

6

Aplicação da metodologia de Diebold e Li para a curva de juros brasileira

Nessa seção utilizaremos a estratégia proposta por Diebold e Li para modelar o comportamento da curva de juros brasileira. Conforme já foi visto na seção anterior, o procedimento se orienta pelos seguintes princípios:

- Utilização do modelo descrito na eq. (12) para “ajustar” a curva de juros.
- Calibragem do parâmetro λ_t .
- Recuperação dos fatores $\beta_{1,t}$, $\beta_{2,t}$ e $\beta_{3,t}$ através de mínimos quadrados ordinários.
- Modelagem das séries temporais correspondentes aos fatores $\beta_{1,t}$, $\beta_{2,t}$ e $\beta_{3,t}$ através da especificação dada em eq. (14).
- Cálculo das previsões para cada *yield* através da eq.(15).

A calibragem do parâmetro λ_t depende do que se entende por maturidade média, pois ele é escolhido de tal forma que a função $G(\tau)$ assume valor máximo nesse prazo. No caso norte-americano λ_t é ajustado para fazer com que o máximo ocorra em $\tau = 30$, porém no caso brasileiro é mais razoável escolher λ_t para fazer com que esse máximo ocorra em $\tau = 4$, pois esse é o prazo definido como maturidade média²⁵. Essas considerações nos levaram a escolher $\lambda_t = 0.448321$.

²⁵ Vimos anteriormente que, no caso norte-americano, o “ponto” $\tau = 30$ está no “centro” da seqüência de maturidades {3, 6, 9, 12, 15, 18, 21, 24, 30, 36, 48, 60, 72, 84, 96, 108, 120}. Ora, no

Após a escolha de λ_t é imediato calcular os *loadings* associados a cada um dos fatores $\beta_{1,t}$, $\beta_{2,t}$ e $\beta_{3,t}$. O resultado desse exercício está ilustrado na Figura 4. Conforme já comentamos anteriormente, o formato desses *loadings* é compatível com a idéia de que os principais fatores que determinam o comportamento da curva de juros estão relacionados a alterações no seu nível, na sua inclinação e na sua curvatura.

O conhecimento de λ_t e dos elementos da matriz L permite que estimemos os valores que $\beta_{1,t}$, $\beta_{2,t}$ e $\beta_{3,t}$ assumem ao longo do tempo, bastando para isso aplicar a técnica de mínimos quadrados ordinários. Os resultados obtidos se encontram na Figura 5. Repare que as séries estimadas se assemelham bastante às séries relativas às medidas empíricas de nível, inclinação e curvatura²⁶, o que reforça a idéia de que as curvas de juros brasileira e norte-americana se comportam de maneira análoga²⁷. A Tabela 12 traz os valores médios de $\beta_{1,t}$, $\beta_{2,t}$ e $\beta_{3,t}$, assim como os seus desvios-padrão e as autocorrelações de ordem 1, 3, 6 e 12 (denotadas por $r(1)$, $r(3)$, $r(6)$ e $r(12)$, respectivamente). Nota-se que o primeiro fator é o mais persistente de todos, pois apresenta as maiores autocorrelações. O segundo fator é o menos volátil, pois o seu desvio padrão é menor do que o calculado para os demais fatores; o fator mais volátil é o terceiro. Os valores médios de $\beta_{1,t}$, $\beta_{2,t}$ e $\beta_{3,t}$ também são compatíveis com uma curva de juros média crescente e aproximadamente côncava. As autocorrelações cruzadas, porém, são significativas, resultado que difere daquele obtido para a estrutura a termo norte-americana. Os resultados dos testes de raiz unitária realizados com as séries $\beta_{1,t}$, $\beta_{2,t}$ e $\beta_{3,t}$ indicam que a hipótese nula de que há uma raiz unitária não

caso brasileiro, o “ponto” $\tau = 4$ também está no “centro” da seqüência de maturidades $\{1, 2, 3, 4, 6, 12, 24\}$.

²⁶ Para o mercado brasileiro, define-se nível como sendo a taxa do contrato de *swap* DI-pré com prazo de vencimento de 2 anos, inclinação como sendo a diferença entre as taxas dos contratos de *swap* DI-pré com prazos de vencimento de 2 anos e 1 mês e, finalmente, curvatura como sendo igual a duas vezes a taxa do contrato de *swap* de 4 meses subtraído da soma das taxas dos contratos de 1 mês e 2 anos.

²⁷ Em números, as correlações cruzadas entre as séries empíricas e recuperadas com base no *framework* de Nelson e Siegel são as seguintes: nível $\rightarrow 0.997$, inclinação $\rightarrow -0.908$, curvatura $\rightarrow 0.992$.

pode ser rejeitada para os fatores um e três²⁸. Apesar disso seguiremos Diebold e Li e trabalharemos com especificações econométricas onde os fatores comuns aparecem em níveis.

²⁸ Os referidos testes são aplicações da técnica Augmented Dickey-Fuller (ADF) e foram realizados no pacote estatístico e econométrico EViews (versão 4:1). Foram utilizadas até seis defasagens supondo que as variáveis possuem intercepto, tendência e intercepto ou nenhum dos dois. A rejeição da hipótese nula de que há uma raiz unitária ao nível de significância de 10% (5%, 1%) é assinalada pelo marcador * (**,***).

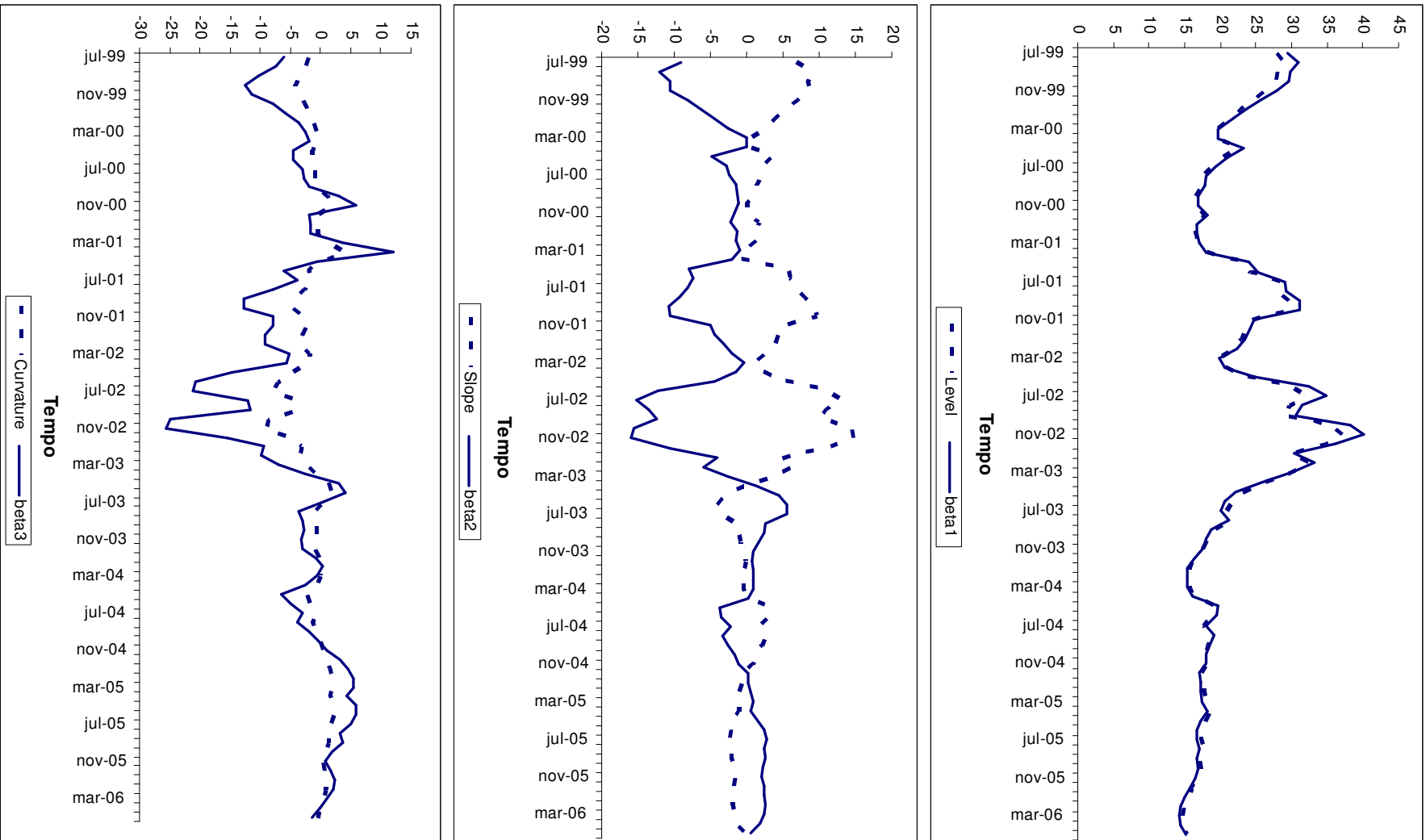


Figura 5 - Comparação entre os fatores comuns empíricos (linhas pontilhadas) e estimados com base no arcabouço de Nelson e Siegel (linhas cheias).

Tabela 12 - Valores médios, medianas, desvios-padrão, autocorrelações de ordem 1, 3 e 6 e autocorrelações cruzadas dos fatores $\beta_{1,t}$, $\beta_{2,t}$ e $\beta_{3,t}$.

Fator	Média	Mediana	Desvio-Padrão	r_1	r_3	r_6	r_{12}	ADF
Beta 1	21.8469	19.4953	6.3192	0.9160	0.6820	0.3070	0.0620	-2.4535
Beta 2	-2.7760	-1.5023	5.1642	0.9010	0.5920	0.1060	0.0310	-3.0623**
Beta 3	-3.6593	-2.7638	7.0682	0.8520	0.5810	0.3150	0.0410	-1.8954

Fatores	Fatores		
	Beta 1	Beta 2	Beta 3
Beta 1	1.0000	-0.8750	-0.8494
Beta 2	-0.8750	1.0000	0.8255
Beta 3	-0.8494	0.8255	1.0000

É ilustrativo comparar os fatores recuperados a partir do arcabouço de Nelson e Siegel com os fatores recuperados por meio de ACP (ver Capítulo 5). Os resultados se encontram nas Figuras 6 e 7. Repare que os fatores que emanam das duas técnicas se assemelham, sendo a semelhança notável para o fator $\beta_{1,t}$ ²⁹. A Figura 7 traz os *loadings* estimados por meio de ACP. A comparação com os *loadings* que emanam do modelo de Nelson e Siegel (ver Figura 4) revela que os pares correspondentes a L1 e L2 são parecidos. Já o par relativo a L3, apesar de exibir o mesmo formato de “U” invertido, difere no prazo onde a função atinge seu máximo (o máximo da função $G(\tau)$ ocorre em $\tau = 4$, enquanto que aqui o máximo ocorre em $\tau = 6$). Esse fato pode lançar dúvidas acerca da escolha de $\tau = 4$ como sendo a maturidade média.

²⁹ Em números, as correlações cruzadas entre as séries recuperadas com base no arcabouço de Nelson e Siegel e estimadas com base em análise de componentes principais são as seguintes: nível $\rightarrow 0.922$, inclinação $\rightarrow 0.760$, curvatura $\rightarrow 0.703$.

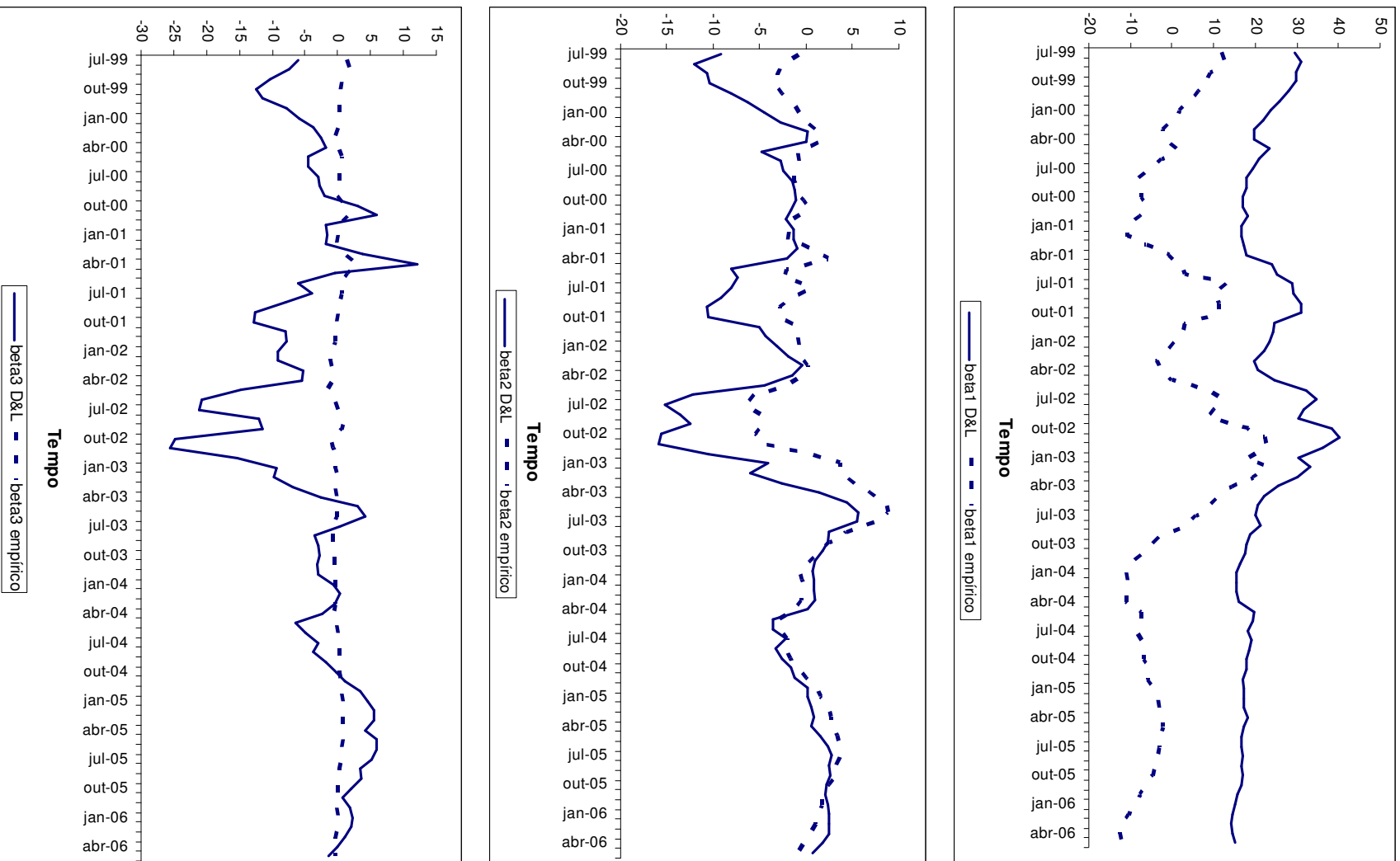


Figura 6 - Comparação entre os fatores comuns estimados com base na análise de componentes principais (linhas pontilhadas) e com base no arcabouço de Nelson e Siegel (linhas cheias).

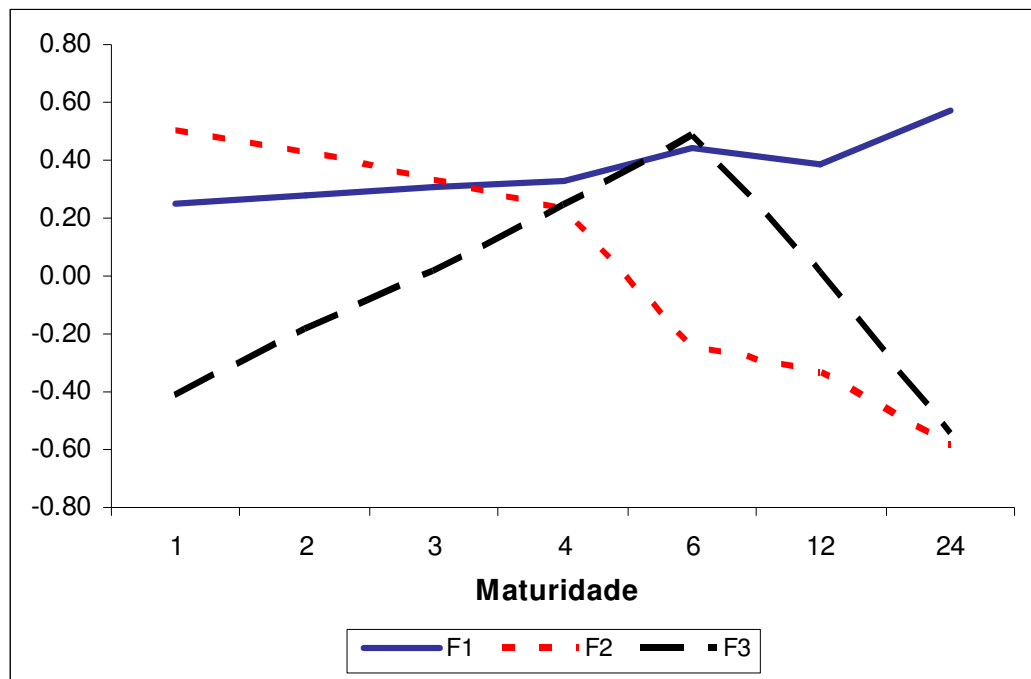


Figura 7 - Perfis dos *loadings* recuperados por meio de análise de componentes principais.

Cabe ressaltar a possibilidade do terceiro fator ser desnecessário para caracterizar o comportamento da estrutura a termo brasileira (pelo menos na amostra específica que analisamos), pois a execução da técnica ACP revelou que a proporção da variância total das taxas de *swap* DI-pré que pode ser atribuída aos fatores nível e inclinação ultrapassa 99%³⁰.

Finalmente chegamos ao estágio de utilizar o modelo proposto por Diebold e Li (consubstanciado nas eqs. (14) e (15)) para calcular previsões acerca das trajetórias futuras das 7 taxas de *swap* DI-pré que enfocamos ao longo do trabalho. Da mesma maneira que esses autores fazem, aplica-se o modelo a uma amostra com dados mensais de julho de 1999 a maio de 2006. Uma sub-amostra composta por observações do período de janeiro de 2005 a maio de 2006 é separada para comparar as previsões calculadas com os valores efetivamente observados. O critério de avaliação adotado é o erro médio quadrático e os horizontes de previsão correspondem aos casos $h=1, 6$ e 12 . Tanto o modelo

³⁰ Esse resultado não deve ser encarado com demasiada estranheza, pois também surge em outros contextos (ver, por exemplo, “A Two-Factor Model of the German Term Structure of Interest Rates”, de Nuno Cassola e Jorge Barros Luís, em *Applied Financial Economics*, 13, 2003, onde o mesmo resultado foi obtido para a curva de juros alemã antes do estabelecimento do euro).

sugerido por Diebold e Li quanto os modelos que servem como base de comparação são estimados recursivamente de julho de 1999 até o momento no qual as previsões são calculadas³¹.

As técnicas que servem como base de comparação são as seguintes³²:

1. Passeios aleatórios ou *random walks* (denotados por RW), nos quais $E_t[y_{t+h}(\tau)] = y_t(\tau)$ para todo τ .
2. Modelos autoregressivos univariados de 1ª ordem (AR(1)), nos quais cada taxa de *swap* segue uma especificação dada por $y_t(\tau) = c_1 + c_2 y_{t-1}(\tau) + \varepsilon_t(\tau)$, onde c_1 é uma constante e c_2 é um número cuja magnitude não supera a unidade.
3. Modelos VAR de 1ª ordem (VAR(1)) onde o vetor de variáveis endógenas é formado pelas 7 taxas de *swap* consideradas, ou seja:

$$Y_t = C_1 + C_2 Y_{t-1} + E_t, E_t \sim N(0, \Omega) \quad (16)$$

onde C_1 é um vetor de dimensões 7×1 , C_2 é uma matriz estável de dimensões 7×7 e $Y_t = [y_t(1) \ y_t(2) \ y_t(3) \ y_t(4) \ y_t(6) \ y_t(12) \ y_t(24)]^T$.

Os erros médios quadráticos relativos à proposta de Diebold e Li e aos modelos RW, AR(1) e VAR(1) para cada taxa de *swap* DI-pré considerada são apresentados nas Tabelas 13 a 15. A Tabela 13 mostra os resultados obtidos para $h = 1$ (curto prazo), enquanto que as Tabelas 14 e 15 apresentam os resultados

³¹ O procedimento é o mesmo que foi utilizado por Diebold e Li, ou seja, no primeiro passo todos os modelos são estimados com dados de julho de 1999 a dezembro de 2004. Em seguida, os modelos são utilizados para gerar previsões para a curva de juros de janeiro de 2005, junho de 2005 e dezembro de 2005, e os erros cometidos são calculados. O próximo passo é uma repetição do primeiro, ou seja, os modelos são estimados de novo com dados de julho de 1999 a janeiro de 2005. Em seguida, esses modelos são utilizados para gerar previsões para a curva de juros de fevereiro de 2005, julho de 2005 e janeiro de 2006, e os erros cometidos são acumulados àqueles calculados anteriormente. O procedimento se repete até que a amostra utilizada para estimação seja composta por dados de julho de 1999 a maio de 2005. A análise de desempenho se baseia nas previsões obtidas com as 6 repetições executadas.

³² Cumpre destacar que não utilizamos técnicas mais elaboradas para a comparação dos resultados (ao contrário do que foi feito em Diebold e Li, que comparam a *performance* da sua proposta com modelos de correção de erros, regressões de Fama e Bliss, *slope regressions*, etc...). Essa opção se justifica pelo fato de técnicas mais simples serem suficientes para bater a proposta de Diebold e Li no caso brasileiro, conforme veremos a seguir.

para $h = 6$ (médio prazo) e $h = 12$ (longo prazo). As seguintes conclusões podem ser retiradas da observação dos resultados contidos nessas tabelas:

- No que diz respeito a exercícios de previsão de curto prazo, os modelos AR(1) superam todas as outras opções testadas para os prazos de vencimento de 2, 3, 4, 6 e 12 meses, enquanto que os modelos RW apresentam melhor desempenho para os prazos de 1 mês e 24 meses.

- No caso de previsões de médio prazo, os modelos AR(1) superam todas as outras opções testadas para os prazos de vencimento de 1, 2 e 3 meses, enquanto que os modelos RW apresentam melhor desempenho para contratos de *swap* com vencimento em 24 meses. O modelo VAR(1) obteve o menor erro médio quadrático para prever taxas associadas a contratos de *swap* de prazo intermediário (6 e 12 meses). O modelo de Diebold e Li só logra ocupar a primeira posição para taxas de *swap* relativas a contratos de 4 meses de duração.

- No caso de projeções de longo prazo, o modelo VAR(1) aparece como o de melhor *performance* para contratos de *swap* de 1, 2, 3, 4 e 6 meses. Para os demais prazos de vencimento os modelos RW obtêm o melhor desempenho.

Os resultados acima nos levam a concluir que, no caso brasileiro, o modelo de Diebold e Li não é adequado para gerar previsões de curto, médio e longo prazos. Com efeito, o modelo proposto por Diebold e Li é frequentemente batido por meros modelos univariados, e isso ocorre para quaisquer prazos de vencimento.

Tabela 13 - Erros médios quadráticos registrados pelo modelo de Diebold e Li e pelas alternativas RW, AR(1), VAR(1) quando $h=1$.

Maturidade	RW	D e L	VAR(1)	AR(1)
1	0.1387	0.4549	0.2424	0.1467
2	0.1317	0.2987	0.2627	0.1292
3	0.1236	0.2989	0.3607	0.1102
4	0.1267	0.3094	0.3083	0.1060
6	0.1272	0.3759	0.4152	0.0947
12	0.1763	0.2641	0.2965	0.1468
24	0.1618	0.2257	0.1607	0.1988

Tabela 14 - Erros médios quadráticos registrados pelo modelo de Diebold e Li e pelas alternativas RW, AR(1), VAR(1) quando $h=6$.

Maturidade	RW	D e L	VAR(1)	AR(1)
1	1.4911	10.3498	3.5586	1.3310
2	1.4081	5.1257	2.8420	1.1222
3	1.3936	2.3325	2.1344	1.0563
4	1.4010	0.9787	1.3667	1.1034
6	1.4623	0.6767	0.5957	1.4187
12	1.0568	4.4563	0.6579	2.1334
24	0.4789	11.1660	3.1181	3.3603

Tabela 15 - Erros médios quadráticos registrados pelo modelo de Diebold e Li e pelas alternativas RW, AR(1), VAR(1) quando $h=12$.

Maturidade	RW	D e L	VAR(1)	AR(1)
1	6.9417	8.2792	2.2155	5.5050
2	8.3281	9.6926	3.4781	7.2422
3	9.8180	12.2485	5.2149	9.3844
4	10.8690	15.3166	7.4304	11.0826
6	12.2619	22.1621	11.2336	14.2410
12	11.1505	38.3807	20.2109	18.4200
24	7.4691	54.3092	32.6029	22.9058

Essa constatação não deixa de ser surpreendente, apesar de sabermos que o modelo de Diebold e Li já não havia se revelado promissor para previsões de curto prazo da curva de juros norte-americana. Um dos motivos que podem ter gerado esse resultado é a inadequação da hipótese de que as estruturas a termo brasileira e americana se comportam de maneira semelhante. Apesar dela ser aproximadamente verdadeira, conforme constatado acima, também é verdade que as duas curvas apresentam diferenças de comportamento relevantes, a saber, o desvio-padrão das taxas de *swap* cresce com o prazo de vencimento e os fatores comuns $\beta_{1,t}$, $\beta_{2,t}$ e $\beta_{3,t}$ (especialmente os dois primeiros) são significativamente correlacionados.

Há uma explicação macroeconômica para essas diferenças. No caso norte-americano, um choque que faça com que a inflação se eleve no curto prazo e, com isso, gere um aperto monetário compensatório por parte das autoridades monetárias (ou seja, provoque uma elevação da taxa de juros de curto prazo) não se transmite às expectativas de inflação futura e, portanto, não afeta as taxas

longas³³. Em outras palavras, o choque somente faz com que a estrutura a termo se torne menos inclinada, de maneira que o fator $\beta_{1,t}$ não é afetado e o choque se transmite apenas ao fator $\beta_{2,t}$. Em consequência disso, as taxas curtas tendem a ser mais voláteis que as taxas longas (pois elas absorvem integralmente o impacto do choque) e os fatores $\beta_{1,t}$ e $\beta_{2,t}$ tendem a ser pouco correlacionados (pois o primeiro responde a choques e o segundo não).

No caso brasileiro, porém, um choque que faça com que a inflação se eleve no curto prazo pode gerar tanto uma mudança na inclinação quanto no nível da curva de juros. Isso ocorre porque ele desencadeia uma reação por parte das autoridades monetárias (que elevam a taxa de juros de curto prazo) e se transmite às expectativas de inflação futura (o que acaba afetando as taxas longas). Adicionalmente, o aumento da percepção de risco inflacionário por parte dos investidores, quando associado à insegurança com relação à capacidade e ao comprometimento das autoridades monetárias em combater os efeitos deletérios do choque, gera um aumento no prêmio de risco que esses investidores exigem para manter títulos pré-fixados em sua carteira, fenômeno que é tanto mais intenso quanto maior for o prazo de vencimento do título. Dessa maneira, as taxas longas sobem não só porque as expectativas de inflação futura aumentam, mas também porque o prêmio de risco aumenta. Em consequência disso tudo, (i) o choque inicial tende a fazer com que tanto $\beta_{1,t}$ quanto $\beta_{2,t}$ sejam afetados, (ii) as taxas longas tendem a ser mais voláteis que as taxas curtas (pois elas são afetadas por elevações nas expectativas de inflação futura e no prêmio de risco inflacionário), e (iii) os fatores $\beta_{1,t}$ e $\beta_{2,t}$ tendem a ser significativamente correlacionados (pois respondem aos mesmos estímulos)³⁴.

³³ Se as expectativas de inflação futura mudassem (com a taxa de juros real permanecendo constante), a equação de Fisher exigiria que as taxas longas também se ajustassem para cima.

³⁴ Justificativas teóricas e empíricas para as idéias expostas aqui podem ser encontradas em “*Long-Term Interest Rates and Inflation: A Fisherian Approach*”, de Peter Ireland, publicado em *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, volume 82/1, 1996; e “*Medium run effects of short run inflation surprises: monetary policy credibility and inflation risk premium*”, de Alexandre Lowenkron e Márcio Garcia, Departamento de Economia da PUC-Rio, Texto para Discussão n° 0508, julho de 2005.

Essas considerações nos levam a concluir que a proposta de Diebold e Li precisa ser adaptada para o caso brasileiro. Há duas maneiras de se fazer isso:

- Incorporar à modelagem alterações na volatilidade das taxas de *swap*, que pode depender dos choques inflacionários que atingem a economia. Isso pode ser especialmente relevante para as taxas de longo prazo, conforme foi visto anteriormente.
- Levar em consideração que os fatores que determinam o comportamento da curva de juros brasileira podem estar correlacionados.

Nesse trabalho vamos perseguir apenas a segunda proposta, deixando para trabalhos posteriores a tarefa de explorar a primeira sugestão. O primeiro modelo alternativo (doravante chamado Diebold e Li 2) é um VAR(1) onde o vetor de variáveis endógenas é formado pelos três fatores comuns $\beta_{1,t}$, $\beta_{2,t}$ e $\beta_{3,t}$. O segundo modelo alternativo (designado por Diebold e Li 3) é também um VAR(1) onde o vetor de variáveis endógenas é formado pelos fatores $\beta_{1,t}$ e $\beta_{2,t}$, ou seja, descarta-se o terceiro fator $\beta_{3,t}$. Essa decisão emana do resultado do terceiro fator poder ser irrelevante para o caso brasileiro, pois os fatores um e dois já são capazes de explicar mais de 99% da variabilidade dos dados da amostra. Obviamente, o arcabouço de Nelson e Siegel precisa ser adaptado a essa hipótese; mais especificamente, eqs. (12) e (15) se transformam em:

$$y_t(\tau) = \beta_{1,t} + \beta_{2,t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_t \tau}}{\lambda_t \tau} \right) \quad (12b)$$

$$\hat{y}_{t+h}(\tau) = \hat{\beta}_{1,t+h} + \hat{\beta}_{2,t+h} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_t \tau}}{\lambda_t \tau} \right) \quad (15b)$$

onde o parâmetro λ_t continua sendo calibrado da mesma maneira³⁵. O relacionamento entre os fatores que emanam das eqs. (12b) e (15b) e as medidas empíricas de nível e inclinação pode ser visualizado na figura abaixo. Observa-se que os primeiros e os últimos continuam mantendo uma correlação significativa.

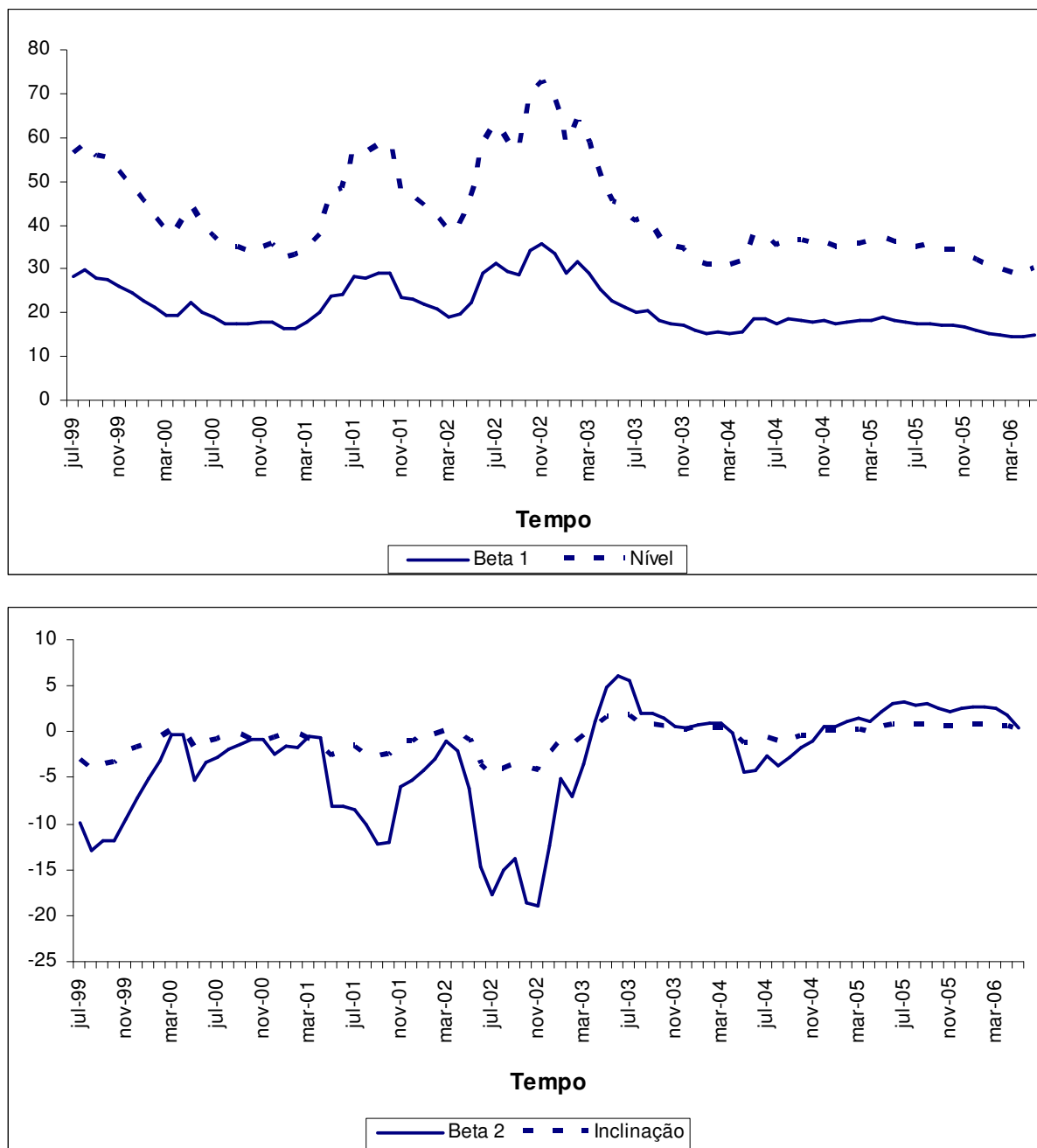


Figura 8 - Comparação entre os fatores comuns estimados com base no *framework* de Nelson e Siegel modificado (linhas cheias) e empíricos (linhas pontilhadas).

³⁵ Essa decisão é discutível na medida em que λ_t é calibrado com base na função G , que foi retirada da formulação. Considerações de comparabilidade, porém, nos fazem manter o valor utilizado no arcabouço com três fatores.

As Tabelas 16 a 18 mostram os resultados obtidos, enquanto a Figura 9 mostra as curvas de juros observada e prevista por Diebold e Li 3 para $h=1, 6$ e 12 (previsões calculadas em maio de 2005). Observa-se na referida figura que inicialmente tanto a curva de juros prevista quanto a curva de juros observada são negativamente inclinadas, porém a curva de juros prevista para 6 meses adiante se torna praticamente *flat*, enquanto que a curva de juros observada permanece negativamente inclinada. A curva de juros prevista para 12 meses adiante, por sua vez, é positivamente inclinada, enquanto que a curva de juros observada se torna *flat* e se situa em um nível inferior. Essas discrepâncias podem ser atribuídas a dois fatores: (i) a velocidade de reversão à média do modelo é maior do que a velocidade observada mais recentemente, e (ii) as médias históricas das taxas (ou seja, registradas dentro da amostra que utilizamos) são significativamente maiores que as novas médias para onde as taxas parecem estar convergindo³⁶.

Tabela 16 - Erros médios quadráticos registrados pelo modelo de Diebold e Li e pelas alternativas RW, AR(1), VAR(1), Diebold e Li 2 e Diebold e Li 3 quando $h=1$.

Maturidade	RW	D e L	D e L 2	D e L 3	VAR(1)	AR(1)
1	0.1387	0.4549	0.6221	0.1821	0.2424	0.1467
2	0.1317	0.2987	0.4419	0.3924	0.2627	0.1292
3	0.1236	0.2989	0.4259	0.6237	0.3607	0.1102
4	0.1267	0.3094	0.4149	0.7494	0.3083	0.1060
6	0.1272	0.3759	0.4368	0.8277	0.4152	0.0947
12	0.1763	0.2641	0.2168	0.3012	0.2965	0.1468
24	0.1618	0.2257	0.2369	0.3052	0.1607	0.1988

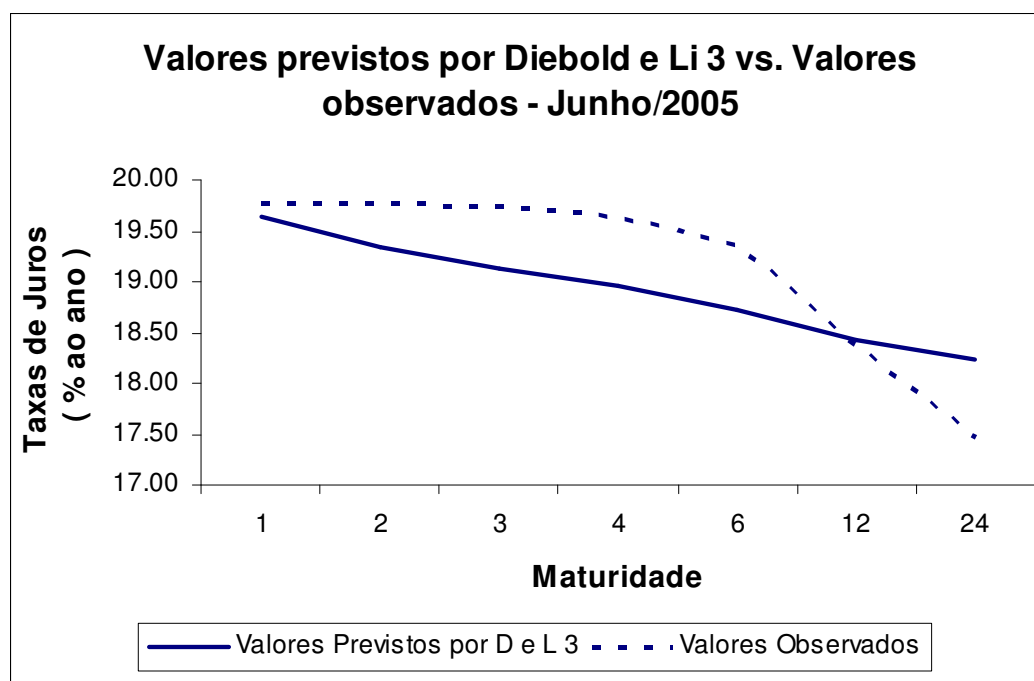
³⁶ Esse movimento pode ser entendido mais facilmente se pensarmos na conjuntura econômica observada em anos mais recentes, caracterizada por inflação mais baixa, expectativas de inflação mais baixa, contas externas em ordem e economia mundial em franco crescimento. Tudo isso não só permitiu que as autoridades monetárias adotassem uma política monetária mais expansionista, mas também gerou uma percepção de risco mais baixa por parte dos agentes; dessa maneira, as taxas de juros em todos os prazos caíram significativamente.

Tabela 17 - Erros médios quadráticos registrados pelo modelo de Diebold e Li e pelas alternativas RW, AR(1), VAR(1), Diebold e Li 2 e Diebold e Li 3 quando $h=6$.

Maturidade	RW	D e L	D e L 2	D e L 3	VAR(1)	AR(1)
1	1.4911	10.3498	10.5557	4.5085	3.5586	1.3310
2	1.4081	5.1257	6.5493	3.2771	2.8420	1.1222
3	1.3936	2.3325	3.9680	2.3233	2.1344	1.0563
4	1.4010	0.9787	2.2774	1.5654	1.3667	1.1034
6	1.4623	0.6767	0.6661	0.6381	0.5957	1.4187
12	1.0568	4.4563	0.8494	0.2080	0.6579	2.1334
24	0.4789	11.1660	3.8405	1.4583	3.1181	3.3603

Tabela 18 - Erros médios quadráticos registrados pelo modelo de Diebold e Li e pelas alternativas RW, AR(1), VAR(1), Diebold e Li 2 e Diebold e Li 3 quando $h=12$.

Maturidade	RW	D e L	D e L 2	D e L 3	VAR(1)	AR(1)
1	6.9417	8.2792	1.7430	1.1035	2.2155	5.5050
2	8.3281	9.6926	2.7212	2.0286	3.4781	7.2422
3	9.8180	12.2485	4.2535	3.6057	5.2149	9.3844
4	10.8690	15.3166	6.1364	5.3630	7.4304	11.0826
6	12.2619	22.1621	10.4779	8.7687	11.2336	14.2410
12	11.1505	38.3807	21.0522	14.9732	20.2109	18.4200
24	7.4691	54.3092	31.9036	20.6355	32.6029	22.9058



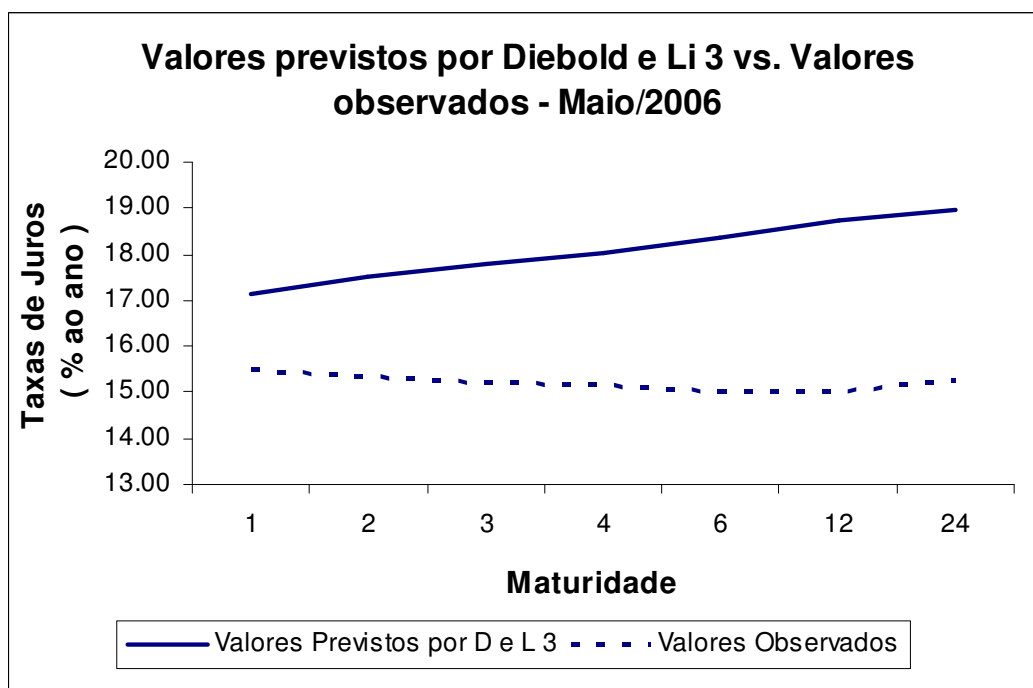
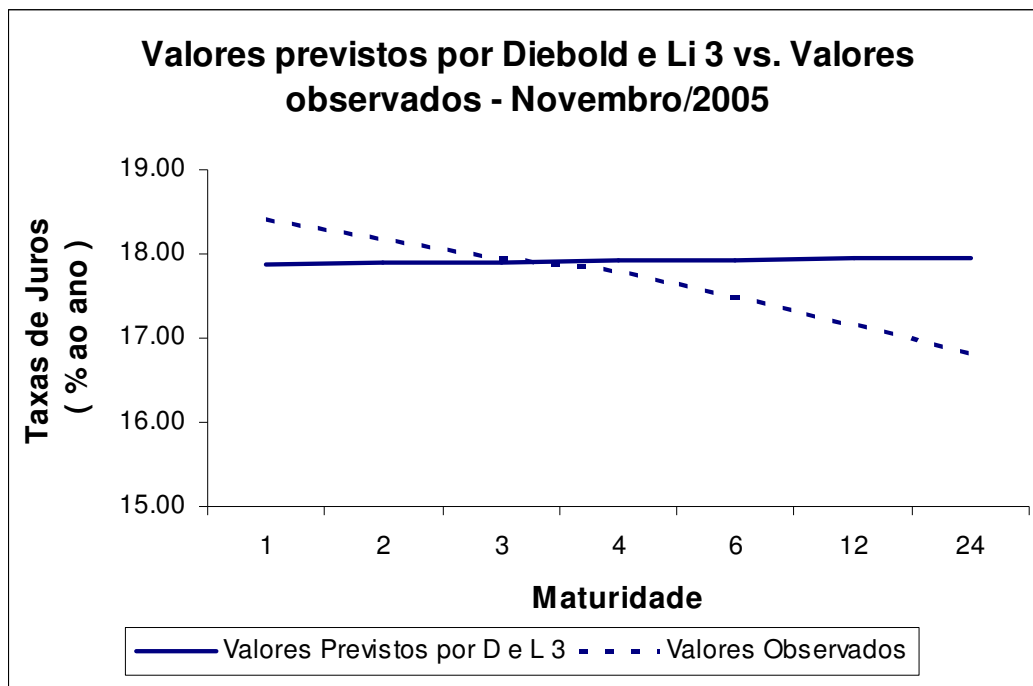


Figura 9 - Curvas de juros observadas e previstas pela segunda variante do modelo de Diebold e Li (Diebold e Li 3) para junho de 2005 ($h=1$), novembro de 2005 ($h=6$) e maio de 2006 ($h=12$). As previsões foram calculadas em maio de 2005.

As seguintes conclusões podem ser retiradas da observação das tabelas:

- No que diz respeito a exercícios de previsão de curto prazo, a *performance* relativa dos modelos não se altera (em outras palavras, tanto a proposta de

Diebold e Li quanto as nossas alternativas continuam produzindo resultados de previsão decepcionantes).

- No caso de previsões de médio prazo, o modelo Diebold e Li 3 aparece como o melhor predictor para taxas de contratos de *swap* de 12 meses. Para o restante dos prazos a *performance* relativa dos modelos não se altera.

- No caso de projeções de longo prazo, o modelo Diebold e Li 3 aparece como o de melhor *performance* preditiva para contratos de *swap* de 1, 2, 3, 4 e 6 meses. Para o restante dos prazos de vencimento a *performance* relativa dos modelos não se altera.

Os resultados acima nos levam a concluir que a segunda alternativa proposta (Diebold e Li 3) consegue gerar boas previsões de longo prazo, o que resgata ao menos em parte os resultados obtidos por Diebold e Li para dados norte-americanos. Cabe ressaltar aqui as razões que pensamos estar por trás desse desempenho, quais sejam, a incorporação do fato de que, no caso brasileiro, os fatores comuns $\beta_{1,t}$ e $\beta_{2,t}$ são correlacionados e o descarte de $\beta_{3,t}$, cujo poder explicativo não compensa o aumento da complexidade do modelo (que já sabemos ser negativa caso o objetivo seja gerar boas previsões; ver nossas considerações acerca da parcimônia e do “*shrinkage principle*”).