva a termo. Segundo Diebold and Li (2006), um bom modelo de interpolação deve conseguir reproduzir alguns fatos estilizados sobre a dinâmica das curvas como: a) poder ser positivamente, *flat* e negativamente inclinada; b) começar com a função de desconto em 1 (“um”) e terminar em zero; c) taxas *forward* sempre positivas; d) taxas curtas mais voláteis que longas; e) taxas persistentes e *spreads* não persistentes. A abordagem de Nelson e Siegel (1987) respeita tais condições, foi testada e apresentou bons resultados em Bliss (1997), é parcimoniosa (existem apenas quatro parâmetros) e ainda pode-se dar uma explicação econômica aos parâmetros:

$$y(\tau) = \beta_1 + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{-\tau\lambda}}{\lambda\tau} \right) + \beta_3 \left(\frac{1 - e^{-\tau\lambda}}{\lambda\tau} - e^{-\tau\lambda} \right) + \varepsilon \quad (9)$$

Onde y é a taxa spot, τ é a maturidade e λ é o fator de decaimento. β_1 pode ser entendido como o nível (N) das curvas, já que seu *loading* (=1) é igual para todas as maturidades. β_2 pode ser entendido como a inclinação (S), já que $\left(\frac{1 - e^{-\tau\lambda}}{\lambda\tau} \right)$ começa em um e decai monotonicamente a zero (aqui a inclinação é definida como o inverso da inclinação observada, já que quando S é positivo a taxa curta é maior que a longa). β_3 pode ser entendido como a curvatura (C), já que $\left(\frac{1 - e^{-\tau\lambda}}{\lambda\tau} - e^{-\tau\lambda} \right)$ começa em zero, atinge seu máximo em uma maturidade intermediária e decai lenta e monotonicamente até zero.

Figura 7: Exemplo dos loadings com fator de decaimento $\lambda=0.013$ 

Na modelagem original, Diebold e Li (2006) fixam o valor de λ e estimam a dinâmica em dois estágios: primeiro, a equação (9) via mínimos quadrados ordinários (MQO) para cada tempo t , obtendo t estimativas de β_1 , β_2 e β_3 . Em seguida, são utilizados tanto um modelo autoregressivo de primeira ordem AR (1) como um vetor autoregressivo de primeira ordem VAR (1) para os betas obtidos no primeiro estágio:

$$\begin{pmatrix} \beta_{1t} \\ \beta_{2t} \\ \beta_{3t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 + \alpha_{11}\beta_{1t-1} \\ \mu_2 + \alpha_{22}\beta_{2t-1} \\ \mu_3 + \alpha_{33}\beta_{3t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} z_{1t} \\ z_{2t} \\ z_{3t} \end{pmatrix} \quad (10)$$

$$\begin{pmatrix} \beta_{1t} \\ \beta_{2t} \\ \beta_{3t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{1t-1} \\ \beta_{2t-1} \\ \beta_{3t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} z_{1t} \\ z_{2t} \\ z_{3t} \end{pmatrix} \quad (11)$$

Já em Diebold et al. (2006) e, para a curva brasileira, Caldeira et al.(2009), são utilizados modelos em forma de espaço de estados e estimados via filtro de Kalman. As principais vantagens nesta metodologia são a possibilidade de estimar o fator de decaimento λ , ganhar eficiência ao estimar todos os parâmetros simultaneamente e obter estimativas suavizadas das variáveis latentes.¹ O filtro de Kalman é um algoritmo que utiliza o erro de previsão para construir uma função de máxima-verossimilhança. As variáveis observadas ($y_{t,\tau}$) se relacionam com os fatores latentes ($\beta_{i,t}$) através da equação de medida e a equação de transição determina a dinâmica dos fatores latentes:

¹ Para detalhes sobre o filtro de Kalman, ver Harvey (1989) e Harvey (1993)

Equação de Medida:

$$y_{t,\tau} = \left[1 \quad \left(\frac{1 - e^{-\tau\lambda}}{\lambda\tau} \right) \quad \left(\frac{1 - e^{-\tau\lambda}}{\lambda\tau} - e^{-\tau\lambda} \right) \right] \beta_t + \varepsilon_{t,\tau} \quad (12)$$

Equação de Transição:

$$\beta_{i,t} = \mu_i + m\beta_{i,t-1} + v_t \quad (13)$$

Onde os termos da matriz na equação (12) são N, S e C, definidos anteriormente, e

$$m = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \alpha_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \alpha_{33} \end{bmatrix} \text{ para o modelo AR (1) e } m = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} \end{bmatrix} \text{ para o modelo VAR(1).}$$

Assume-se que os erros ε_t e v_t são não correlacionados e normalmente distribuídos:

$$\varepsilon_t \sim N(0, Q) \quad (14)$$

$$v_t \sim N(0, H) \quad (15)$$

$$E[Q'H] = 0 \quad (16)$$

Usualmente, supõe-se que Q é uma matriz diagonal (ou seja, erros entre as equações são não correlacionados), dado o número elevado de vértices utilizados, e H é não diagonal, fazendo com que o erro de um beta seja correlacionado com os demais.

Para o modelo macroeconômico, acrescentamos as variáveis apresentadas nas equações (5), (6) e (7) na equação de transição, de maneira exógena, obtendo:

$$\beta_{i,t} = \mu_i + m\beta_{i,t-1} + nMACRO_{t-1} + v_t \quad (17)$$

$$MACRO_t = \begin{bmatrix} global_t & global_t & global_t \\ m1_t & m1_t & m1_t \\ susa_t & susa_t & susa_t \end{bmatrix} \quad (18)$$

E para o modelo alternativo, utilizamos a expectativa do IPCA para doze meses contida no boletim FOCUS do Banco Central do Brasil. A equação de medida é:

$$MACRO_t = \begin{bmatrix} IPCAFOCUS_t \\ IPCAFOCUS_t \\ IPCAFOCUS_t \end{bmatrix} \quad (19)$$

4. Resultados

4.1. Modelo VAR (1) Puramente Estatístico

Inicialmente é estimado um modelo contendo apenas as taxas verificadas no mercado, utilizando a metodologia do VAR (1) descrita acima. Muitos parâmetros são estimados já que a matriz m contém 9 elementos, a matriz μ contém 3, as equações de medida contêm o parâmetro λ , a matriz de covariância H dos estados possui 6 elementos (três variâncias e três covariâncias) e a matriz de covariância Q possui 8 parâmetros (um para cada vértice), resultando em um total de 25 parâmetros. Foi imposto que todas as variâncias devem ser maior que zero. Obtêm-se os valores iniciais dos estados pelo método de Diebold e Li em dois estágios, inicializando a estimação com $\lambda=0,0609$ (DIEBOLD E LI, 2006) e todas as variâncias iguais a 0,6. Além disso, é utilizada a amostra utilizada para estimação é fixa e contém 96 observações, de janeiro de 2003 até dezembro de 2010, mantendo os dez meses de 2011 fora da amostra para a comparação entre os erros de previsão.

Na tabela 2 apresentamos os resultados. As estimativas indicam alta persistência do nível, da inclinação e da curvatura, com coeficientes das suas defasagens elevados e estatisticamente significantes (0,81, 0,78 e 1, respectivamente). Os elementos cruzados tem uma importância secundária, já que existe um pequeno efeito (significante) da inclinação sobre o nível e um efeito de interdependência entre inclinação e curvatura.

Tabela 2. Resultados da estimação do modelo puramente estatístico: ^a

	$\beta_1, t-1$	$\beta_2, t-1$	$\beta_3, t-1$
β_1, t	0,8172 (0,0289)	0,0412 (0,0438)	-0,0113 (0,0433)
β_2, t	0,1578 (0,0309)	0,7877 (0,0488)	0,1817 (0,0457)
β_3, t	0,0945 (0,0737)	-0,2680 (0,1026)	1,0006 (0,0621)

	Coeficiente	Desvio-Padrão	P-Valor
μ_1	2,6441	0,4709	0,00%
μ_2	-2,3033	0,5018	0,00%
μ_3	-1,6200	1,1774	16,89%

a. Em negrito estão os parâmetros estatisticamente significantes a 5%. Em parênteses, o erro padrão das estimativas.

A média dos estados são todas diferentes de zero, estatisticamente significantes e condizentes com os fatos estilizados das curvas de juros: aproximadamente 15,49, -0,68 e -1,27, para o nível, inclinação e curvatura, respectivamente. O λ estimado foi significativo e assumiu o valor de 0,0091, bem inferior ao proposto por Diebold e Li (2006). Utilizamos o filtro de Kalman para obter estimativas suavizadas dos estados a fim de compará-las com as *proxys* observáveis e com as variáveis do modelo macroeconômico:

Figura 8. Fator Latente Nível, taxa de juros observada no vértice 8 e GLOBALB:

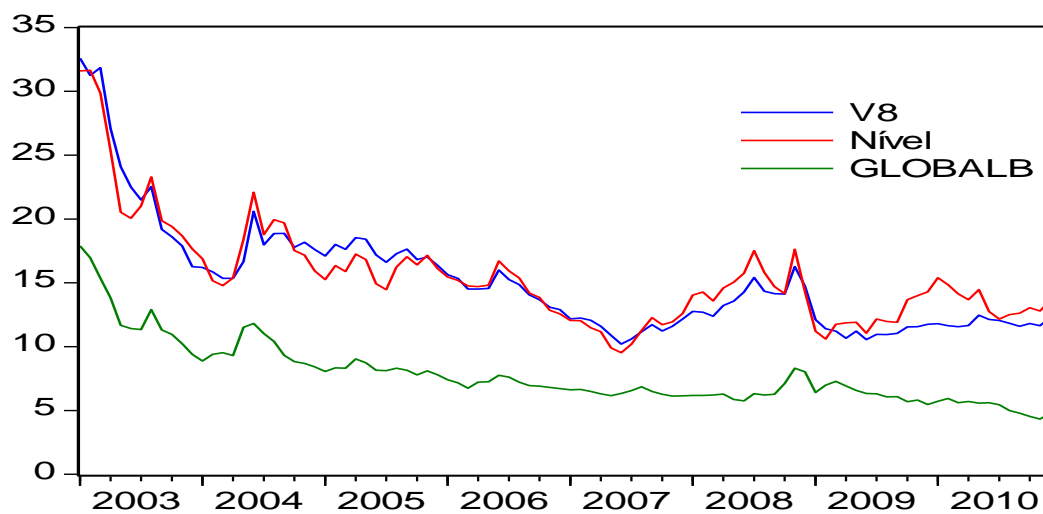


Figura 9. Fator latente Inclinação (eixo direito com escala invertida) e inclinação observada entre V1 e V8 (SBRA); SUSA; M1 (eixo esquerdo, dados normalizados)

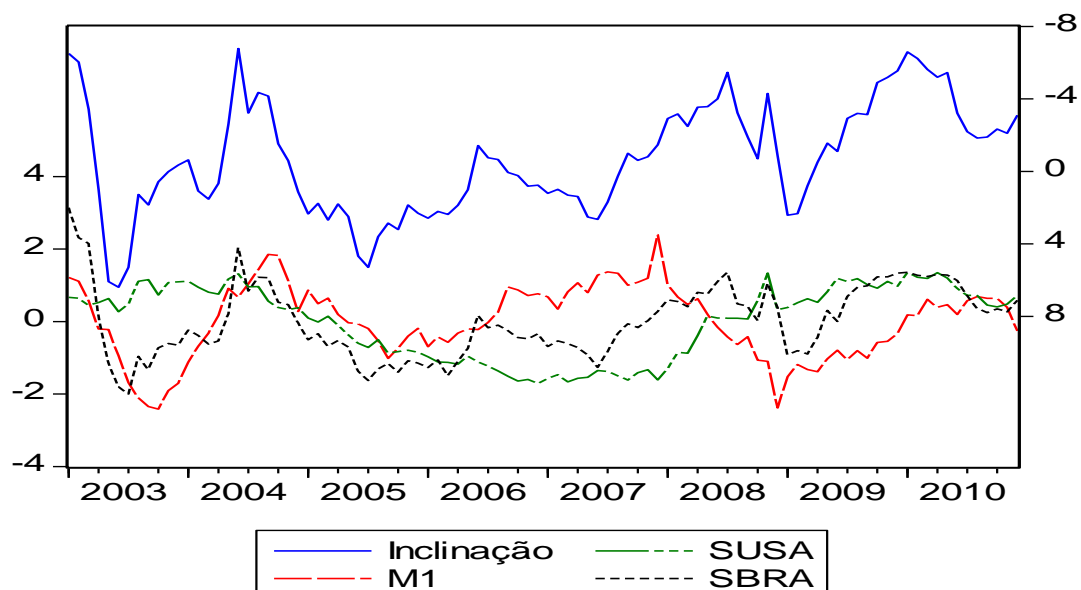
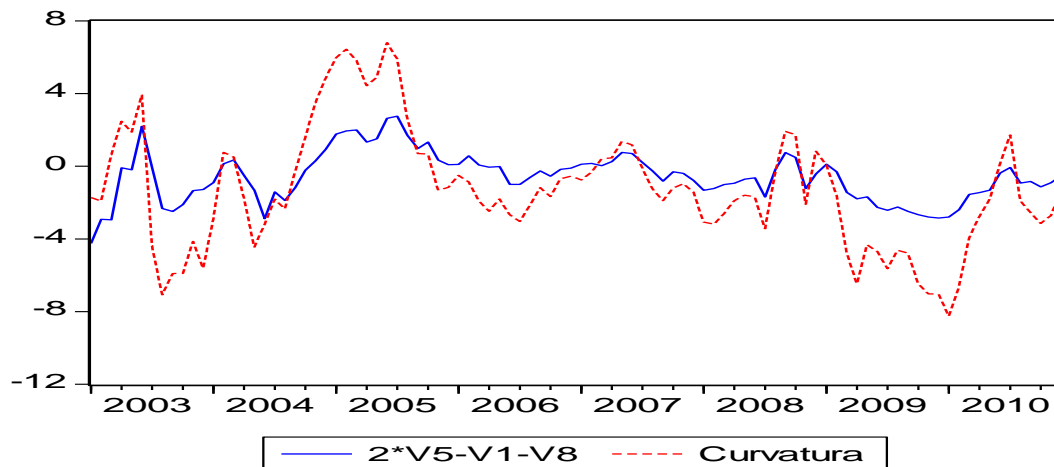


Figura 10. Fator latente Curvatura e proxy de curvatura ($2*V5 - V1 - V8$):



O fator latente nível é sempre positivo e relativamente persistente enquanto o fator inclinação e curvatura apresentam valores positivos, negativos e maior variabilidade. A figura 8 indica a possibilidade de forte relação entre o nível da taxa de juros doméstica e externa do Brasil (de acordo com equação 2) e a figura 9 a relação entre inclinação da ETTJ dos EUA e do crescimento do agregado monetário M1, já citado na figura 1, com a inclinação da ETTJ doméstica. Nenhuma relação macroeconômica foi encontrada para o fator curvatura.

Abaixo mostramos a correlação das variáveis macroeconômicas que pretendemos utilizar com os fatores latentes estimados no modelo inicial, puramente estatístico. Notamos que há correlações elevadas entre nível e GLOBALB e SUSA e entre inclinação e M1 e SUSA.

Tabela 3. Matriz de correlação das variáveis macroeconômicas e fatores latentes

	Nível	Inclinação	Curvatura	SUSA	GLOBALB	M1
Nível	1					
Inclinação	-13,46%	1				
Curvatura	3,95%	53,05%	1			
SUSA	32,15%	-43,83%	-31,97%	1		
GLOBALB	90,30%	10,82%	12,84%	25,06%	1	
M1	-5,98%	-24,28%	29,37%	-38,93%	-9,29%	1

4.2. Modelo VAR (1) Macroeconômico

Repetimos os procedimentos do modelo anterior utilizando as equações (17) e (18) e escolhemos como valores iniciais para os parâmetros da matriz n os parâmetros

estatisticamente significativos de um modelo auxiliar VAR (1) contendo: nível, inclinação, curvatura, GLOBALB, M1, SUSA. Nesta especificação ainda mais parâmetros devem ser estimados, totalizando 36 no total. O λ estimado assumiu o valor de 0,0176.

Tabela 4. Estrutura VAR (1) do modelo Macroeconômico.^a

	$\beta_1, t-1$	$\beta_2, t-1$	$\beta_3, t-1$	μ
β_1, t	0,9876 (0,1773)	-0,0482 (0,2391)	0,0329 (0,2617)	0,3721 (1,7906)
β_2, t	-0,0591 (0,1749)	0,7186 (0,3070)	0,2837 (0,2875)	0,4085 (1,9538)
β_3, t	0,1426 (0,3121)	0,0303 (0,3482)	0,6923 (0,4091)	-2,0841 (2,5916)

a. Em negrito estão os parâmetros estatisticamente significantes a 5%. Em parênteses, o erro padrão das estimativas.

Tabela 5. Estimativas das variáveis macroeconômicas.^a

	Nível	Inclinação	Curvatura
GLOBALB	-0,0607 (0,2347)	0,1021 (0,2484)	-0,1106 (0,4896)
M1	0,8012 (4,1650)	-0,8726 (4,6373)	3,1044 (5,8626)
SUSA	2,4238 (18,0300)	1,4942 (24,1821)	-2,3084 (32,9183)

a. Em parênteses, o erro padrão das estimativas.

Nota-se que, com exceção das estimativas dos parâmetros autoregressivos, nenhuma estimativa foi individualmente significativa. No entanto, isto não é suficiente para rejeitar a importância desses parâmetros para o ajuste dentro da amostra e para a capacidade de predição do modelo. Desse modo, realizamos um teste de Wald para descobrir se em conjunto as estimativas dos parâmetros das variáveis macroeconômicas são diferentes de zero. Os resultados obtidos indicam que as estimativas não são significativamente diferentes de zero (p-valor = 98% para a restrição de que todas as estimativas são iguais a zero, ver tabela 15 no anexo). As médias do nível, inclinação e curvatura são, respectivamente, 14,93, -0,24 e -0,70.

Portanto, o modelo VAR (1) macroeconômico não apresentou nenhuma relação estatisticamente significativa com as variáveis macroeconômicas, o que pode ser resultado do

uso de elevado número de variáveis explicativas. Tentamos minimizar este problema restringindo algumas hipóteses sobre a estrutura do modelo.

4.3. Modelo AR (1) Estatístico

A fim de eliminar um possível problema de *overfitting*, com a estimação ineficiente de mais parâmetros que o necessário, e de aumentar a base de comparação de modelos de previsão, o modelo foi reestimado eliminando os termos cruzados entre os estados, obtendo, deste modo, um modelo autoregressivo AR (1). A estimação foi reiniciada com as mesmas configurações usadas anteriormente, com a diferença que os parâmetros autoregressivos são iniciados com valores iguais a zero.

Tabela 6 – Resultados do modelo AR (1) ^a

	Coeficiente	Desvio-Padrão	P-valor
$\beta_1, t-1$	0,9684	(0,0210)	0,0000
$\beta_2, t-1$	0,9365	(0,0290)	0,0000
$\beta_3, t-1$	0,8807	(0,1042)	0,0000
μ_1	0,3220	(0,3800)	0,4265
μ_2	-0,0129	(0,2024)	0,9489
μ_3	-0,1445	(0,3229)	0,6545

a. Em negrito estão os parâmetros estatisticamente significantes a 5%.

O λ estimado assumiu o valor de 0,008. Nenhuma constante foi significativa (mesmo se testadas em conjunto) e os estados apresentaram elevada dependência temporal, com todos os coeficientes autoregressivos assumindo valores acima de 0,85.

4.4. Modelo AR (1) Macroeconômico

Reintroduzindo as variáveis macroeconômicas no modelo, foram encontrados resultados condizentes com nossas expectativas iniciais. O nível da taxa de juros é influenciado pela taxa de juros GLOBALB e por M1, a inclinação é influenciado por GLOBALB, M1 e SUSA e nenhuma variável macroeconômica explica a curvatura.

Tabela 7. Estimativas das variáveis do modelo AR (1) macroeconômico ^a

	β_1, t	β_2, t	β_3, t
$\beta_1, t-1$	1,0639 (0,3479)	- -	- -
$\beta_2, t-1$	- -	0,5697 (0,1060)	- -
$\beta_3, t-1$	- -	- -	0,8308 (0,1856)
GLOBALB, t-1	-0,1865 (0,0736)	0,1672 (0,0766)	0,0757 (0,0981)
M1, t-1	4,4164 (1,8595)	-7,5764 (2,2713)	0,7463 (2,5666)
SUSA, t-1	8,6130 (13,5110)	-43,2085 (18,2465)	-10,6708 (25,2855)

a. Em negrito estão os parâmetros estatisticamente significantes a 5%. Em parênteses, o erro padrão das estimativas.

Foi realizado um teste de Wald para verificar se a restrição conjunta de que todas as estimativas são igual a zero é válida e a hipótese nula (as estimativas são iguais a zero) foi rejeitada com p-valor de 0,00% (ver tabela 17 no anexo). λ assumiu o valor de 0,03, o mais próximo ao do Diebold e Li (2006) e o sinal das estimativas dos coeficientes de $M1_{t-1}$ (em relação a β_1 e β_2) e $SUSA_{t-1}$ (em relação a β_2) apresentaram resultados em linha com o esperado, enquanto o sinal do coeficiente de $GLOBALB_{t-1}$ em relação a β_1 foi uma surpresa, já que como a taxa de juros doméstica é maior em nível que a externa, o sinal deveria ser positivo pela equação (2).

Existem algumas possíveis explicações para o coeficiente entre $GLOBALB_{t-1}$ e β_1 ser negativo, como o grande acúmulo de reservas internacionais do Brasil no período, que em 03/11/2011 chegavam a US\$ 252.600,00 milhões e período pós-quebra do Lehman Brothers, quando as taxas domésticas e externas tomaram direções opostas: a doméstica inicialmente caiu devido à política monetária estabilizadora e em seguida começou a subir de acordo com a relação das equações (1), (3) e (4); a externa inicialmente subiu pelo aumento do grau de aversão ao risco ρ da equação (2) (sem o termo de variação cambial) e depois passou a cair devido à política monetária expansionista nos EUA (QE1, QE2 e 'Twist'), fazendo r^* cair na equação (2).

Os resultados das estimações da matriz H e da matriz Q podem ser observados nas tabelas 12 e 13 (no anexo), respectivamente, e estão em linha com os resultados obtidos em Diebold et al.(2006): a volatilidade dos choques é crescente conforme nos movemos do nível

para a inclinação e para a curvatura e o erro médio e volatilidade do erro aumentam nas maturidades muito curtas e muito longas, permanecendo relativamente baixas ao longo da curva.

4.5. Previsões

Nesta seção analisamos o poder preditivo de todos os modelos estimados e comparamos ao passeio aleatório (RW). As previsões foram feitas sempre para um mês à frente utilizando dois diferentes períodos: de janeiro de 2010 a dezembro de 2010 (dentro da amostra) e de janeiro de 2011 a outubro de 2011 (fora da amostra). A amostra inteira é utilizada para estimação dos parâmetros desconhecidos via maximização da verossimilhança (a janela é fixa) e somente a informação disponível até t é utilizada para prever t+1 (isso significa que os fatores latentes utilizados na previsão são os estimados e não os filtrados). Utilizamos a estatística Theil-U (TU) como critério de decisão:

$$TU = \left(\sum (Y_{t+h} - \widehat{Y_{t+h|t}})^2 / \sum (Y_{t+h} - Y_t)^2 \right)^{0.5} \quad (20)$$

Onde $\widehat{Y_{t+h|t}}$ é a previsão para t+h feita com a informação disponível até t e Y_t é a taxa de juros observada em t. Ou seja, é o RMSE (erro quadrático médio de previsão) do modelo proposto dividido pelo RMSE do RW. Abaixo apresentam-se duas tabelas com os resultados de cada um dos dois períodos.

Tabela 8. Estatística TU para período de 2010 (dentro da amostra) ^a

MATURIDADE	AR (1)	AR (1) MACRO	AR (1) IPCA	VAR (1)	VAR (1) MACRO	VAR (1) IPCA
V1	1,10	0,68	0,86	0,52	0,67	0,65
V2	0,94	0,62	0,71	0,60	0,59	0,60
V3	0,87	0,58	0,68	0,77	0,67	0,71
V4	0,86	0,58	0,75	0,85	0,76	0,80
V5	0,87	0,66	0,79	0,94	0,82	0,90
V6	0,81	0,79	0,75	0,94	0,83	0,91
V7	1,03	0,82	0,90	1,17	1,02	1,12
V8	1,63	1,90	1,71	1,70	1,52	1,70

a. Estão em negrito as estatísticas com menor valor para cada maturidade

Tabela 9. Estatística TU para o período de 2011 (fora da amostra)

MATURIDADE	AR (1)	AR (1) MACRO	AR (1) IPCA	VAR (1)	VAR (1) MACRO	VAR (1) IPCA
V1	1,12	0,80	0,77	0,72	0,91	0,95
V2	1,10	0,94	0,67	0,72	0,70	0,77
V3	1,02	0,93	0,72	0,80	0,77	0,78
V4	0,98	0,78	0,79	0,85	0,80	0,87
V5	1,00	0,78	0,89	0,93	0,88	0,97
V6	1,01	0,95	0,98	1,03	0,99	1,10
V7	0,97	0,85	0,96	1,10	1,05	1,19
V8	1,03	0,82	0,94	1,16	1,08	1,24

a. Estão em negrito as estatísticas com menor valor para cada maturidade

Os modelos que conseguiram superar o RW consistentemente no período dentro da amostra foram o AR (1) MACRO e o AR (1) IPCA, com ambos apresentando resultado inferior ao RW apenas no vértice 8 (os modelos IPCA foram construídos substituindo a equação 19 na equação 17). Isto demonstra que as taxas longas são mais persistentes, fato estilizado anteriormente citado. Os outros modelos apresentaram melhor desempenho que o RW para maturidades mais curtas.

Para o período fora da amostra, somente o AR(1) MACRO e o AR(1) IPCA superaram consistentemente o RW, sendo que o modelo macro apresentou melhor previsão para as maturidades longas e o IPCA para as curtas. Para determinar qual dos dois modelos prevê melhor e se algum prevê melhor que o RW, utilizou-se a estatística de Diebold-Mariano para previsões a um passo a frente.

$$\bar{d} = \sum \frac{\left(Y_{t+h} - \widehat{Y}_{t+h|t}^{\text{modelo1}} \right)^2 - \left(Y_{t+h} - \widehat{Y}_{t+h|t}^{\text{modelo2}} \right)^2}{N} \quad (21)$$

$$S = \frac{\bar{d}}{\text{Var}(\bar{d})^{0.5}} \sim N(0,1) \quad (22)$$

Rejeitamos, portanto, as estimativas de todo S inferior a 1,64, ao nível de significância de 10%. Na construção da estatística, utilizamos o modelo macro sempre como o “modelo 1”.

Desse modo, obtemos valores negativos de S quando a previsão do modelo macro for superior ao modelo comparativo.

Tabela 10. Estatísticas do teste Diebold - Mariano

	V1	V2	V3	V4	V5	V6	V7	V8
MACRO AR(1)-IPCA AR(1) (p-valor)	-0,9453 34,45%	0,6385 52,32%	0,5592 57,60%	-0,8324 40,52%	-0,9029 36,66%	0,1151 90,84%	-0,9549 33,96%	-0,9332 35,07%
MACRO AR(1)-RW (p-valor)	-1,5085 13,14%	-1,2795 20,07%	-1,4151 15,70%	-1,9452 5,18%	-1,8976 5,77%	-1,0541 29,18%	-0,2376 81,22%	0,6046 54,55%

a. Em negrito estão os parâmetros estatisticamente significantes a 10%.

Não foram encontradas diferenças significativas para nenhuma maturidade ao comparar o poder de predição do modelo macro e do modelo IPCA. Para a comparação entre o modelo macro e o RW, encontramos que o modelo macro prevê melhor, com 10% de confiança, que o RW para as maturidades V4 e V5. Aplicamos o teste Diebold-Mariano apenas para o MACRO AR(1) e IPCA AR(1) pois foram os que apresentaram melhores resultados na estatística TU.

5. Conclusão

O principal objetivo deste trabalho é propor um modelo de previsão para a ETTJ brasileira utilizando a metodologia de Diebold e Li (2006), incorporando novas variáveis macroeconômicas na literatura, como o crescimento do agregado monetário M1, e estimando de maneira eficiente via filtro de Kalman. Os modelos AR (1) e VAR (1) puramente estatísticos foram comparados aos modelos propostos neste artigo, ao passeio aleatório e a um modelo contendo a expectativa do IPCA para doze meses contida no FOCUS, variável tradicional da literatura.

Os resultados indicam que o modelo AR (1) macroeconômico proposto é significativamente superior ao passeio aleatório na previsão de um mês à frente para os vencimentos de três e quatro meses, enquanto que para as demais maturidades o poder preditivo testado foi estatisticamente igual ao RW. Ainda, os resultados das estimações dos parâmetros e erros de previsões sugerem que a classe de modelos com vetores autoregressivos para os fatores latentes e variáveis macroeconômicas é ineficiente quando comparado à estruturas mais restritivas como o AR (1).

A principal contribuição deste trabalho é incorporar novas variáveis significativas fornecendo justificativas teóricas para seu uso e acrescentar resultados à literatura de modelos de taxa de juros puramente estatísticos, aumentando a base de comparação para trabalhos posteriores. Futuras pesquisas podem explorar as medidas de sensibilidade relativas aos fatores latentes e utilizar dados diários das taxas observadas e das variáveis macroeconômicas, diminuindo a interferência do calendário e aumentando de forma expressiva o espaço amostral.

6. Referências

- BAGUS, P; HOWDEN, D. *The Term Structure of Savings, the Yield Curve, and the Maturity Mismatching*. The Quarterly Journal of Austrian Economics. v.13, Nº3, p.p. 64-85, 2010.
- BLISS, R. *Testing Term Structure Estimation Methods*. *Advances in Futures and Options Research*, v.9, pp. 97-231, 1997.
- BOMFIM, N. A. *Monetary Policy and the Yield Curve*. Federal Reserve Board, Washington, 2003.
- CALDEIRA, F. J, MOURA, G.V, PORTUGAL, M. S. *Efficient Interest Rate Curve Estimation and Forecasting in Brazil*. *Economia*, Campinas, v.11, p.27-51, 2010.
- CAMPBELL, J. Y, SHILLER, R. J. *Yield Spreads and Interest Rate Movements: a bird's eye view*. *Review of Economic Studies*, 58, pp. 495-514, 1991.
- COCHRANE, J.H, PIAZZESI, M. *Bond Risk Premia*. *American Economic Review*, Nashville, 94, pp. 138-160, 2005
- COX, J. C, INGERSOLL, J.E, ROSS, S.A. *A Re-Examination of Traditional Hypotheses about the Term Structure of Interest Rates*, The Journal of Finance, 38, pp. 769-799, 1981.
- DAUWE, A, MOURA, M. L. *Forecasting the Term Structure of the Euro Market using Principal Component Analysis*. *Inspere Working Paper*, 233, São Paulo, 2011.
- DIEBOLD, F.X, LI, C. *Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields*. *Journal of Econometrics*, 130, pp. 337-364, 2006.
- DIEBOLD, F. X, RUDEBUSCH, G. D, ARUOBA, S. B. The Macroeconomy and the Yield Curve: A Dynamic Latent Factor Approach. *Journal of Econometrics*, 131, 309-338, 2006.
- DIEBOLD, F. X, LI, C, YUE, V. Z. *Global yield curve dynamics and interactions: A dynamic Nelson-Siegel approach*. *Journal of Econometrics*, 146, pp. 351-363, 2008.
- DUFFEE, G. R. *Term premia and interest rate forecasts in affine models*. *Journal of Finance* 57, 405-443, 2002.
- DUFFEE, G. R. *Forecasting with the term structure: The role of no-arbitrage*. *Working Paper*, University of California, Berkeley, 2008.
- FABOZZI, F. J. *Fixed Income Analysis*. CFA Institute investment series, 2ª edição, New Jersey, pp. 185-207, 2006.
- FAMA, E. F. *Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation*. *The American Economic Review*, Nashville, 65, pp. 269-282, 1975.
- FAMA, E. F. BLISS, R. R. The Information in Long-Maturity Forward Rates. *American Economic Review*, Nashville, 77, pp. 680-692, 1987.

- FISHER, I. *The Theory of Interest*. Macmillan, New York, 1930.
- GUILLEN, O. T, TABAK, B. M. *Characterizing the Brazilian Term Structure of Interest Rates. Brazilian Central Bank Working Paper Series*, 158, Brasília, 2008
- HARTELIUS, K, KASHIWASE, K; KODRES, L.E. “*Emerging Market Spread Compression: Is it Real or it is Liquidity?*”. IMF Working Paper, 2008.
- HARVEY, A. *Forecasting structural time series models and the kalman filter*. Cambridge University Press, New York, 1989.
- HARVEY, A. *Times Series Models*. MIT Press Edition, New York, pp. 9-160, 1993.
- HULL, J, WHITE, A. *Pricing Interest-Rate-Derivative Securities. The Review of Financial Studies*, v.3, Number 4, pp. 573-392, 1990.
- LAURINI, M. P, NETO, A. D. W. *Arbitragem na Estrutura a Termo da Taxa de Juros: Uma Abordagem Bayesiana. Insuper Working Paper*, 201, São Paulo, 2010.
- LEITE, A. L. L, FILHO, R. B. P. G, VICENTE, J. V. M. *Previsão da Curva de Juros: Um modelo Estatístico com Variáveis Macroeconômicas. Brazilian Central Bank Working Paper Series*, 186, Brasília, 2009.
- LUCAS, R. E. *Two Illustrations of the Quantitative Theory of Money. The American Economic Review*, Nashville, 70, pp. 1005-1014, 1980.
- MENDONÇA, R. M, MOURA, M. L. *Previsão da Estrutura a Termo brasileira através de um Modelo Macroeconômico. Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas do IBMEC São Paulo, São Paulo, 2009.*
- NELSON, C. R, SIEGEL, A. F. *Parsimonious Modeling of Yield Curves. Journal of Business*, Chicago, Ed. 60, p. 473-489, 1987.
- PHILLIPS, A. *The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957. Economica*, New Jersey, 25, pp. 283-299, 1958.
- PINHEIRO, F; ALMEIDA, C; VICENTE, J. (2007). *Um Modelo de Variáveis Macroeconômicas para a Curva de Cupom Cambial. Brazilian Central Bank Working Paper Series*, 148, Brasília, 2007.
- TAYLOR, J. B. *Discretion versus Policy Rules in Practice. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Stanford, 39, pp. 195-214, 1993.
- VICENTE, J; TABAK, B. M. *Forecasting Bonds Yields in the Brazilian Fixed Income Market. Brazilian Central Bank Working Paper Series*, 141, Brasília, 2007.

7. ANEXOS

Tabela 11. Teste de Causalidade de Granger para M1 e spread Pré-Di BM&F 360x30 dias (Jan/2002 – Out/2011)

n=118, Lags =2 (112 graus liberdade)	F- Statistic	P-Valor
SPREAD não Granger causa M1	1,7717	0,1747
M1 não Granger causa SPREAD	2,7291	0,0696

Tabela 12. Matriz de variância e covariância H do modelo AR (1) Macroeconômico estimada utilizando o *delta method*.

	Nível	Inclinação	Curvatura
Nível	0,46 (0,082)		
Inclinação	-0,40 (0,112)	0,57 (0,301)	
Curvatura	-0,48 (0,215)	0,37 (0,409)	1,14 (0,504)

Tabela 13. Matriz de variância e covariância Q do modelo AR (1) Macroeconômico estimada utilizando o *delta method*

	V1	V2	V3	V4	V5	V6	V7	V8
V1	1,02 (0,004)							
V2		0,18 (0,154)						
V3			0,00 (0,001)					
V4				0,01 (0,017)				
V5					0,03 (0,055)			
V6						0,13 (0,060)		
V7							0,36 (0,079)	
V8								0,69 (0,362)

Tabela 14. Estatística descritiva dos Erros do AR (1) Macroeconômico

	Média	Desvio-padrão
V1	-0,1888	0,6551
V2	-0,0218	0,4606
V3	0,0185	0,4484
V4	0,0134	0,4629
V5	-0,0043	0,4878
V6	-0,0071	0,7705
V7	0,0191	0,8254
V8	0,0625	1,2100

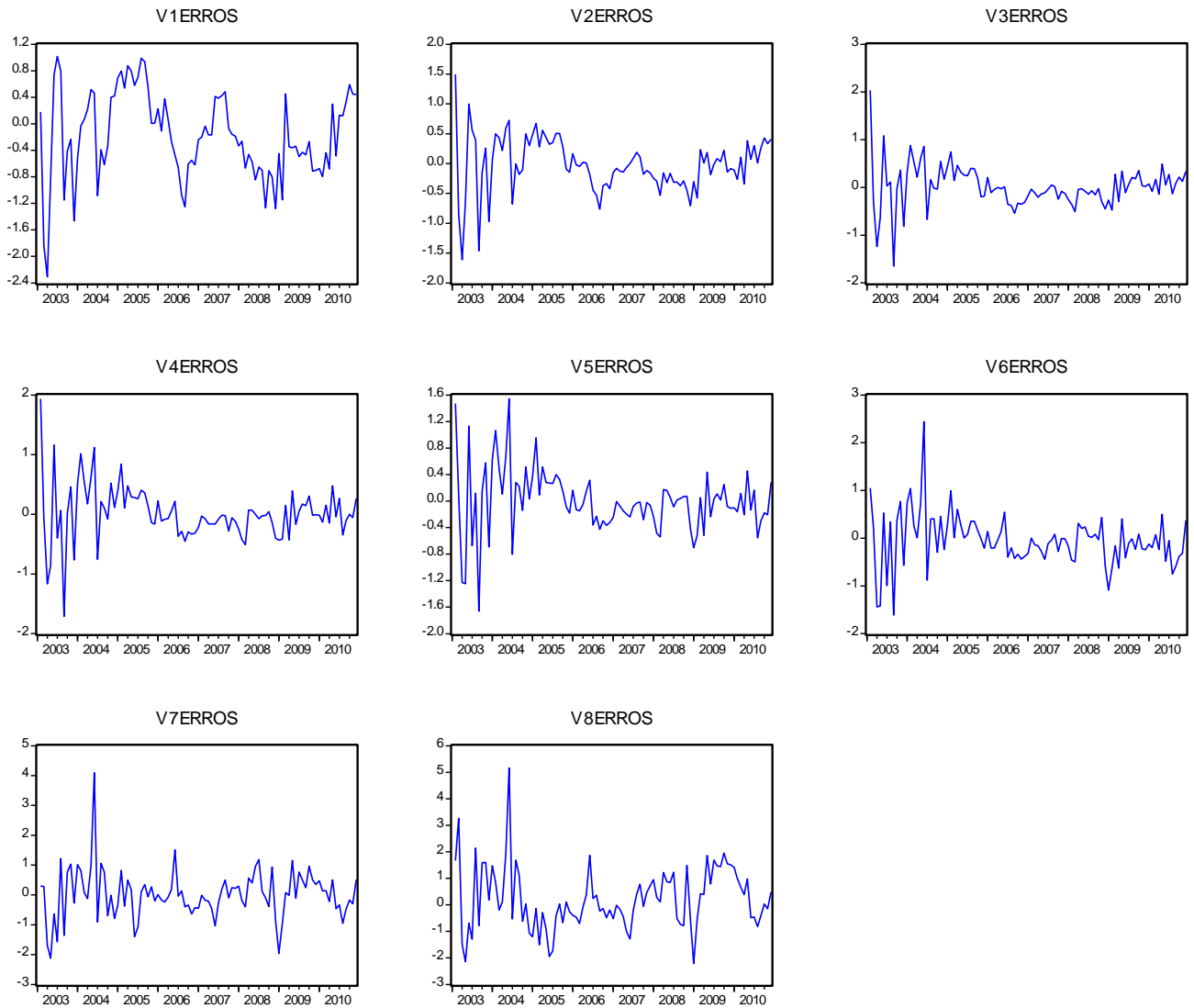
Figura 11. Estrutura dos erros do vértice 1 ao 8 do modelo AR(1) Macroeconômico

Tabela 15. Teste de Wald para testar se matriz n da equação (17) do VAR(1) Macroeconômico é igual a zero

	Estatística do Teste	Graus Liberdade	P-Valor
Wald	2,290418	9	0,986

Tabela 16. Teste de Wald para testar se os elementos fora da diagonal principal da matriz m da equação (17) do VAR (1) Macroeconômico são iguais a zero

	Estatística do Teste	Graus Liberdade	P-Valor
Wald	12,6215	6	0,0495

Tabela 17. Teste de Wald para testar se matriz n da equação (17) do AR (1) Macroeconômico é igual a zero

	Estatística do Teste	Graus Liberdade	P-Valor
Wald	35,10034	9	0,0001