

3

Descrição dos Experimentos

3.1

Bases de Dados

As séries de taxas de juros dos títulos públicos dos Estados Unidos utilizadas no presente trabalho são as mesmas de Diebold e Li (2006), onde se encontra uma descrição detalhada dos tratamentos aplicados. Estes dados estão disponíveis na página de Francis Diebold (<http://www.ssc.upenn.edu/~fdiebold>).

As maturidades são fixas em 1, 3, 6, 9, 12, 15, 18, 21, 24, 30, 36, 48, 60, 72, 84, 96, 108 e 120 meses³, entre Janeiro de 1985 e Dezembro de 2000. As taxas com maturidade de um mês foram excluídas do conjunto no qual o experimento de previsão foi realizado, a exemplo do que foi feito em Diebold e Li (2006). Porém, estas taxas foram utilizadas no conjunto de variáveis macroeconômicas que podem ser incluídas nos modelos, como *proxy* para o instrumento de política monetária do F.E.D., o banco central dos E.U.A.⁴. Além do nível, uma medida de tendência da taxa de um mês, dada pela diferença entre a taxa corrente e a taxa três meses defasada, foi incluída.

As Figuras 1 e 2 trazem uma visão geral da evolução destas taxas de juros ao longo do período utilizado, enquanto a Tabela 1 traz estatísticas descritivas das séries.

³ Em todo o trabalho, a unidade de medida associada à maturidade é meses, podendo, eventualmente, ser omitida.

⁴ A rigor, o que o F.E.D. busca controlar é a taxa cobrada no *overnight* entre as instituições financeiras, conhecida como *FED Funds Rate*. Porém, a taxa de um mês, por ser muito curta, é muito correlacionada à *FED Funds Rate*. Entre agosto de 2001 e dezembro de 2008, esta correlação foi maior que 0.98.

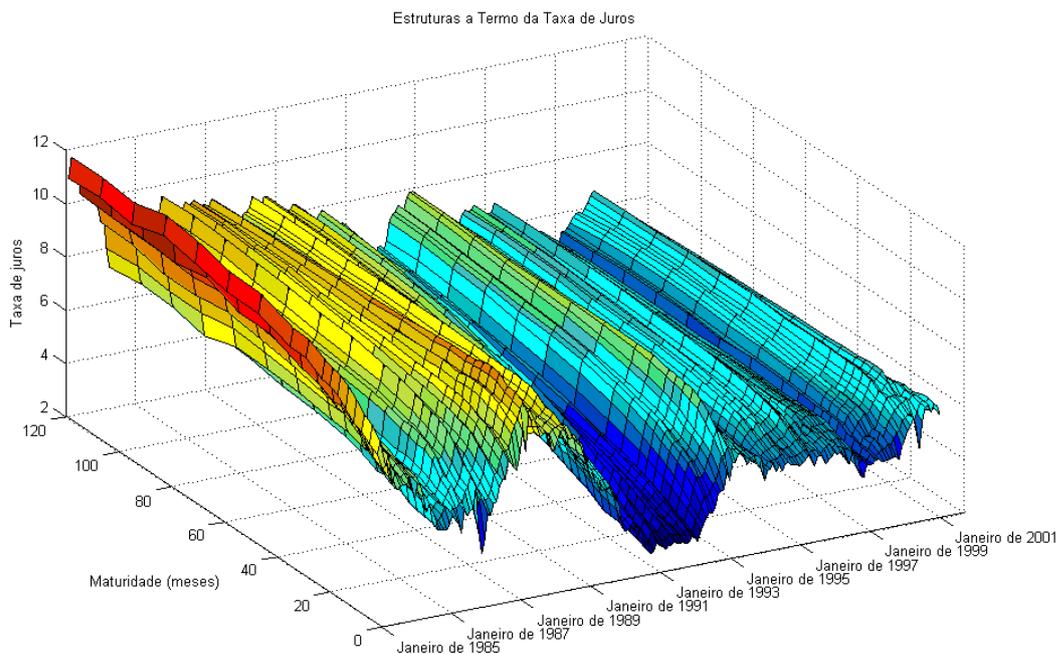


Figura 1: Superfície da evolução das taxas de juros americanas para as diferentes maturidades ao longo do tempo.

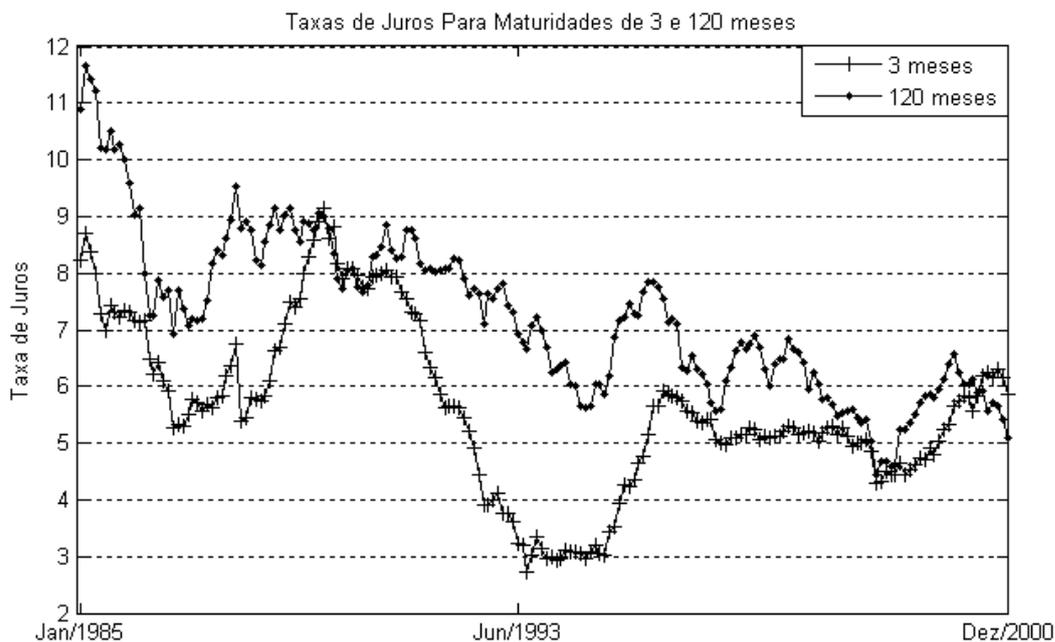


Figura 2: Evolução das taxas de juros para as maturidades de 3 e 120 meses ao longo do tempo.

A Figura 1 mostra como as taxas sofreram um movimento geral de queda ao longo do período considerado. Além disso, a Figura 2 também mostra como a taxa mais curta e a mais longa se afastam e se aproximam.

Tabela 1: Estatísticas descritivas das séries de taxas de juros utilizadas. A última coluna apresenta os p-valores para os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller sem intercepto.

Maturidade	Média	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose	FAC (1)	FAC (2)	FAC (12)	Teste D-F
3	5.63	1.49	0.19	2.56	0.98	0.95	0.57	0.19
6	5.78	1.48	0.17	2.56	0.98	0.94	0.55	0.14
9	5.91	1.49	0.15	2.51	0.97	0.93	0.54	0.13
12	6.07	1.5	0.17	2.54	0.97	0.93	0.54	0.12
15	6.23	1.5	0.2	2.5	0.97	0.92	0.53	0.11
18	6.31	1.5	0.26	2.5	0.97	0.92	0.51	0.10
21	6.37	1.48	0.28	2.48	0.96	0.91	0.5	0.10
24	6.4	1.46	0.33	2.54	0.96	0.9	0.48	0.09
30	6.55	1.46	0.41	2.61	0.96	0.9	0.48	0.08
36	6.64	1.44	0.45	2.63	0.96	0.9	0.47	0.09
48	6.84	1.44	0.57	2.89	0.95	0.89	0.46	0.07
60	6.93	1.43	0.56	2.86	0.95	0.89	0.46	0.07
72	7.08	1.46	0.66	3.16	0.95	0.89	0.45	0.05
84	7.14	1.43	0.63	3.25	0.95	0.88	0.45	0.05
96	7.23	1.41	0.55	2.99	0.95	0.9	0.47	0.05
108	7.27	1.43	0.52	3.01	0.95	0.9	0.48	0.05
120	7.25	1.43	0.51	3.02	0.95	0.9	0.47	0.05

Na Tabela 1 pode-se perceber que a média das taxas é crescente e côncava nas maturidades, como era de se esperar. Os desvios-padrão são levemente decrescentes com a maturidade. Há assimetria leve para a direita, o que não é incomum dado que as taxas de juros são truncadas à direita em zero. As curtoses estimadas ficaram próximas à da normal, isso se deve ao fato de as taxas serem compostas continuamente, o que tira peso das caudas. Há forte autocorrelação nas taxas, decrescente nas maturidades, o que está em linha com os resultados obtidos nos testes de Dickey-Fuller.

Além da *proxy* para o instrumento de política monetária do F.E.D., outras duas *proxies* de variáveis macroeconômicas foram utilizadas, ambas obtidas da página do F.E.D. de St. Louis (<http://research.stlouisfed.org/fred2/>). Estas foram o C.P.I. (índice de preços ao consumidor) e o I.P.I. (índice de produção industrial).

O C.P.I. é uma medida de inflação. Como *proxy* do nível de inflação, foi tomada a média de C.P.I. nos seis meses anteriores, enquanto a tendência foi

aproximada pela diferença entre as médias do C.P.I. em três e doze meses anteriores.

Por sua vez, o I.P.I. é uma medida de atividade econômica. Porém esta série foi transformada em hiato percentual, ao tomarmos o logaritmo da sua razão pelo I.P.I. potencial, extraído com o filtro de Hodrick-Prescott⁵, que é uma ferramenta matemática para suavização de séries temporais, com parâmetro 14400. Como medida de tendência da atividade econômica, foi utilizada a variação do hiato do I.P.I. nos seis meses anteriores.

Assim, foi definido um conjunto de seis *proxies* de variáveis macroeconômicas, relacionadas às três variáveis presentes na formulação da Regra de Taylor (juros, inflação e produto), com medidas de nível e de tendência.

Vale assinalar que as variáveis macroeconômicas consideradas foram tomadas sempre nos mesmos meses que as taxas de juros. Por exemplo, para prever a taxa de juros para uma determinada maturidade em outubro, só foram utilizadas informações sobre as variáveis até setembro. As séries das *proxies* de variáveis macroeconômicas aparecem na Figura 3, e as respectivas estatísticas descritivas estão na Tabela 2.

⁵ O filtro de Hodrick-Prescott, um caso particular filtro de Kalman, é utilizado em macroeconomia para separar uma série temporal em um componente de tendência e flutuações de curto prazo, geralmente interpretadas como ciclos.

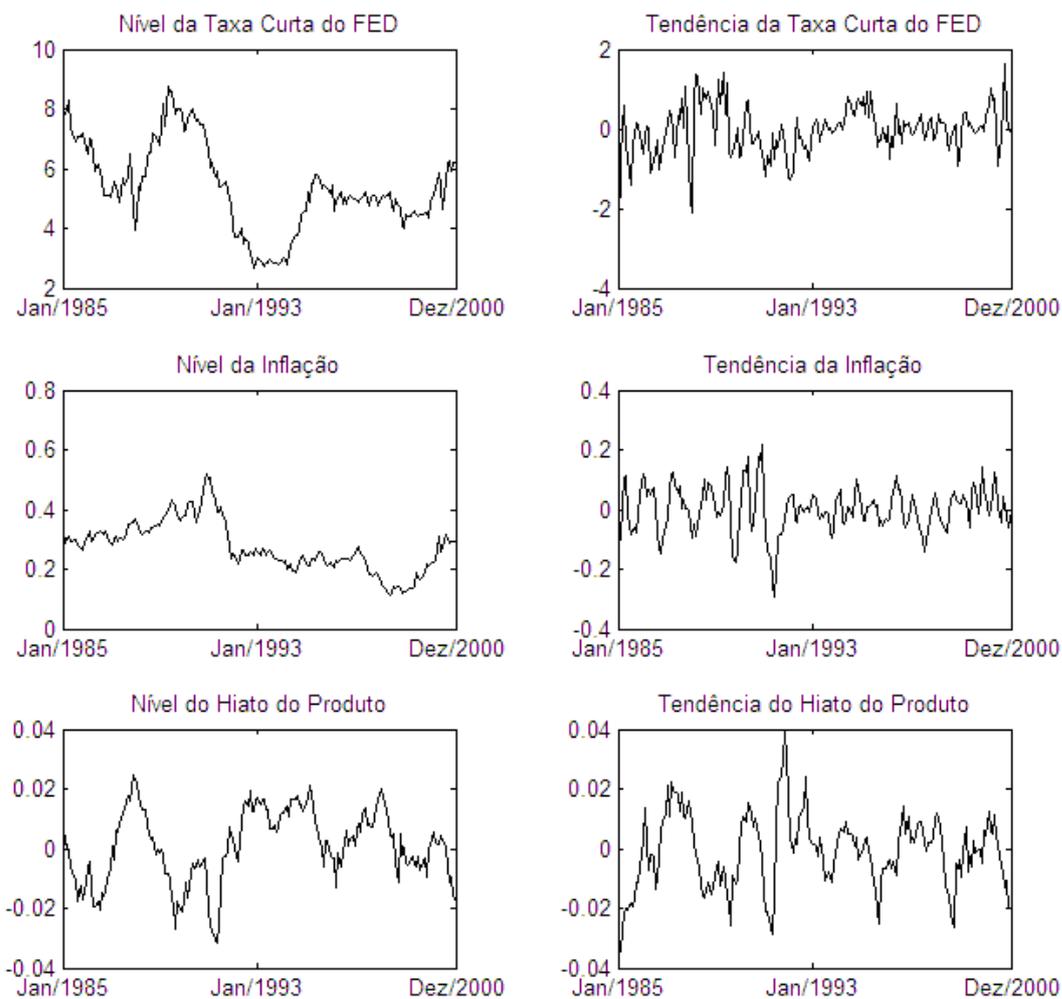


Figura 3: Séries das *proxies* de variáveis macroeconômicas utilizadas.

Tabela 2: Estatísticas descritivas das séries das *proxies* de variáveis macroeconômicas utilizadas. Na última coluna, p-valores para o teste de Dickey-Fuller sem intercepto.

Variável	Média	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose	FAC (1)	FAC (2)	FAC (12)	Teste D-F
N. Taxa Curta	5.37	1.46	0.2	2.5	0.96	0.93	0.56	0.33
T. Taxa Curta	-0.05	0.62	-0.47	4.87	0.54	0.25	0.25	0.00
Nível Inflação	0.28	0.08	0.41	3.04	0.97	0.94	0.62	0.47
Tend. Inflação	0.00	0.08	-0.35	4.22	0.73	0.35	-0.17	0.00
Nível Hiato	0.00	0.01	-0.36	2.53	0.92	0.85	0.16	0.02
Tend. Hiato	0.00	0.01	-0.02	3.16	0.85	0.68	-0.1	0.00

Nas séries apresentadas na Figura 3 e descritas na Tabela 2, observa-se que, na segunda metade dos anos 80, a inflação estava mais alta do que a média, assim como os juros. Estes foram reflexos das crises do petróleo ocorridas nos anos 70. Os testes de Dickey-Fuller realizados não rejeitam a hipótese de raiz unitária para as séries da taxa curta do F.E.D. e para a inflação, mas rejeitam essa hipótese para o hiato do produto, como era de se esperar.

No segundo experimento, foram utilizadas séries das cargas dos fatores, extraídas das taxas de juros em cada período. Estas séries estão representadas na Figura 4, e suas estatísticas descritivas estão na Tabela 3.

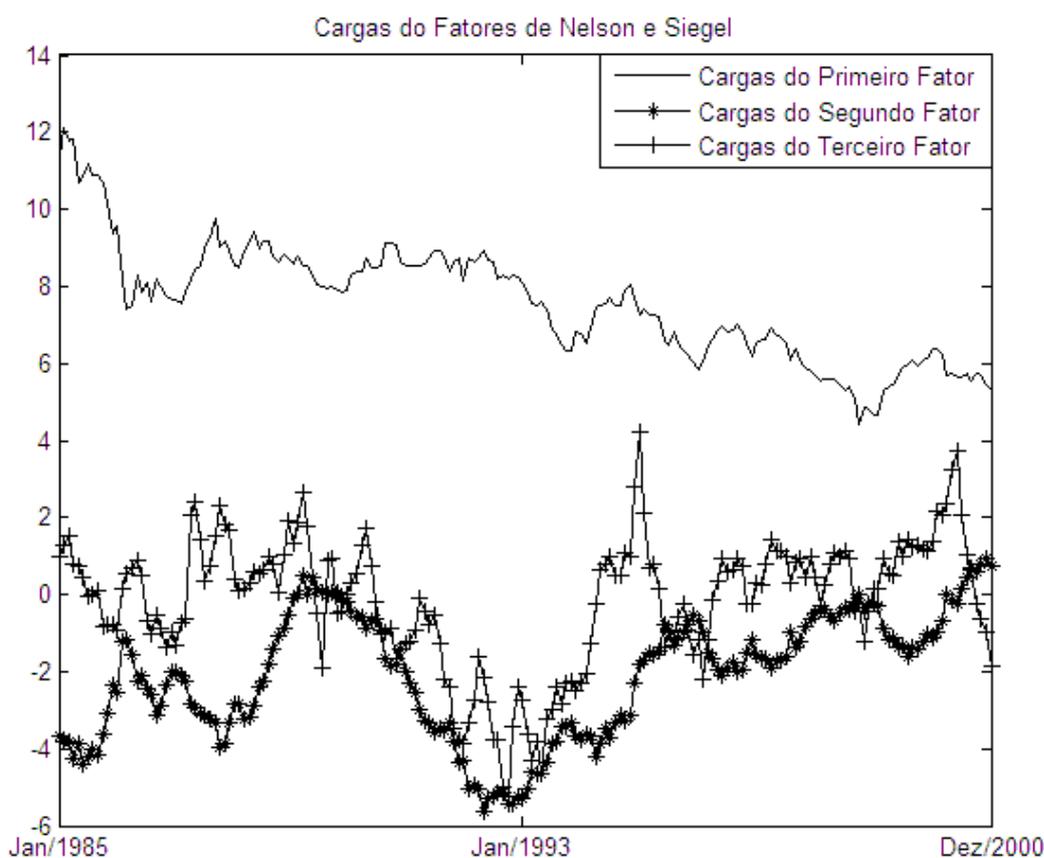


Figura 4: Séries das cargas dos fatores de Nelson e Siegel (1987).

A Figura 4 mostra que a série das cargas do primeiro fator tem uma tendência descendente ao longo de toda a amostra utilizada. Para os outros dois fatores, as cargas não apresentam uma tendência visível, e parecem ser mais oscilantes, principalmente as do segundo fator.

Tabela 3: Estatísticas descritivas das séries das *proxies* de variáveis macroeconômicas utilizadas. A última coluna, p-valores para o teste de Dickey-Fuller sem intercepto.

Carga	Média	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose	FAC (1)	FAC (2)	FAC (12)	Teste D-F
Primeira	7.62	1.57	0.43	3.09	0.96	0.92	0.51	0.04
Segunda	-2.12	1.61	-0.26	2.11	0.97	0.93	0.45	0.09
Terceira	-0.15	1.69	-0.65	3.41	0.90	0.78	0.35	0.00

As séries das cargas dos fatores apresentam momentos com característica bem diferentes, salvo o desvio padrão. O teste de Dickey-Fuller não rejeitaria a hipótese de raiz unitária para as cargas do segundo fator ao nível de 5%.

Assim como foi feito em Diebold e Li (2006), os dados de janeiro de 1994 até dezembro de 2000 foram utilizados para a previsão fora da amostra, enquanto os dados mais antigos, de janeiro de 1985 até dezembro de 1993, serviram apenas para estimação e, no presente trabalho, em particular, para seleção de modelos.

3.2

Primeiro Experimento

No primeiro experimento, as dinâmicas das taxas de juros para as diferentes maturidades foram modeladas separadamente. O modelo *benchmark* escolhido foi o Passeio Aleatório⁶, recorrente na literatura.

A primeira parte deste experimento consiste em testar, para cada maturidade τ , um modelo base dado por:

$$\Delta Y_t(\tau) = \beta \cdot (\mu - Y_{t-1}(\tau)) + \delta \cdot \Delta Y_{t-1}(\tau) + \varepsilon_t.$$

A primeira parcela desta fórmula, $\beta \cdot (\mu - Y_{t-1}(\tau))$, é um componente de reversão à média. Se $\beta > 0$, é direto observar que esta parcela empurra o processo em direção a μ , que pode ser interpretada como o valor de equilíbrio do processo. Uma formulação semelhante pode ser encontrada em Vasicek (1977).

Já a segunda parcela, $\delta \cdot \Delta Y_{t-1}(\tau)$, é um termo de tendência do processo quando $\delta > 0$. Isso possibilita que a série apresente inércia, o que é absolutamente razoável. Uma razão teórica para a inclusão deste termo é a

⁶ As previsões geradas pelo modelo do Passeio Aleatório são dadas por $E_{t-1}[Y_t(\tau)] = Y_{t-1}(\tau)$.

suavidade com a qual os banqueiros centrais costumam responder aos choques, evitando alterações bruscas na taxa de juros de curto prazo.

A terceira parcela, ε_t , é um ruído. Para fins de estimação, foi assumido que ε_t possui média zero, ausência de autocorrelação e variância constante, apesar da evidência que a variância da taxa estaria positivamente correlacionada com o seu nível (por exemplo, Cox et al. (1985)). Além disso, para possibilitar a estimação por MQO, os modelos foram reescritos⁷ como:

$$\Delta Y_t(\tau) = \beta \cdot \mu + (-\beta) \cdot Y_{t-1}(\tau) + \delta \cdot \Delta Y_{t-1}(\tau) + \varepsilon_t.$$

Os passos do experimento podem ser entendidos através do esquema a seguir:

1. Para cada mês T da amostra utilizado para o exercício de previsão, e para cada maturidade τ , foram estimados modelos base, utilizando todos os dados anteriores a T ;
2. Cada modelo estimado foi utilizado para gerar uma previsão um passo à frente, resultando em uma série de valores previstos para cada maturidade;
3. Para cada uma das séries de previsões com as previsões geradas pelo Passeio Aleatório (ou seja, $E[Y_t(\tau)] = Y_{t-1}(\tau)$), o teste proposto por Giacomini e White (2006) incondicional foi aplicado em duas versões, utilizando o erro quadrático e o erro absoluto como funções perda.

A segunda parte deste experimento tem como objetivo testar eventuais ganhos de poder preditivo no modelo base com a adição das variáveis macroeconômicas. A motivação de se investigar esta possibilidade é a própria existência de uma literatura considerável nesta área que, como foi citado no primeiro capítulo, inclui Ang e Piazzesi (2003) e Hordahl et al. (2006), entre outros.

⁷ Reescrever o modelo desta forma facilita a estimação dos parâmetros, porém não possibilita a estimação das respectivas variâncias. Como o foco do trabalho é o poder preditivo dos modelos, este problema pode ser ignorado.

Além das seis variáveis macroeconômicas apresentadas na seção anterior, o universo de possíveis entrantes no modelo inclui, também, a interação⁸ entre cada uma destas variáveis com as duas que compõem o modelo base, a saber, o nível e a primeira diferença da taxa de juros. Estas novas variáveis dão conta de capturar o efeito das variáveis macroeconômicas sobre a taxa de reversão e de inércia dos juros, respectivamente. O universo de variáveis que podem ser incluídas passou a ser composto por dezoito elementos.

Para tal, os seguintes passos foram seguidos:

1. Para cada maturidade τ , foi selecionado, via *stepwise*, um modelo contendo, além dos componentes do modelo base, um subconjunto do universo descrito anteriormente, pelo Critério de Informação de Akaike (1974). Foram utilizados, apenas, dados do período de estimação (até Dezembro de 1993)⁹;
2. Para cada mês T da amostra utilizado para o exercício de previsão, e para cada maturidade τ , foram estimados por MQO, e utilizando todos os dados anteriores a T , os respectivos modelos selecionados;
3. Novamente, cada modelo estimado foi utilizado para gerar uma previsão um passo à frente, resultando em uma série de valores previstos para cada maturidade τ ;
4. Estas séries foram comparadas com as séries obtidas com os modelos base, utilizando testes semelhantes aos da primeira parte.

3.3

Segundo Experimento

No segundo experimento, as dinâmicas das taxas de juros para as diferentes maturidades foram modeladas indiretamente, através da dinâmica das cargas dos três fatores de Nelson e Siegel (1987), a exemplo do que foi feito em Diebold e Li (2006), cujo modelo foi escolhido como *benchmark*, entre outros.

⁸ No presente trabalho, a interação entre duas variáveis é, simplesmente, variável dada pelo produto das duas.

⁹ Não houve seleções de novos modelos à medida que mais observações foram consideradas. Houve, apenas, reestimação dos parâmetros. Num regime econômico estável, não há razões para se acreditar que haveria mudanças nos modelos selecionados.

A seqüência dos procedimentos é bastante semelhante à do primeiro experimento. Cada uma das três cargas ($F_t^i, i=1,2,3$) foi modelada como:

$$\Delta F_t^i = \beta \cdot \mu + (-\beta) \cdot F_{t-1}^i + \delta \cdot \Delta F_{t-1}^i + \varepsilon_t^i,$$

tendo os parâmetros os mesmos significados que no experimento anterior. Assumir que as cargas seguem um processo com a mesma forma que o processo seguido pelas taxas faz sentido, uma vez que cada carga é uma combinação linear de todas as taxas utilizadas para sua extração. Na modelagem utilizada em Diebold e Li (2006), é assumido o nível que cada carga segue é um modelo AR(1) com intercepto¹⁰.

De modo esquemático, a primeira parte deste experimento pode ser descrita como:

1. Para cada mês T da amostra, as cargas dos fatores de Nelson e Siegel (1987) foram extraídos por MQO (uma vez que λ_t fora fixado previamente) utilizando-se as taxas para todas as maturidades;
2. Para cada mês T da amostra utilizado para o exercício de previsão, e para cada uma das três cargas, foi estimado o modelo base, utilizando todos os dados anteriores a T ;
3. Cada modelo estimado foi utilizado para gerar uma previsão um passo à frente, resultando em uma série de valores previstos para cada carga;
4. Para cada uma das séries de previsões das cargas foi comparada com a respectiva série gerada com a metodologia de Diebold e Li (2006), novamente com o teste de Giacomini e White (2006), preservando a configuração utilizada anteriormente;
5. Com as séries de cargas previstas testadas, foram recuperados os valores previstos para as taxas de todas as maturidades com ambas as metodologias;
6. Para cada maturidade, novamente, foram realizadas, novamente, as duas versões do teste de poder preditivo.

¹⁰ Em Diebold e Li (2006), os modelos utilizados são da forma $F_t^i = \mu + \beta \cdot F_{t-1}^i + \varepsilon_t^i$.

Analogamente ao primeiro experimento, a segunda parte deste experimento teve o objetivo de testar o efeito da inclusão de variáveis macroeconômicas sobre o poder preditivo do modelo base. O procedimento utilizado foi similar:

1. Para cada carga, foi selecionado um modelo, da mesma forma que no primeiro experimento;
2. Para cada mês T da amostra utilizado para o exercício de previsão, e para cada uma das três cargas, foi estimado o respectivo modelo selecionado, utilizando todos os dados anteriores a T ;
3. Cada modelo estimado foi utilizado para gerar uma previsão um passo à frente, resultando em uma série de valores previstos para cada carga;
4. Novamente, foram realizados testes de poder preditivo, tanto para as cargas quanto para as taxas, contra o modelo base sem variáveis macroeconômicas.