

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

LUCIANA COSTA LEME FERREIRA

**ANÁLISE DA CURVA DE CUPOM CAMBIAL BRASILEIRA: UMA APLICAÇÃO DA
ANÁLISE DE COMPONENTES PRINCIPAIS COM ÊNFASE EM SUA UTILIZAÇÃO
PARA IMUNIZAÇÃO DE CARTEIRAS**

SÃO PAULO
2006

LUCIANA COSTA LEME FERREIRA

**ANÁLISE DA CURVA DE CUPOM CAMBIAL BRASILEIRA: UMA APLICAÇÃO DA
ANÁLISE DE COMPONENTES PRINCIPAIS COM ÊNFASE EM SUA UTILIZAÇÃO
PARA IMUNIZAÇÃO DE CARTEIRAS**

Dissertação apresentada à Escola de
Economia da Fundação Getúlio
Vargas (FGV/EESP) como requisito
para obtenção do título de Mestre em
Finanças e Economia Empresarial.

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Ratner
Rochman

SÃO PAULO
2006

LUCIANA COSTA LEME FERREIRA

**ANÁLISE DA CURVA DE CUPOM CAMBIAL BRASILEIRA: UMA APLICAÇÃO DA
ANÁLISE DE COMPONENTES PRINCIPAIS COM ÊNFASE EM SUA UTILIZAÇÃO
PARA IMUNIZAÇÃO DE CARTEIRAS**

Dissertação apresentada à Escola de Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV/EESP) como requisito para obtenção do título de Mestre em Finanças e Economia Empresarial.

Data de aprovação:

___/___/___

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Ricardo Ratner Rochman
(Orientador)
FGV-EAESP

Prof. Dr. Afonso de Campos Pinto
FGV-EAESP

Prof. Dr. José Roberto Securato
USP-FEA

Ferreira, Luciana Costa Leme.

Análise da curva de cupom cambial brasileira: uma aplicação da análise de componentes principais com ênfase em sua utilização para imunização de carteiras / Luciana Costa Leme Ferreira. - 2006.

66 f.

Orientador: Ricardo Ratner Rochman.

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

1. Taxas de juros - Brasil. 2. Investimentos - Análise. 3. Mercado financeiro - Brasil. I. Rochman, Ricardo Ratner. II. Dissertação (mestrado) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.722.8

AGRADECIMENTOS

Agradeço ao meu orientador, Prof. Dr. Ricardo Ratner Rochman, pelo apoio, pela orientação e pela confiança depositada neste trabalho, sem os quais não seria possível concluí-lo com sucesso.

Agradeço ao Prof. Dr. José Roberto Securato, por sua participação nos principais passos da minha formação acadêmica.

Agradeço ao Samy Dana, por seus aconselhamentos e por sua grande ajuda ao longo da execução deste trabalho.

Agradeço aos meus pais, pelo constante apoio e incentivo.

Agradeço ao Daniel, pela compreensão por todos os momentos em que não pudemos estar juntos e por tornar este período muito menos árduo com seu companheirismo e carinho.

Por fim, agradeço a todos os meus amigos e familiares que, com suas palavras de incentivo, contribuíram para o resultado deste trabalho.

RESUMO

Na presente dissertação foi apresentada, pela primeira vez para o mercado brasileiro, uma aplicação da análise de componentes principais para a identificação dos fatores que influenciam o comportamento da estrutura temporal de cupom cambial brasileira, tendo como amostra cotações de ajuste dos contratos futuros de DDI e de FRA (*Forward Rate Agreement*) de cupom cambial da BM&F, cotações de fechamento do Dólar à vista e cotações de venda da Ptax800, para o período entre 02/01/2002 e 29/12/2005. Através da aplicação da técnica de análise de componentes principais para as curvas de cupom cambial limpo à vista e a termo foi possível observar superioridade no poder explicativo da última com relação à primeira, com três componentes principais sendo responsáveis por mais de 94% da variabilidade explicada na aplicação da análise de componentes principais à curva a termo de cupom cambial. A superioridade dos resultados obtidos na análise da curva a termo de cupom cambial também pôde ser observada na interpretação visual dos componentes de nível, inclinação e curvatura (interpretação esta que não pôde ser claramente obtida na análise dos gráficos referentes à curva à vista de cupom cambial).

Este trabalho também teve como objetivo a análise da efetividade de uma aplicação de imunização do risco de variação nas taxas de cupom cambial baseada nos resultados anteriormente obtidos com a análise de componentes principais da curva a termo de cupom cambial. A estratégia de imunização realizada demonstrou alta efetividade na comparação entre os resultados da carteira objeto de imunização (carteira arbitrária de *swaps* DólarxCDI) e os resultados da carteira instrumento de imunização (contratos futuros de FRA de cupom cambial da BM&F). Este resultado é de grande importância para o gerenciamento de carteiras que possuam títulos expostos ao risco de variações na curva de cupom cambial.

ABSTRACT

In this dissertation it was presented, for the first time in the Brazilian market, an application of the principal components analysis for the identification of the factors that influence the behavior of the term structure of onshore Brazilian dollar-denominated interest rates, having as sample quotations of onshore Brazilian dollar-denominated interest rates derivatives (BM&F contracts of DDI and FRA - Forward Rate Agreement), spot quotations of R\$/US\$ exchange rates and selling quotations of Ptax800, for the period between 02/01/2002 and 29/12/2005. Through the application of the technique of principal components analysis for the spot and forward curves of onshore Brazilian dollar-denominated interest rates, it was possible to observe superiority in the explanation power of the latter when compared to the former, with three principal components being responsible for more than 94% of the variability explained in the application of the principal component analysis for the forward curve. The superiority of the results obtained in the principal components analysis of the forward curve of onshore Brazilian dollar-denominated interest rates could also be observed in the visual interpretation of the components of level, slope and curvature (interpretation which could not be clearly obtained by the analysis of the graphs related to the spot curve).

This work also had as an objective the analysis of the effectiveness of an application of immunization of the risk of variation in the onshore Brazilian dollar-denominated interest rates, based on the results previously obtained by the principal components analysis of the forward curve of onshore Brazilian dollar-denominated interest rates. The immunization performed demonstrated high effectiveness in the comparison between the results of the immunization object (arbitrary portfolio of DólarxCDI swaps) and the results of the immunization instrument (BM&F future contracts of forward onshore Brazilian dollar-denominated interest rates). This result is of great importance for the management of portfolios that contain exposure to the risk of variations in the onshore Brazilian dollar-denominated interest rates.

SUMÁRIO

| | |
|--|-----------|
| 1 Introdução | 1 |
| 2 Revisão bibliográfica | 3 |
| 2.1 Estrutura Temporal de Taxas de Juros | 3 |
| 2.2 Cupom cambial | 5 |
| 2.3 <i>Duration</i> , Convexidade e Imunização | 10 |
| 2.3.1 <i>Duration</i> | 10 |
| 2.3.2 Convexidade | 12 |
| 2.3.3 Imunização | 13 |
| 2.4 Análise de Componentes Principais | 13 |
| 2.5 Aplicação da análise de componentes principais à Estrutura a Termo de Taxas de Juros | 17 |
| 3 Metodologia | 25 |
| 3.1 Amostra | 25 |
| 3.2 Interpolação por <i>cubic spline</i> | 27 |
| 3.3 Análise de Componentes Principais | 30 |
| 3.4 Imunização através da Análise de Componentes Principais | 32 |
| 3.4.1 Deslocamento nas taxas originais decorrente de choque nos componentes principais | 34 |
| 3.4.2 Impacto no valor de mercado da carteira e dos instrumentos de imunização decorrente do choque nos componentes principais | 35 |
| 3.4.3 Escolha da composição da carteira de imunização | 35 |
| 4 Resultados | 38 |
| 4.1 Aplicação da Análise de Componentes Principais às curvas de cupom cambial | 38 |
| 4.1.1 Curva a termo de cupom cambial | 38 |
| 4.1.2 Curva à vista de cupom cambial | 42 |
| 4.2 Imunização através da Análise de Componentes Principais | 45 |
| 4.2.1 Deslocamento nas taxas originais decorrente de choque nos componentes principais | 46 |
| 4.2.2 Impacto no valor de mercado da carteira e dos instrumentos de imunização decorrente de choque nos componentes principais | 49 |
| 4.2.3 Escolha da composição da carteira de imunização | 51 |
| 5 Comentários finais e recomendações | 58 |
| 6 Referências bibliográficas | 60 |
| APÊNDICE | 64 |

1 INTRODUÇÃO

A análise de componentes principais vem sendo aplicada à estrutura temporal de taxas de juros para identificar os principais fatores que determinam seus movimentos, contribuindo, desta forma, para o aprimoramento de modelos de apreçamento e gerenciamento de riscos de ativos e carteiras.

Os primeiros autores a tentar determinar os fatores comuns que afetam a estrutura temporal de taxas de juros e, conseqüentemente, o retorno dos títulos, foram Litterman e Scheinkman (1991). A análise destes autores sugeriu que “a maioria da variação nos retornos em todos os títulos de renda fixa pode ser explicada em termos dos três fatores, ou atributos da curva de juros”. A estes atributos Litterman e Scheinkman (1991) deram o nome de nível, inclinação e curvatura.

Após o primeiro estudo de Litterman e Scheinkman (1991), diversos outros autores – como Barber e Cooper (1996), Alexander (2001) e Almeida (2005) - também realizaram estudos sobre a aplicação da análise de componentes principais ou de análises multifatoriais em mercados estrangeiros, aplicadas a curvas de juros norte-americanas e inglesas. Também é possível encontrar trabalhos de destaque no mercado brasileiro, tais como de Varga e Valli (2002), Lion (2002), Barcinski (2002), Oliveira (2003), Silveira e Bessada (2003) e Santos (2005), cujos estudos tiveram como objeto de análise a taxa de juros doméstica pré-fixada em Reais.

O presente estudo diferencia-se dos anteriores já realizados no mercado brasileiro por ser o primeiro a ter como objeto da análise de componentes principais a curva de cupom cambial. A compreensão dos fatores que regem o comportamento da estrutura temporal de cupom cambial é de grande importância para o mercado de capitais brasileiro, pois é a partir desta estrutura que é realizado o apreçamento de derivativos, como, por exemplo, o de contratos futuros de dólar comercial negociados na BM&F. Além disso, o cupom cambial é uma das principais variáveis empregadas pelos investidores estrangeiros no seu processo de decisão de investimento no Brasil.

Este trabalho também teve como objetivo analisar a efetividade da estratégia de imunização baseada na análise de componentes principais para o mercado de cupom cambial. Varga e Valli (2002) e Barcinski (2002) realizaram estudos semelhantes, porém com foco no mercado de taxas de juros pré-fixadas em Reais.

O trabalho está organizado nas seguintes seções: o segundo capítulo (revisão bibliográfica) apresenta os conceitos relacionados à estrutura temporal de taxas de juros, ao cupom cambial e aos produtos pelos quais é operado na BM&F, à *duration*, à convexidade e à imunização. Finalmente, faz uma descrição da metodologia de análise de componentes principais e apresenta estudos (tanto no exterior quanto no mercado local) sobre a aplicação de análise de componentes principais e da análise fatorial à estrutura temporal de taxas de juros. O capítulo 3 (metodologia) descreve de maneira detalhada toda a metodologia utilizada para a realização do estudo empírico, passando pela amostra e métodos de interpolação escolhidos, pelos procedimentos realizados para a análise de componentes principais e, finalmente, pelos procedimentos utilizados para a imunização, bem como para a mensuração da efetividade da mesma. O capítulo 4 apresenta os resultados obtidos. As conclusões e a referência bibliográfica são apresentadas nos capítulos 5 e 6.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 Estrutura Temporal de Taxas de Juros

De acordo com Securato et al. (2000) o conceito de juros pode ser apresentado como “a remuneração pelo uso do capital” e taxa de juros de uma operação financeira pode ser entendida, num dado intervalo de tempo, como “a remuneração da unidade de capital inicial”. As taxas de juros podem ser expressas em diferentes unidades de tempo (dias, meses, trimestres, anos, por exemplo) com base em diferentes métricas de contagem de dias (úteis ou corridos). Além disso, as taxas de juros podem ser expressas considerando-se diferentes regimes de capitalização¹: regimes de capitalização de discreta (simples ou composta) e regime de capitalização contínua.

Tuckman (2002) define taxas de juros à vista e taxas de juros a termo a partir de empréstimos. Segundo o autor, a taxa de juros à vista para um determinado vencimento é a "taxa de um empréstimo à vista, um acordo de empréstimo no qual o credor empresta dinheiro ao devedor no momento do acordo", para devolução do principal acrescido dos juros nesta data de vencimento, sem pagamentos intermediários. Já a taxa de juros a termo para um determinado vencimento, seguindo o mesmo raciocínio, representa a taxa de um acordo de empréstimo no qual o credor se compromete a emprestar o dinheiro em uma data futura - a data do termo - a uma taxa já pré-definida no momento do acordo, para devolução na data de vencimento do principal acrescido dos juros para o período entre a data do termo e o vencimento, sem pagamentos intermediários.

As taxas de juros a termo estão, pela teoria das expectativas, implícitas nas taxas à vista, de acordo com a seguinte relação (considerando taxas discretas compostas):

¹ Para maiores informações sobre os regimes de capitalização ver SECURATO et al. (2000).

$$r_{t,T} = \left[\frac{(1 + r_{0,T})^{n_T}}{(1 + r_{0,t})^{n_t}} \right]^{1/(n_T - n_t)} - 1 \quad (1)$$

onde:

- $r_{t,T}$ = taxa discreta composta de um contrato a ser iniciado na data t e a ser terminado na data T ;
- $r_{0,T}$ = taxa discreta composta de um contrato a ser iniciado na data de hoje e a ser terminado na data T ;
- $r_{0,t}$ = taxa discreta composta de um contrato a ser iniciado na data de hoje e a ser terminado na data t ;
- n_t = número de períodos (baseado na unidade de tempo em que estão expressas as taxas) em entre a data de hoje e a data t ;
- n_T = número de períodos (baseado na unidade de tempo em que estão expressas as taxas) em entre a data de hoje e a data T .

A Estrutura Temporal de Taxa de Juros (também conhecida como *yield curve* ou curva de juros) à vista representa o conjunto das taxas à vista, para todos os vencimentos de contratos oriundos de uma mesma classe de risco disponíveis na data-base. Já uma curva de taxas a termo representa o conjunto de taxas a termo, para contratos com liquidação na data do termo e oriundos de uma mesma classe de risco, para todos os vencimentos disponíveis na data-base.

Segundo Lion (2002) a curva de juros, portanto, “é um gráfico que demonstra a estrutura de prazos das taxas de juros através de um arranjo de rendimentos de todas as obrigações de mesma qualidade (mesma classe de risco), cujos vencimentos variam desde o mais curto até o mais longo prazo possível”.

O preço de qualquer instrumento financeiro é, segundo Fabozzi (1997), “igual ao valor presente de seu fluxo de caixa esperado”. O valor presente pode ser determinado como o valor do fluxo de caixa esperado descontado pela taxa de juros que um investidor requeira para investir em um contrato com determinado grau de risco, para um determinado prazo. Esta taxa de juros esperada é observada na curva de juros de contratos com mesma classe de risco. Desta forma, o valor presente de um contrato representa o valor de seus fluxos de caixa futuros

descontados por seus respectivos prazos e taxas esperadas (de acordo com sua curva de juros correspondente):

$$VP = \sum_{i=1}^n \frac{FC_i}{(1+r_i)^i} \quad (2)$$

onde:

- i = prazo a decorrer (de acordo com a unidade de tempo em que as taxas são expressas);
- FC_i = fluxo de caixa em i ;
- r_i = taxa de juros esperada para i , de acordo com a curva de juros correspondente do contrato.

2.2 Cupom cambial

Segundo Garcia (2003), a condição de paridade coberta de taxas de juros diz que, considerando taxas de juros nominais, “um investidor dos EUA deve ser indiferente entre investir em títulos dos EUA recebendo a taxa de juros i_t^* em dólares e investir em títulos brasileiros recebendo a taxa de juros i_t em Reais, travando a taxa de câmbio futura”. De acordo com o autor, o prêmio do seguro pago para travar a taxa de câmbio quando do resgate do título é a taxa de depreciação entre a taxa de câmbio futura travada (F), e a taxa de câmbio *spot* (S_0), também conhecido como *forward premium*, “que engloba não somente a expectativa de depreciação $E_t(\ln(S_t/S_0))$, mas também um prêmio de risco, usualmente chamado de risco cambial (*currency risk*), CUR_t ” (GARCIA, 2003). Desta forma, segundo a paridade coberta de taxas de juros, a taxa de juros doméstica pode ser representada pela equação a seguir:

$$i_t = i_t^* + E_t(\ln(S_t/S_0)) + CUR_t = i_t^* + F/S_0 = i_t^* + fp_t \quad (3)$$

onde:

- i_t = taxa de juros doméstica em Reais em t ;
- i_t^* = taxa de juros externa em dólares em t ;
- F = taxa de câmbio futura travada;

- S_0 = taxa de câmbio *spot*;
- $E_t(\ln(S_t/S_0))$ = expectativa de depreciação da taxa de câmbio;
- CUR_t = risco cambial, *currency risk*;
- fp_t = *forward premium* em t .

Frankel (1991) afirma que a paridade coberta das taxas de juros, na qual “fluxos de capitais equalizam as taxas de juros entre os países quando denominadas em uma mesma moeda”, é a medida mais adequada da perfeita mobilidade de capitais. Em países em que não há uma perfeita mobilidade de capitais, observa-se um diferencial da paridade coberta de taxas de juros, que, segundo Garcia e Didier (2003), é “comumente conhecido risco país, pois afeta os rendimentos de todos os ativos financeiros emitidos em um dado país”. Nestes países, é válida a seguinte expressão, que acrescenta o risco país à paridade coberta de taxas de juros:

$$i_t = i_t^* + fp_t + rp_t \quad (4)$$

onde:

- i_t = taxa de juros doméstica em Reais em t ;
- i_t^* = taxa de juros externa em dólares em t ;
- fp_t = *forward premium* em t ;
- rp_t = risco país em t .

Segundo Garcia e Didier (2003), uma forma de obter valores para o risco país do Brasil é através do cupom cambial, definido pelos autores como “a taxa de rendimento, em moeda estrangeira, obtida para um investimento no Brasil em um título indexado ao dólar”. Os autores decompõem o rendimento do cupom cambial da seguinte maneira:

$$CC = i_t^* + rp_t \quad (5)$$

onde:

- CC = taxa de juros doméstica em dólares (cupom cambial) em t ;
- i_t^* = taxa de juros externa em dólares em t ;

- rp_t = risco país em t .

De (4) e (5), é também possível decompor a taxa de juros doméstica da seguinte maneira:

$$i_t = CC + fp_t \quad (6)$$

onde:

- CC = taxa de juros doméstica em dólares (cupom cambial) em t ;
- i_t = taxa de juros doméstica em Reais em t ;
- fp_t = *forward premium* em t .

Como observado anteriormente, o *forward premium* pode ser observado através do diferencial entre os preços à vista e futuro da taxa cambial. Rearranjando a expressão acima, e trabalhando com as taxas de acordo com as convenções do mercado brasileiro, é possível, finalmente, obter a expressão para o cupom cambial, de acordo com as taxas observadas de mercado:

$$CC_{d,t} = \left[\left(\frac{(1 + i_{d,t})^{\frac{DU(d,t)}{252}}}{\left(\frac{DolFut_{d,t}}{DolSpot_d} \right)} \right) - 1 \right] * \frac{360}{t - d} \quad (7)$$

onde:

- $CC_{d,t}$ = taxa à vista de cupom cambial na data d para o vencimento t , convencionalmente expressa em base linear por 360 dias corridos;
- $i_{d,t}$ = taxa à vista em pré-fixada em Reais na data d para o vencimento t , convencionalmente expressa em base exponencial por 252 dias úteis
- $DU(d,t)$ = número de dias úteis entre a data d e a data t ;
- $DolFut_{d,t}$ = cotação do dólar futuro operado na BM&F na data d para o vencimento t ;
- $DolSpot_d$ = cotação do dólar à vista na data d .

Como não há um padrão para a cotação de dólar à vista de referência, convencionalmente o mercado utiliza, para o cálculo da cotação do cupom cambial,

a cotação de venda da Ptax800² do dia anterior, divulgada pelo Banco Central. O cupom cambial que tem como referência a Ptax800 é convencionalmente denominado cupom cambial sujo, enquanto um cupom cambial calculado a partir de uma cotação do dólar à vista na própria data d é denominado cupom cambial limpo.

O cupom cambial é operado na BM&F³ principalmente via contratos futuros de DDI e de FRA (*Forward Rate Agreement*) de cupom cambial.

De acordo com contrato disponível na página da BM&F na *internet* o contrato futuro de DDI tem como objeto de negociação o cupom cambial, definido neste como a “taxa de juro obtida a partir do cálculo da diferença entre a acumulação da taxa de DI⁴, no período compreendido entre a data de operação, inclusive, e a data de vencimento, exclusive, e a variação da taxa de câmbio observada entre o dia útil anterior à data da operação, inclusive, e a data de vencimento do contrato, exclusive”. A BM&F utiliza a Ptax800 como referência para o cálculo da variação da taxa de câmbio observada.

Segundo Varga (2003), o produto conhecido como FRA foi o “mecanismo encontrado pela BM&F para permitir a negociação da taxa de juro cambial livre do efeito da defasagem de um dia (na taxa de correção do valor nominal) que ocorre no DDI”. Um contrato de FRA tem como objeto de negociação o cupom cambial limpo a termo entre a data do vencimento mais próximo de DDI e o vencimento do próprio FRA.

Uma operação de FRA é automaticamente transformada pelo sistema da BM&F em duas outras operações de DDI: “a primeira para o primeiro vencimento de DDI (ponta curta) e a segunda, de natureza inversa, para o vencimento de DDI idêntico ao vencimento negociado no FRA (ponta longa)” (BM&F, 2001). As duas operações geradas possuem as seguintes características:

² Taxa média de todos os negócios com dólares realizados no dia no mercado interbancário de câmbio, com liquidação em dois dias úteis.

³ Bolsa de Mercadorias e Futuros.

⁴ Taxa de DI: Taxa média de depósitos interfinanceiros de um dia (DI), calculada pela Central de Custódia e de Liquidação Financeira de Títulos (CetiP) e expressa em taxa efetiva anual, base 252 dias úteis.

Ponta curta:

- *Taxa de cotação*: taxa de ajuste do primeiro vencimento de contrato de DDI no dia da operação;
- *Quantidade de contratos*: apurada pelo sistema da BM&F, de acordo com as seguintes fórmulas:

$$\bar{q}_1 = \left(\frac{q_2}{1 + \left(FRAx \frac{(n_2 - n_1)}{36000} \right)} \right)^{-1} \quad (8)$$

onde:

- \bar{q}_1 = quantidade preliminar da operação na ponta curta, a ser arredondada para a unidade mais próxima;
- q_2 = quantidade negociada para o FRA
- *FRA* = cupom limpo negociado no FRA, expresso em base linear para 360 dias corridos;
- n_1 = número de dias corridos compreendidos entre a data da operação e a data do primeiro vencimento de contrato de DDI;
- n_2 = número de dias corridos compreendidos entre a data da operação e a data do vencimento do FRA.

Ponta longa:

- *Quantidade de contratos*: a mesma da operação de FRA;
- *Taxa de cotação*: cupom cambial sujo calculado a partir da cotação negociada do FRA e da cotação de fechamento do primeiro vencimento de DDI, de acordo com a seguinte fórmula:

$$DDI_{longo} = \left\{ \left[1 + \left(DDI_{curto} x \frac{(n_1)}{36000} \right) \right] x \left[1 + \left(FRAx \frac{(n_2 - n_1)}{36000} \right) \right] - 1 \right\} x \frac{36000}{n_2} \quad (9)$$

onde:

- DDI_{longo} = taxa de cotação da ponta longa;
- DDI_{curto} = taxa de cotação de fechamento do primeiro vencimento de DDI;
- *FRA* = cupom limpo negociado no FRA;
- n_1 = número de dias corridos compreendidos entre a data da operação e a data do primeiro vencimento de contrato de DDI;
- n_2 = número de dias corridos compreendidos entre a data da operação e a data do vencimento do FRA.

2.3 Duration, Convexidade e Imunização

Segundo Tuckman (2002), o risco de taxa de juros de um título pode ser medido por quanto o seu preço muda em função de mudanças nas taxas de juros. O autor lista quatro maneiras dentre as quais medidas de sensibilidade de preços são utilizadas:

- operadores em busca de proteção para sua carteira devem ser capazes de computar o quanto que o preço de cada título responde a mudanças nas taxas de juros;
- investidores que possuam uma previsão sobre futuras mudanças nas taxas de juros tentam determinar quais títulos obterão melhor performance caso esta previsão se confirme;
- investidores e administradores de risco precisam conhecer a volatilidade de suas carteiras;
- administradores de ativos e passivos comparam o risco de taxa de juros de seus ativos com o risco de taxa de juros de seus passivos.

2.3.1 Duration

Frederick Macaulay definiu o conceito de *duration* pela primeira vez em 1938 como o prazo médio ponderado de um título, onde os pesos são representados pelo valor presente de cada fluxo de caixa como um percentual do valor presente total do título:

$$D = \frac{\sum_{t=1}^n t * VP_t}{VP} = \frac{\sum_{t=1}^n t * \frac{FC_t}{(1+r)^t}}{\sum_{t=1}^n \frac{FC_t}{(1+r)^t}} \quad (10)$$

onde:

- D = *duration* (duração) do título;
- t = prazo a decorrer para cada fluxo de caixa (de acordo com a unidade de tempo em que as taxas são expressas);
- FC_t = fluxo de caixa na data t ;
- VP_t = valor presente do fluxo de caixa da data t ;

- VP = valor presente total do título;
- r = *yield-to-maturity*⁵ do título.

Como demonstrado por Lion (2002), diferenciando-se o valor presente total do título em relação à taxa de juros, é possível descobrir a relação entre *duration*, valor presente e taxa de juros:

$$\frac{dVP}{VP} = -D \frac{d_r}{(1+r)} \quad (11)$$

Desta forma, Lion (2002) observa que, para pequenas variações de taxas de juros, o valor presente dos títulos se altera de “maneira inversamente proporcional, de acordo com a magnitude de D ”.

Já a *duration* modificada – uma medida da sensibilidade do preço de um título de renda fixa às mudanças nas taxas de juros – é, de acordo com Golub e Tilman (2000), usada para “aproximar a relação entre o preço de um título P e a taxa de juros r como uma função linear”, sendo definida com o negativo da mudança percentual no preço do título, dada uma mudança de 100 pontos-base⁶ nas taxas de juros:

$$ModD = -\frac{1}{VP} \frac{dVP}{dr} \quad (12)$$

Da fórmula acima é possível observar que, quanto maior a sensibilidade do título às variações na taxa de juros, maior a *duration*.

Fabozzi (1997) apresenta algumas limitações da *duration*, dentre elas:

- as estimativas são boas apenas para pequenas mudanças na taxas de juros;

⁵ Taxa de juros única pela qual, descontando os fluxos de caixa de um título, iguala a soma do valor presente dos fluxos individuais ao valor presente observado do título.

⁶ 1 ponto-base equivale a 1%

- em uma carteira, assume que as taxas para todos os vencimentos mudam pela mesma quantidade de pontos-base, o que é conhecido como “premissa do deslocamento paralelo da curva de juros”.

2.3.2 Convexidade

Segundo Tuckman (2002) a convexidade mede “como a sensibilidade dos preços às taxas de juros muda com as taxas”. A convexidade pode ser calculada a partir da seguinte fórmula:

$$C = \frac{1}{(1+r)^2} \left[\frac{\sum_{t=1}^n \left(t * (t+1) * \frac{FC_t}{(1+r)^t} \right)}{\sum_{t=1}^n \frac{FC_t}{(1+r)^t}} \right] \quad (13)$$

onde:

- C = convexidade do título;
- t = prazo a decorrer para cada fluxo de caixa (de acordo com a unidade de tempo em que as taxas são expressas);
- FC_t = fluxo de caixa na data t ;
- r = *yield-to-maturity* do título.

De acordo com Fabozzi (1997), enquanto a *duration* fornece uma primeira aproximação para mudança do preço, a convexidade fornece uma segunda aproximação, que mede a taxa de mudança na *duration* decorrente da mudança na taxa de juros. Matematicamente, Tuckman define convexidade pela seguinte relação:

$$C = \frac{1}{VP} \frac{d^2VP}{dr^2} \quad (14)$$

2.3.3 Imunização

Para Daigler (1993), a “imunização elimina o risco de mudanças no preço de uma carteira devidas a mudanças nas taxas de juros”. Segundo o autor, o conceito de *duration* também é utilizado pelas instituições financeiras para equalizar a *duration* dos ativos com a *duration* dos passivos, criando um balanço imunizado.

No entanto, como descrito no item 2.3.1, o conceito de *duration* apresenta limitações, principalmente no que concerne a levar em consideração apenas deslocamentos paralelos da curva de juros. Segundo Tuckman (2002), a imunização através de um modelo que aborda apenas um fator da taxa de juros (assumindo apenas deslocamentos paralelos da curva de juros) falhará em proteger a carteira contra mudanças no formato da curva de juros, tais como mudanças na inclinação ou na sua curvatura.

Barber e Cooper (1996) consideram que “o sucesso de uma estratégia de imunização depende em quão bem a modelagem da estrutura a termo de taxas de juros aproxima-se da realidade”, destacando que um “modelo geral e correto permite que a estrutura a termo se desloque em múltiplas direções”.

Neste contexto, a análise de componentes principais (a ser descrita no item a seguir) traz uma abordagem multifatorial à análise da mudança de preços em decorrência de mudanças nas taxas de juros, permitindo uma imunização contra outras formas de deslocamento das taxas de juros que não apenas o deslocamento paralelo.

2.4 Análise de Componentes Principais

De acordo com Jolliffe (2002), a idéia central da análise de componentes principais é “reduzir a dimensionalidade de um conjunto de dados nos quais existe um grande número de variáveis inter-relacionadas, mantendo o máximo possível da variação

presente no conjunto de dados”. Alexander (2001) observa que a análise de componentes principais é “um método padrão de extração das mais importantes fontes de variação não correlacionadas em um sistema multivariado”. A autora também aponta que um dos principais objetivos da análise de componentes principais é reduzir dimensões de maneira que apenas as fontes mais importantes de informação sejam utilizadas. Esta redução é alcançada através da transformação ortogonal do conjunto de variáveis originais em um “novo conjunto de variáveis, os componentes principais, não-correlacionados, e que são ordenados de maneira que os poucos primeiros contêm a maior parte da variação presente em todas as variáveis originais” (JOLIFFE, 2002). A eliminação da redundância advém da ortogonalidade dos componentes principais.

Sendo x um vetor de p variáveis aleatórias. Como demonstrado em Jolliffe (2002), na análise de componentes principais o primeiro passo consiste em buscar uma função linear $\alpha'_1 x$ dos elementos de x que possua a maior variância, onde α_1 consiste em um vetor de p constantes $\alpha_{11}, \alpha_{12}, \dots, \alpha_{1p}$, e ' denota transposição, de forma que:

$$\alpha'_1 x = \alpha_{11}x_1 + \alpha_{12}x_2 + \dots + \alpha_{1p}x_p = \sum_{j=1}^p \alpha_{1j}x_j \quad (15)$$

A função $\alpha'_1 x$ é considerada como o primeiro componente principal. Os seguintes componentes principais são escolhidos de maneira que possuam a maior variância possível, mas sujeitos à restrição de não serem correlacionados aos componentes principais anteriores.

Considerando V a matriz simétrica de covariância da matriz dos dados originais normalizados, X , composta de p variáveis aleatórias. Por definição, a diagonal de V representa a variância de cada uma das p variáveis aleatórias e os termos fora da diagonal representam a covariância entre as p variáveis aleatórias.

Como apontado por Varga (2002) o método de diagonalização de matrizes garante a existência de uma matriz A , quadrada e ortogonal, e de um vetor λ :

$$\lambda = \lambda_1 \lambda_2 \dots \lambda_n \quad (16)$$

com $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$, ambos satisfazendo a seguinte relação com a matriz de covariância V :

$$VA = A\Lambda \quad (17)$$

onde Λ representa a matriz diagonal associada ao vetor λ . Os vetores das colunas α_k da matriz A representam os autovetores de V , e os números λ_k representam seus autovalores correspondentes. Desta forma, também é válida a seguinte relação:

$$V = A\Lambda A' \quad (18)$$

A solução para o “ k -ésimo” componente principal é dada por:

$$z_k = \alpha'_k X \quad (19)$$

onde z_k é o “ k -ésimo” componente principal e α_k é um autovetor de V correspondente ao seu “ k -ésimo” autovalor, λ_k . α_k é escolhido tal que $\alpha'_k \alpha_k = 1$, de maneira que a variância de z_k seja igual ao autovalor λ_k . Desta forma, tem-se que:

$$z = A' X \quad (20)$$

onde A é a matriz ortogonal cuja “ k -ésima” coluna, α_k , é o “ k -ésimo” vetor de V .

Como observado por Santos (2005), os autovalores da matriz V representam a variância dos dados originais projetada nos autovetores. A variância total dos dados originais é equivalente à somatória dos autovalores. Desta forma, é possível se

observar que a variância explicada pelo “*k*-ésimo” componente principal é representada por:

$$Var\ explicada(z_k) = \frac{\lambda_k}{Var(X)} = \frac{\lambda_k}{\sum_{i=1}^p \lambda_i} \quad (21)$$

Vale observar que, quando os dados originais são representados por variáveis normalizadas, a somatória dos autovalores se reduz ao número total de dimensões (*p*).

É importante ressaltar que, ainda que, de acordo com Jolliffe (2002), a análise de componentes principais tenha sido sempre tratada nos livros texto como um caso especial da análise fatorial, ambas são técnicas distintas entre si. Ambas possuem o objetivo de reduzir a dimensão de um conjunto de dados, mas a abordagem das duas técnicas é diferente. No quadro abaixo estão identificadas as principais diferenças entre as duas técnicas:

| Análise de componentes principais | Análise fatorial |
|---|---|
| Nenhum modelo é assumido. | Existe um modelo definido. |
| Concentra-se nos elementos diagonais da matriz de covariância. | Concentra-se nos elementos fora da diagonal da matriz de covariância. |
| É possível haver um componente principal correspondente a uma única variável. | Cada fator deve contribuir com pelo menos duas variáveis. |
| Um aumento no número de componentes principais utilizados não altera os componentes principais originais. | Um aumento no número de fatores altera os fatores originais. |
| Os componentes principais são funções lineares exatas dos dados originais. | Os fatores não são funções lineares exatas de dos dados originais. |

Quadro1. Principais diferenças entre a análise de componentes principais e a análise fatorial
Fonte: JOLLIFFE, 2002.

Apesar das diferenças entre as técnicas, é também comum a utilização do termo fator para os componentes principais.

2.5 Aplicação da análise de componentes principais à Estrutura a Termo de Taxas de Juros

Diversos autores realizaram estudos sobre a aplicação da análise de componentes principais ou da análise fatorial à estrutura a termo de taxas de juros. Um dos primeiros trabalhos sobre modelos multifatoriais aplicados a taxas de juros é de Litterman e Scheinkman (1991), que identificam três fatores capazes de explicar aproximadamente 98% da variabilidade das taxas implícitas de títulos de diferentes vencimentos do mercado norte-americano. De acordo com os autores a análise que eles realizaram sugere que “a maioria da variação nos retornos em todos os títulos de renda fixa pode ser explicada em termos dos três fatores, ou atributos da curva de juros” que autores chamam de nível, inclinação e curvatura.

Litterman e Scheinkman (1991) observam que a abordagem de três fatores apresentada é especialmente útil para imunização de carteiras:

Ao considerar o efeito de cada um dos três fatores em uma carteira, os investidores podem obter uma posição melhor protegida do que aquela que conseguem obter simplesmente ao possuir uma carteira com *duration* igual a zero. Como os três fatores explicam quase toda a variabilidade dos retornos de todo o espectro de vencimentos, esta abordagem permite aos investidores proteger títulos com instrumentos que podem não ser do mesmo setor. (LITTERMAN; SCHEINKMAN, 1991).

Barber e Cooper (1996) discutem como o modelo de análise de componentes principais pode ser utilizado para determinar a melhor direção única, e o melhor composto de direções fundamentais, a ser utilizado para se antecipar as mudanças na taxa à vista. Posteriormente, os autores mostram como esta informação pode ser utilizada para imunizar um conjunto de passivos. Os autores constroem uma matriz de autovetores a partir de um histórico de dados mensais entre agosto de 1985 e fevereiro de 1991 de taxas de juros para até 39 vencimentos, em uma faixa de um a vinte anos. Os resultados obtidos pelos autores mostraram que o modelo de uma única direção capturou 81% da variância total da taxa à vista, enquanto as segunda, terceira e quarta direções explicaram, respectivamente, adicionais 12%, 4% e 1% da variância total da taxa. Os resultados também puderam mostrar que, à medida que

mais direções foram adicionadas, o poder explicativo marginal diminuiu a uma alta velocidade.

Alexander (2001) apontou duas principais vantagens da análise de componentes principais:

- a eficiência computacional que resulta da falta de correlação entre os componentes principais e a redução de dimensões por abranger apenas alguns destes;
- fornece uma plataforma tratável e intuitiva que sempre ajudará no entendimento da dinâmica do comportamento do mercado.

Alexander (2001) também demonstrou como, em um sistema altamente correlacionado, o primeiro componente principal captura uma mudança aproximadamente paralela em todas as variáveis. Segundo a autora, “estruturas a termo são especiais porque elas impõem uma ordenação ao processo que fornece uma interpretação intuitiva de todos os componentes principais, não apenas o primeiro”. A autora analisou dados mensais de taxas *zero-coupon* semi-anualizadas dos Estados Unidos para o período entre 1944 e 1992. De acordo com os resultados obtidos, 93,8% da variação total é explicada pelo modelo linear com apenas três principais componentes, sendo que o primeiro componente (mudanças paralelas) explica 78,6%, o segundo (mudança na inclinação) 11,7% e o terceiro (mudança na convexidade), 3,5% da variação total.

Varga e Valli (2001) aplicaram o procedimento de análise de componentes principais à estrutura a termo de taxas de juros brasileira em Reais e verificaram que três fatores explicam 94,3% dos movimentos da mesma. Utilizaram também um procedimento de imunização baseado nesses três fatores e compararam seu resultado com a imunização por *duration*. De acordo com os autores, a técnica de análise de componentes principais é um instrumento poderoso para a avaliação de risco de instrumentos de renda fixa e variável, cuja aplicação no Brasil vem-se mostrando cada vez mais fácil e útil, “quer pela estabilidade recente, que facilita a aplicação de modelos criados para economias com baixa taxa de juros nominal, quer pela determinação do Banco Central do Brasil em controlar melhor o risco das

instituições financeiras nacionais, quer, ainda, pelo natural desenvolvimento do mercado financeiro brasileiro” (VARGA; VALLI, 2001). Os autores utilizaram como base de dados as taxas prefixadas implícitas em *swaps* PrexDI BM&F, com prazo de até 1 ano, abrangendo o período entre 02/01/1995 a 06/07/1999, num total de 1113 observações. Para cada dia, os autores construíram uma estrutura a termo de juros com 12 taxas com intervalos de aproximadamente um mês entre cada vencimento. Dividindo a amostra em duas partes iguais os autores verificaram que “os três primeiros fatores têm maior poder de explicação na segunda metade da amostra, o que talvez seja associado à maior estabilidade econômica”. Analisando o resultado da metodologia de imunização proposta, os autores observaram que “a variação da carteira de imunização por duração não compensa tão bem as variações na carteira a ser imunizada quanto a carteira obtida com três fatores”. Os autores também verificaram a partir de seus resultados que o desvio-padrão da carteira protegida pela imunização por duração é três vezes maior que o da carteira imunizada por três fatores.

Barcinski (2002) testou o modelo de três fatores usando dados sobre a variação das taxas de juros diárias do mercado de futuro de DI⁷ de nove maturidades distintas: 5, 10, 20, 40, 60, 80, 100, 120 e 140 dias úteis, utilizando dados de janeiro de 1999 até meados de janeiro de 2000. Apesar de ter obtido resultados parecidos com aqueles obtidos por Litterman e Scheinkman (1991) para os Estados Unidos e por Varga e Valli (2001) para o Brasil, o autor julga difícil qualquer comparação entre os resultados dos diferentes trabalhos, pois a maturidade mais curta de Litterman e Scheinkman (1991) equivale a mais longa no Brasil, e Varga e Valli (2001) usam um método diferente para calcular a variação de rendimento. O autor também mostrou como utilizar o modelo de três fatores para a finalidade de imunização, e comparou as estratégias de imunização com um modelo fatorial com a imunização com base na duração, utilizando em todas as estratégias de imunização o mercado futuro de DI.

Lion (2002) também aplicou a análise de componentes principais aos dados de juros domésticos brasileiros, utilizando as taxas implícitas em contratos de DI futuro (para

cada dia d considerou os contratos cujos vencimentos são os três mais próximos de d) e também as taxas pré-fixadas implícitas em *swaps* com prazos de 6, 12, 24 e 36 meses. As taxas utilizadas correspondem ao período que vai de 16/06/1997 a 28/05/2001. Segundo os resultados obtidos pelo autor, o primeiro fator foi responsável por 93,5% da variância total explicada, enquanto o segundo e o terceiro fator foram responsáveis, respectivamente, por 4,9% e 1,1% da variância total explicada.

Almeida et al. (2003) propuseram um modelo multifatorial para a evolução das estruturas a termo em mercados emergentes, usando uma base ortogonal de funções específicas para parametrizar o diferencial de risco de crédito com relação a uma curva original livre de risco. Este modelo, que os autores chamaram de Modelo Dinâmico de Legendre (MDL)⁸, desenvolve a estrutura a termo através de uma combinação linear de variáveis de estado diretamente relacionadas aos polinômios de Legendre, combinadas com as variáveis da própria curva original livre de risco. Os autores aplicaram o modelo apresentado para estimar conjuntamente a estrutura a termo do mercado de *Brady Bonds* e *Global Bonds* brasileiros. As estruturas a termo foram estimadas para o período entre 13/10/1999 e 11/10/2000. Três polinômios de Legendre foram utilizados para gerar todos os possíveis movimentos das estruturas a termo, desta forma gerando um modelo de três fatores: o polinômio de Legendre de grau zero (translação), o polinômio de Legendre de grau um (rotação) e o polinômio de Legendre de grau dois (torção). De acordo com os autores, o coeficiente de Legendre de translação captura o nível de risco sobre a curva livre de risco percebido pelos investidores ao longo do tempo; o coeficiente de rotação é útil para medir o prêmio de risco na estrutura a termo; e o coeficiente de torção mede o grau de curvatura da estrutura a termo. Os autores concluíram que o movimento mais importante para a estrutura a termo de *Globals* é relacionado ao fator de translação, que explicou 54,7% da variabilidade da curva. Movimentos de rotação capturaram 32,3% da variabilidade, enquanto movimentos de torção foram responsáveis pelos 13% restantes. Já com relação ao mercado de *Brady Bonds*, translações capturaram 61% dos movimentos, rotações representaram 8% e

⁷ Contrato futuro da BM&F que tem como objeto de negociação a acumulação das taxas diárias de DI no período compreendido entre a data de negociação e o vencimento do contrato.

⁸ Maiores informações sobre o MDL podem ser obtidas em ALMEIDA et al. (2003).

torções, 31%. Segundo os autores, este foi um resultado surpreendente quando comparado a estudos empíricos realizados com dados de mercados desenvolvidos. Estes estudos normalmente identificam os movimentos de translação como responsáveis por algo entre 80% e 90% dos movimentos da estrutura a termo, também indicando movimentos de torção como de menor importância.

Em outro artigo, Almeida (2005) contrastou a análise de componentes principais com modelos dinâmicos da estrutura a termo. Segundo o autor, nenhuma restrição dinâmica é imposta para regular arbitragens ao se estimar as séries de tempo dos componentes principais, o que pode ser considerado um relaxamento com relação ao que é feito nos modelos dinâmicos de estrutura a termo. Neste artigo, o autor demonstrou que "os componentes principais significantes da estrutura a termo podem ser bem aproximados por uma transformação linear dos fatores dinâmicos obtidos nos modelos de afinidade⁹", modelos cujo processo da taxa de curto prazo é uma função de afinidade do vetor de estado, e a dinâmica neutra em relação ao risco (dinâmica Q) do vetor de estado também apresenta o seu *drift* e sua matriz de covariância escritos como funções de afinidades do vetor de estado. O autor apresentou um exemplo empírico no qual estima um modelo Gaussiano de três fatores para a estrutura a termo dos Estados Unidos e implementou a aproximação proposta. A amostra utilizada consistiu de 312 observações mensais das taxas dos títulos norte-americanos *zero-coupon* para vencimentos em 2, 3, 5, 7 e 10 anos, conjuntamente com a taxa LIBOR de 6 meses, cobrindo o período entre 1970 e 1995. De acordo com o autor, "escrever os componentes principais como uma aproximação linear do vetor de estado funciona bem para os 30 anos de dados da *zero-curve* norte-americana". O autor destacou que "olhando os gráficos e também os resultados numéricos podemos observar que os componentes principais e os fatores dinâmicos são muito relacionados entre si".

Santos (2005) utilizou uma amostra composta de dados de DI futuro (de 02/01/2002 a 17/12/2004, totalizando 740 observações com 9 vértices) e de *swaps* PrexDI (de 02/01/2002 a 17/12/2004, totalizando 740 observações com 12 vértices). Os resultados obtidos para a amostra de DI futuro evidenciaram que, em geral, a

⁹ Maiores informações sobre modelos de afinidade podem ser obtidas em ALMEIDA (2005).

correlação entre as variáveis é alta. Segundo o autor, “quando as variáveis originais estão bastante correlacionadas, a maior parte de sua variabilidade pode ser explicada por poucos componentes”. Para o estabelecimento do número de componentes principais, o autor determinou que os fatores teriam que fornecer um patamar mínimo de 95% de poder explicativo. Segundo o autor, a observação dos resultados permitiu concluir que um modelo de três fatores é “suficiente para a obtenção de uma boa interpretação da curva de juros, satisfazendo o patamar mínimo mencionado anteriormente”. Posteriormente, o autor comparou a Metodologia Analítica de cálculo de VaR com outra metodologia que consiste na aplicação conjunta da Simulação de Monte Carlo com a análise de componentes principais. Segundo o autor, “os resultados não foram conclusivos no sentido de apontar a supremacia de nenhuma das metodologias”.

Nos quadros a seguir estão resumidos alguns dos estudos relacionados com a aplicação da análise de componentes principais (ACP) e da análise fatorial à estrutura temporal de taxas de juros, tanto em mercados estrangeiros (quadro 2) como no mercado brasileiro (quadro 3).

| Autores | Ano publicação | Metodologia | Amostra | Resultados obtidos |
|---|---------------------|--|---|--|
| Alexander, C. | 2001 | • 1ª diferença | Dados mensais de taxas zero-coupon semi-anualizadas dos Estados Unidos para o período entre 1944 e 1992. | % <i>Varição explicada</i> |
| | | | | <ul style="list-style-type: none"> • 1º componente: 78,6% • 2º componente: 11,7% • 3º componente: 3,5% |
| Alexander, C. | 2001 | • 1ª diferença de duas curvas diferentes | Dados diários entre 01/01/ 1992 e 24/03/1995 para 10 vencimentos da curva de juros norte-americana e 11 vencimentos da curva de juros inglesa. | % <i>Varição explicada</i> |
| | | | | <ul style="list-style-type: none"> • 1º componente: 71,3% • 2º componente: 24,7% • 3º componente: 3% |
| Almeida, C. | 2005 | • Taxas em nível | 312 observações mensais das taxas dos títulos norte-americanos zero-coupon para vencimentos em 2, 3, 5, 7 e 10 anos, conjuntamente com a taxa LIBOR de 6 meses, cobrindo o período entre 1970 e 1995 | % <i>Varição explicada</i> |
| | | | | <ul style="list-style-type: none"> • 3 componentes: 99,99% • 1º componente: 96,4% • 2º componente: 3,4% • 3º componente: 0,2% |
| Almeida, C. | 2005 | <ul style="list-style-type: none"> • Taxas em nível • Aproximação dos componentes principais pela transformação linear dos fatores dinâmicos | 312 observações mensais das taxas dos títulos norte-americanos <i>zero-coupon</i> para vencimentos em 2, 3, 5, 7 e 10 anos, conjuntamente com a taxa LIBOR de 6 meses, cobrindo o período entre 1970 e 1995 | <ul style="list-style-type: none"> • 1º fator: correlação de 0,9999 com 1º componente • 2º fator: correlação de 0,9998 com 2º componente • 3º fator: correlação de 0,9056 com 3º componente |
| | | | | |
| Barber, J.; Cooper, M. | 1996 | • 1ª diferença de taxas | Dados mensais entre ago/1985 e fev/1991 de taxas de juros para até 39 vencimentos, em uma faixa de 1 a 20 anos. | % <i>Varição explicada</i> |
| | | | | <ul style="list-style-type: none"> • 1º componente: 81% • 2º componente: 12% • 3º componente: 4% • 4º componente: 1% |
| Litterman, R.; Scheinkman, J. | 1991 | <ul style="list-style-type: none"> • Modelo de 3 fatores • Retorno em excesso | Preços semanais de <i>Zero-Bonds</i> e <i>Coupon-Bonds</i> de 22/02/1984 a 17/08/1988. | % <i>Varição explicada</i> |
| | | | | <table border="1"> <thead> <tr> <th>Zero-Bonds</th> <th>Coupon-Bonds</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>3 comp: 98,4%</td> <td>3 comp: 97%</td> </tr> </tbody> </table> |
| Zero-Bonds | Coupon-Bonds | | | |
| 3 comp: 98,4% | 3 comp: 97% | | | |
| Litterman, R.; Scheinkman, J.; Knez, P. | 1994 | <ul style="list-style-type: none"> • Modelos de 3 e 4 fatores • Exclusão da T-Bill de 1 mês | Dados entre jan/1985 e ago/1988 de 38 instrumentos que representam 5 diferentes setores. (retornos semanais). | % <i>Varição explicada</i> |
| | | | | <table border="1"> <thead> <tr> <th>Modelo de 3 fatores</th> <th>Modelo de 4 fatores</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>3 comp: 86%</td> <td>4 comp: 90%</td> </tr> </tbody> </table> |
| Modelo de 3 fatores | Modelo de 4 fatores | | | |
| 3 comp: 86% | 4 comp: 90% | | | |

Quadro2. Estudos sobre ACP e Análise Fatorial em mercados estrangeiros

| Autores | Ano publicação | Metodologia | Amostra | Resultados obtidos | | |
|--|----------------|---|---|---|-------------|--------------|
| | | | | Fator | Brady Bonds | Global Bonds |
| Almeida, C.; Duarte, A.; Fernandes, C. | 2003 | <ul style="list-style-type: none"> Modelo Dinâmico de Legendre | Estrutura a termo do mercado de <i>Brady Bonds</i> e <i>Global Bonds</i> brasileiros para o período entre 13/10/1999 e 11/10/2000 | <ul style="list-style-type: none"> 1º 2º 3º | 54,7% | 61% |
| Barcinski, A. | 2002 | <ul style="list-style-type: none"> Diferença entre os juros anuais de 'abertura' e de 'fechamento' para diversos prazos de vencimento Interpolação linear | Varição das taxas de juros diárias de nove maturidades distintas: 5, 10, 20, 40, 60, 80, 100, 120 e 140 dias úteis, utilizando dados de jan/1999 até meados de jan/2000 do mercado de DI. | <ul style="list-style-type: none"> 1º comp: significativa para todas as maturidades, com poder explanatório maior para maturidades mais longas 2º comp: não significativa para maturidades mais longas 3º comp: não significativa para maturidades de 40, 100 e 120 dias úteis | | |
| Lion, O. B. | 2002 | <ul style="list-style-type: none"> Modelo de 3 fatores | Taxas implícitas em contratos de DI futuro (três vencimentos mais próximos de cada data) e taxas prefixadas implícitas em Swaps com prazos de 6, 12, 24 e 36 meses (período entre 16/06/1997 a 28/05/2001) | % Variação explicada | | |
| | | | | <ul style="list-style-type: none"> 1º componente: 93,5% 2º componente: 4,9% 3º componente: 1,1% | | |
| Oliveira, A. | 2003 | <ul style="list-style-type: none"> Extensão das taxas <i>forward</i> para até 2 anos Variações diárias das taxas | Taxas de referência da Bolsa de Mercadorias e Futuros para o período que compreende 01/07/1999 a 30/12/2002 (DI). Taxas para 21, 42, 63 e 121 dias úteis. | % Variação explicada | | |
| | | | | <ul style="list-style-type: none"> 1º componente: 64,22% 3 componentes: 92,65% | | |
| Santos, F. | 2005 | <ul style="list-style-type: none"> 1ª diferença | Dados de DI futuro e Swap PrexDI (de 02/01/2002 a 17/12/2004, totalizando 740 observações com 9 vértices) | % Variação explicada | | |
| | | | | Comps. | DI futuro | Swap PrexDI |
| | | | | <ul style="list-style-type: none"> 1 2 3 | 84,9 | 71,6 |
| | | | | | 94,2 | 87,4 |
| | | | | | 97,5 | 95,2 |
| Silveira, B.; Bessada, O. | 2003 | <ul style="list-style-type: none"> Leva em consideração a estrutura funcional dos dados sendo analisados <i>Splines</i> interpolantes <i>Spreads</i> | 3 primeiros vencimentos de DI futuro e taxas de <i>swap</i> para 6, 12, 24 e 36 meses para o período 16/07/1999 a 28/05/2001 | <ul style="list-style-type: none"> as três componentes principais acima não diferem, relativamente à sua interpretação, daquelas obtidas segundo técnicas mais tradicionais de análise multivariada em contextos similares | | |
| Varga, G.; Valli, M. | 2002 | <ul style="list-style-type: none"> Varição da taxa | Taxas prefixadas implícitas em swaps PrexDI BM&F, com prazo de até 1 ano, abrangendo o período entre 02/01/1995 a 06/07/1999 (para cada dia, os autores construíram uma ET com 12 taxas com intervalos de aproximadamente um mês) | <ul style="list-style-type: none"> 3 fatores explicam 94,3% dos movimentos da estrutura a termo de taxa de juros no Brasil | | |

Quadro3. Estudos sobre ACP e Análise Fatorial no mercado brasileiro

3 METODOLOGIA

3.1 Amostra

O estudo inicialmente se subdividiu entre a análise das curvas a termo e à vista de cupom cambial.

A curva a termo¹⁰ objeto de estudo foi aquela cuja data do termo é igual ao primeiro vencimento disponível do contrato de DDI (cupom cambial da BM&F), ou seja, cujas taxas estão implícitas nas cotações do contrato de FRA (*Forward Rate Agreement*) de cupom cambial da BM&F, como observado na seção 2.2. Desta forma, para a sua análise foi utilizada uma série de cotações de ajuste do contrato de FRA de cupom cambial da BM&F, calculadas e disponibilizadas pela mesma. A amostra constou de dados entre 02/01/2002 e 29/12/2005 para todos os contratos disponíveis em cada data, sendo excluídos aqueles contratos cujo volume de negociação fosse inferior a dois negócios na data.

Para cálculo da curva à vista de cupom cambial limpo foram utilizados, além dos dados do contrato de FRA anteriormente mencionados, também dados entre 02/01/2002 e 29/12/2005, dos valores de ajuste do contrato de DDI (cupom cambial da BM&F) para o primeiro vencimento disponível do contrato, do dólar à vista de fechamento das datas (disponíveis no terminal da *Bloomberg* através do código BRL CRNCY) e dos valores de cotação de venda da Ptax800, disponíveis no *site* do Banco Central. Com base nestes dados foi possível calcular a taxa à vista de cupom cambial (limpo) para cada um dos vencimentos através da seguinte relação, para cada data de pregão d :

¹⁰ A nomenclatura “curva a termo” será utilizada, a partir deste ponto do texto, como simplificação para “curva a termo cuja data do termo é igual à data do primeiro vencimento de DDI disponível”.

$$CL_{d,t} = \left(\left(1 + \left(\frac{FRA_{d,t}}{36000} \right) \times n_1 \right) \times \left(1 + \left(\frac{1^\circ DDI_d}{36000} \right) \times n_2 \right) \times \left(\frac{Dólar Spot_d}{Ptax800_{d-1}} \right) - 1 \right) \times 36000 \quad (22)$$

onde:

- $CL_{d,t}$ = taxa à vista de cupom cambial (limpo) na data d para o vencimento t ;
- $FRA_{d,t}$ = FRA de cupom cambial na data d para o vencimento t ;
- $1^\circ DDI_d$ = cotação em taxa do primeiro vencimento de DDI para a data d ;
- $Dólar Spot_d$ = cotação de fechamento do dólar à vista na data d ;
- $Ptax800_{d-1}$ = cotação de venda da Ptax800 no dia útil imediatamente anterior à data d ;
- n_1 = número de dias corridos entre o vencimento de DDI mais próximo da data d e a data t ;
- n_2 = número de dias corridos entre a data d e o vencimento de DDI mais próximo da data d .

A escolha em se trabalhar com a curva de cupom cambial limpo em detrimento da curva de cupom cambial sujo deu-se em consequência da primeira representar a expectativa de cupom cambial efetiva entre a data-base e o vencimento do contrato, enquanto a segunda é influenciada também pelo diferencial entre a média das cotações do dólar à vista da data anterior (Ptax800) e a cotação do dólar à vista de fechamento da data atual, como visto em seção anterior.

As taxas de ambas as curvas, originalmente expressas em base linear e anualizadas por 360 dias corridos, foram transformadas para a base exponencial e anualizadas por 252 dias úteis. A escolha pela transformação em base exponencial por 252 dias úteis foi necessária em decorrência do posterior cálculo das diferenças das taxas diárias. A diferença de taxas em base 360 sofreria uma distorção decorrente dos finais de semana e feriados, o que já não acontece com a diferença de taxas em base 252.

A escolha dos vértices a serem analisados se deu com base na liquidez dos dados disponíveis de FRA (*Forward Rate Agreement*) de cupom cambial. De acordo com a tabela a seguir (com valores calculados a partir dos dados dos contratos de FRA de cupom cambial entre 02/01/2002 e 29/12/2005), para os contratos com mais de um negócio na data, 96% dos negócios se concentram em um prazo de até 756 dias úteis.

Tabela 1. Total de negócios efetuados com contratos de FRA de cupom cambial por prazo de vencimento no período entre 02/01/2002 e 29/12/2005.

| Prazo | Total | % dos negócios | % acumulado dos negócios |
|--------------|-------------------|----------------|--------------------------|
| 18-252 | 271.731,00 | 76,61% | 76,61% |
| 253-504 | 50.800,00 | 14,32% | 90,93% |
| 505-756 | 19.261,00 | 5,43% | 96,36% |
| 757-1008 | 7.614,00 | 2,15% | 98,51% |
| 1009-1260 | 3.884,00 | 1,10% | 99,61% |
| 1261-1512 | 1.104,00 | 0,31% | 99,92% |
| 1513-1764 | 153,00 | 0,04% | 99,96% |
| 1765-2016 | 142,00 | 0,04% | 100,00% |
| Total | 354.689,00 | 100,00% | |

Desta forma, foram escolhidos para a análise os vértices equidistantes em 21 dias úteis entre 21 e 756 dias úteis.

3.2 Interpolação por *cubic spline*

Como as séries divulgadas pela BM&F são fixas na data de vencimento e variáveis no prazo, foi necessária a interpolação dos dados para os vértices escolhidos para a análise. A metodologia de interpolação escolhida foi a interpolação por *cubic spline* natural, aplicada através de código extraído do artigo de Varga (2000). Esta é a metodologia de interpolação atualmente utilizada pela ANDIMA¹¹ para a divulgação de taxas médias de títulos públicos para “vencimentos em que houver falta de informações ou, ainda, que a dispersão leve a uma falta de consenso em torno de uma média” (ANDIMA, 2006).

De acordo com Lion (2002), o *spline* é um “conjunto de polinômios de baixo grau, conectados em certos pontos chamados de nós (*knots*), de modo que formem uma função contínua em um intervalo”. Segundo o autor, são impostos limites sobre os nós para que o problema tenha solução; tais soluções buscam também garantir a suavidade da estimativa total.

Varga (2000) sugere a demonstração de Cheney e Kincaid (1996) para a aplicação da interpolação por *cubic spline*. Dado um conjunto de pontos $x_i, i = 1, \dots, N$ e uma

função $y_i = y(x_i)$, focando em um intervalo particular x_j e x_{j+1} , uma interpolação linear para o ponto x pode ser obtida por:

$$y = Ay_j + By_{j+1} \quad (23)$$

sendo:

$$A = \frac{x_{j+1} - x}{x_j - x_{j+1}} \quad (24)$$

e

$$B = 1 - A = \frac{x - x_j}{x_{j+1} - x_j} \quad (25)$$

onde:

$$h_j = x_{j+1} - x_j \quad (26)$$

De acordo com Varga (2000), “o objetivo da interpolação por *cubic spline* é o de se obterem fórmulas que tornem contínuas a primeira e a segunda derivadas ao longo de todo o domínio da função y ”. Para isto, o autor adiciona à equação (23) um polinômio cúbico cuja segunda derivada varia linearmente entre um valor y''_j , à esquerda, e y''_{j+1} , à direita, de tal forma que a segunda derivada seja contínua em todo o domínio da função. Assim, obtém:

$$y = Ay_j + By_{j+1} + Cy'_j + Dy''_j \quad (27)$$

onde:

¹¹ ANDIMA: Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro

$$C = \frac{1}{6}(A^3 - A)h^2_j \quad (28)$$

e

$$D = \frac{1}{6}(B^3 - B)h^2_j \quad (29)$$

Segundo Varga (2000), os valores de y''_t podem ser obtidos impondo-se continuidade à primeira derivada da equação (27). Desta maneira são obtidas $N - 2$ equações lineares, com N desconhecidos y'' :

$$\frac{h_{j-1}}{6} y''_{j-1} + \frac{h_j + h_{j-1}}{3} y''_j + \frac{h_j}{6} y''_{j+1} = \frac{y_{j+1} - y_j}{h_j} - \frac{y_j - y_{j-1}}{h_{j-1}} \quad (30)$$

O *cubic spline* natural – que tem segunda derivada em ambos os limites - é obtido fazendo-se y''_1 e y''_N iguais a zero.

Monteiro e Salles (2001) investigaram e compararam diferentes possibilidades de modelagem para a interpolação da curva de juros brasileira a partir dos contratos futuros de juros e *swaps*. Segundo os autores, a curva de juros brasileira apresenta duas características que a distinguem da norte-americana: as negociações são baseadas em contratos que não pagam cupom (taxas *zero-coupon*) e há um pequeno número de contratos com liquidez aceitável. Desta forma, os autores afirmam que “o conjunto dos modelos adequados à realidade brasileira reduz-se aos *cubic splines*” (MONTEIRO & SALLES, 2001). Após confrontar três variações do *cubic spline* (completo, natural e *knot-a-knot*) com os métodos de *pro rata*¹² do fator diário e de interpolação linear parte-a-parte do preço unitário (PU) de DI futuro, os autores concluíram que:

¹² Maiores informações sobre as três variações do spline cúbico e sobre os métodos *pro rata* podem ser obtidas em MONTEIRO & SALLES (2001)

- “os métodos *pro rata* e PU linear geram curvas a termo que apresentam descontinuidades, o que pode causar viés nas taxas interpoladas. Já os *splines* geram, por construção, curvas a termo contínuas”;
- o método de *cubic spline* natural apresenta superioridade com relação ao método *pro rata* pelo fato do último tender a superestimar as taxas interpoladas em dias de curva de juros típica.

3.3 Análise de Componentes Principais

Alexander (2001) aponta que os dados utilizados para a análise de componentes principais devem ser estacionários. A autora observa que preços e taxas são geralmente não estacionários e devem ser transformados, comumente em retornos, antes da aplicação da análise de componentes principais. Além disso, Lardic, Priaulet & Priaulet (2001) apontam que “no contexto da imunização de carteiras de renda fixa nosso objetivo é explicar as mudanças nos preços dos ativos que claramente dependem das mudanças de taxas”. Sendo assim, os autores defendem as mudanças nas taxas de juros como as variáveis originais a serem explicadas através da análise de componentes principais. Desta forma, para o presente estudo, foram utilizadas como variáveis originais as diferenças lineares entre os dados diários das taxas já interpoladas para os vértices escolhidos.

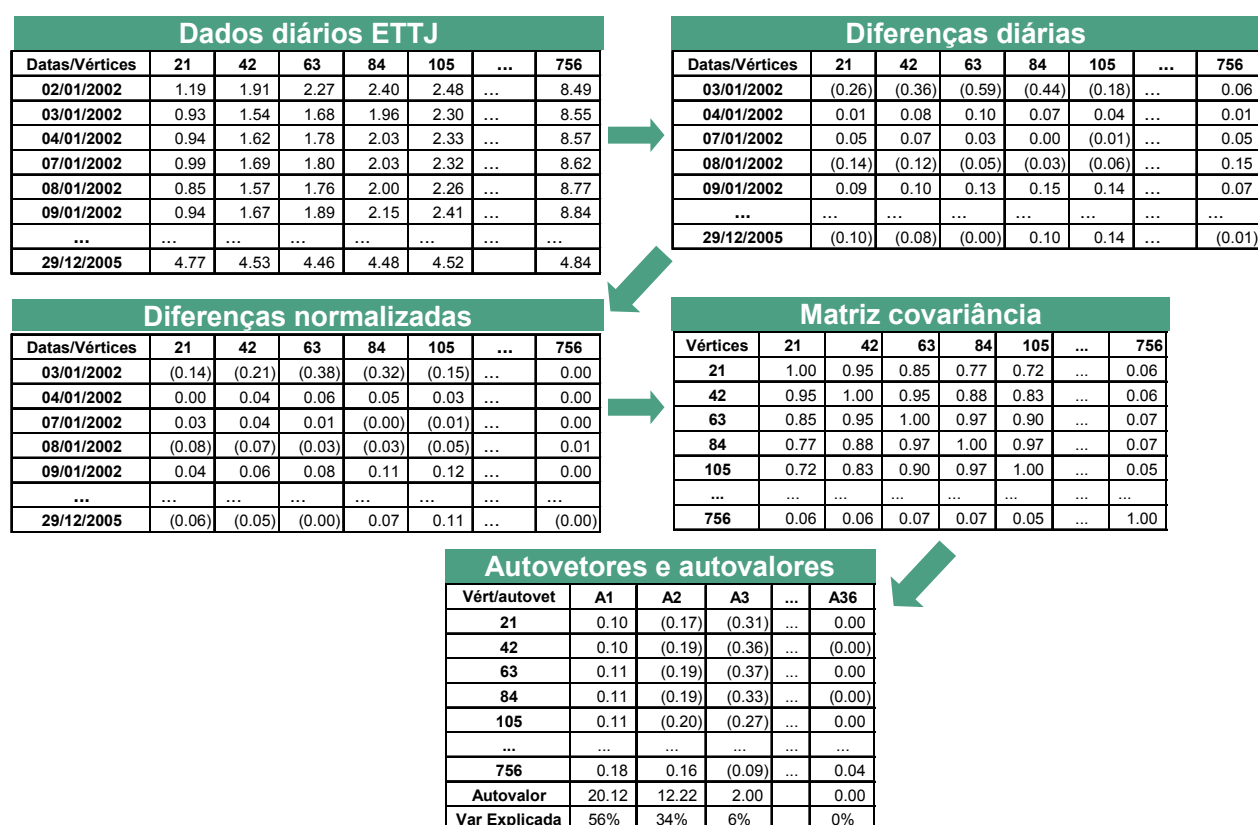
Após o cálculo das diferenças foi realizada, então, a normalização das variáveis e o cálculo da matriz de covariância dos dados normalizados. Segundo Alexander (2001) as diferenças das taxas também precisam ser normalizadas antes da análise, “ou então o primeiro componente principal será dominado pela variável utilizada com a maior volatilidade” (ALEXANDER, 2001).

A partir da matriz de covariância dos dados normalizados foi possível, então, proceder à análise de componentes principais. A análise foi feita para os prazos de 1, 2 e 3 anos (vértices até 252, 504 e 756 dias, respectivamente, com base nos critérios de liquidez já apresentados). A estimação dos autovetores e dos

autovalores da matriz de covariância foi efetuada com base em código disponível em Alexander (2001)¹³. Com base nos autovetores e autovalores foram calculadas, também, as variâncias explicadas por cada um dos componentes principais para cada um dos vértices.

É importante ressaltar que todo o procedimento anteriormente descrito foi realizado tanto para os dados da curva a termo quanto para os dados da curva à vista de cupom cambial limpo, separadamente, para posterior comparação entre os resultados.

Segue abaixo, como exemplo, o esquema da aplicação da metodologia de análise de componentes principais anteriormente descrita à curva a termo para o prazo de 3 anos:



Esquema 1. Aplicação da metodologia de análise de componentes principais à curva a termo para o prazo de três anos.

¹³ Os primeiros resultados obtidos através do código foram inicialmente checados contra resultados obtidos com otimização realizada através do suplemento Solver do Excel, de forma a garantir a qualidade dos resultados.

3.4 Imunização através da Análise de Componentes Principais

Para que se pudesse analisar a efetividade da imunização através da análise de componentes principais foram escolhidos, inicialmente, uma carteira a ser imunizada, um período a ser analisado e os vencimentos dos contratos de FRA de cupom cambial a serem utilizados para a imunização.

O período de análise escolhido iniciou-se em 02/01/2006, com término em 31/01/2006, o que constitui o primeiro mês seguinte ao fim do período da amostra utilizado para a análise de componentes principais anteriormente descrita.

A carteira foi composta de 12 *swaps*¹⁴ DólarXCDI com data inicial 02/01/2006 e vencimentos entre 2 e 13 meses a partir desta data. Os vencimentos foram escolhidos de forma a se poder analisar a eficiência da imunização da estrutura temporal cujos movimentos foram melhor explicados pela análise de componentes principais anteriormente realizada (curva a termo de cupom cambial para o prazo de 1 ano).

O valor inicial em dólares de cada *swap* foi determinado de maneira arbitrária, e as taxas de cada um dos *swaps* foram determinadas com base nas taxas de mercado (extraídas a partir das taxas de DDI e de FRA de cupom cambial da BM&F) do dia 02/01/2006. Para os *swaps* cujos vencimentos não constavam da BM&F foi realizada a interpolação por *cubic spline* das taxas de FRA de cupom cambial convertidas para base exponencial 252, seguindo procedimento já explicado anteriormente. As taxas a termo foram convertidas para taxas à vista e “suvas” (uma vez que as as taxas de DDI baseiam-se na cotação de venda da Ptax800 do dia anterior, como explicado no item 2.2), de acordo com a seguinte relação:

$$CS_{d,t} = \left(1 + \left(\frac{FRA_{d,t}}{36000} \right) \times n_1 \right) \times \left(1 + \left(\frac{1^\circ DDI_d}{36000} \right) \times n_2 \right) \quad (31)$$

¹⁴ Derivativo financeiro que tem por finalidade promover a troca (simultaneamente) de ativos financeiros entre os agentes econômicos envolvidos.

onde:

- $CS_{d,t}$ = taxa à vista de cupom cambial (suja) na data d para o vencimento t ;
- $FRA_{d,t}$ = FRA de cupom cambial na data d para o vencimento t ;
- $1^{\circ}DDI_d$ = cotação em taxa do primeiro vencimento de DDI para a data d ;
- n_1 = número de dias corridos entre o vencimento de DDI mais próximo da data d e a data t ;
- n_2 = número de dias corridos entre a data d e o vencimento de DDI mais próximo da data d .

As taxas “suja” não foram convertidas para taxas limpas porque os *swaps* DólarXCDI são regularmente cotados no mercado em taxas “suja”. Desta forma, os valores iniciais em Dólares (referência para a valorização da ponta Dólar do *swap*) foram convertidos para valores iniciais em Reais (referência para a valorização da ponta CDI do *swap*) pela cotação de venda da Ptax800 do dia útil anterior à data de início dos *swaps*.

Tabela 2. Carteira original de *swaps* (objeto da imunização).

| Data inicial | Vencimento | Valor Inicial (USD) | Taxa (360) | Valor Inicial (BRL) |
|--------------|------------|---------------------|------------|---------------------|
| 02/01/2006 | 01/03/2006 | 232.521,22 | 6,319% | (544.262,42) |
| 02/01/2006 | 03/04/2006 | (975.361,48) | 5,651% | 2.283.028,61 |
| 02/01/2006 | 02/05/2006 | 755.037,51 | 5,334% | (1.767.316,29) |
| 02/01/2006 | 01/06/2006 | 1.440.942,37 | 5,264% | (3.372.813,81) |
| 02/01/2006 | 03/07/2006 | (1.599.417,59) | 5,048% | 3.743.756,75 |
| 02/01/2006 | 01/08/2006 | 561.407,45 | 4,967% | (1.314.086,42) |
| 02/01/2006 | 01/09/2006 | 1.111.354,61 | 4,940% | (2.601.347,74) |
| 02/01/2006 | 02/10/2006 | 430.277,19 | 4,870% | (1.007.149,83) |
| 02/01/2006 | 01/11/2006 | 626.574,69 | 4,869% | (1.466.623,37) |
| 02/01/2006 | 01/12/2006 | 993.636,60 | 4,857% | (2.325.805,19) |
| 02/01/2006 | 02/01/2007 | 1.468.363,21 | 4,818% | (3.436.997,77) |
| 02/01/2006 | 01/02/2007 | 934.865,66 | 4,833% | (2.188.240,05) |

Os vencimentos dos contratos de FRA a serem utilizados para a imunização escolhidos foram 03/04/2006, 03/07/2006 e 02/10/2006. A escolha dos vencimentos foi baseada na quantidade de componentes principais utilizados na análise (3 componentes principais) e na equidistância entre os vencimentos dos contratos. Foram escolhidos apenas os três primeiros componentes principais para a análise porque, como visto no presente trabalho e em estudos realizados anteriormente, os três primeiros componentes principais são responsáveis pela maior parte do poder explicativo da análise de componentes principais aplicada às expectativas de taxas de juros; poder explicativo este que decai fortemente (marginalmente) a partir da inclusão dos demais componentes principais.

3.4.1 Deslocamento nas taxas originais decorrente de choque nos componentes principais

O estudo da imunização através da análise de componentes principais foi realizado apenas com base na curva a termo de cupom cambial (cuja data do termo é igual ao vencimento do contrato de DDI mais próximo, como apresentado na seção 3.1) em decorrência da superioridade do poder explicativo da análise de componentes principais desta curva com relação à curva à vista, a ser apresentada posteriormente.

Inicialmente, foram calculadas as variações nas taxas normalizadas para o choque de um desvio padrão em cada componente principal. Este cálculo foi baseado em artigo de Varga (2002) sobre movimentos da estrutura a termo da taxa de juros brasileira, no qual o autor aponta que a j -ésima ($1 \leq j \leq N$) coluna da matriz D , resultante da multiplicação da matriz de autovetores pela raiz quadrada de seus respectivos autovalores, representa a variação nas taxas normalizadas para o choque de um desvio-padrão no j -ésimo componente principal:

$$D = A \times \Lambda^{1/2} \quad (32)$$

onde:

- D = matriz de variação nas taxas normalizadas para o choque de um desvio-padrão nos componentes principais;
- A = matriz de autovetores;
- Λ = matriz diagonal dos autovalores.

Após calculadas, as variações nas taxas normalizadas para o choque de um desvio-padrão nos componentes principais foram transformadas em variações nas taxas originais não normalizadas, encontrando-se, assim, os vetores de impactos nas taxas originais decorrentes do choque em cada um dos componentes principais, para cada um dos vértices de estudo.

Os valores de impacto nas taxas originais para cada um dos componentes principais foram, então, aplicados aos valores diários das taxas de FRA de cupom cambial da

BM&F para o período entre 02/01/2006 e 31/01/2006, já transformadas para base exponencial por 252 dias úteis e interpoladas para os vértices de estudo. Desta forma, foram obtidos os valores diários das taxas para os vértices de estudo, deslocadas por cada um dos componentes principais.

3.4.2 Impacto no valor de mercado da carteira e dos instrumentos de imunização decorrente do choque nos componentes principais

A carteira de *swaps* foi marcada a mercado para cada um dos dias pelas taxas originais e pelas taxas deslocadas por cada um dos componentes principais. As taxas deslocadas para as datas de vencimento dos *swaps* foram encontradas através da interpolação por *cubic spline* das taxas deslocadas para os vértices do estudo. Desta forma, foi possível calcular o impacto diário no valor de mercado dos *swaps* do deslocamento da curva original por cada um dos componentes principais. O mesmo procedimento foi adotado para os valores de um contrato de FRA de cupom cambial para cada um dos vencimentos escolhidos a serem utilizados na imunização.

3.4.3 Escolha da composição da carteira de imunização

A quantidade de cada futuro a ser utilizada na imunização da carteira de *swaps* foi estabelecida, para cada dia, de modo que o efeito dos choques dos componentes principais no valor de mercado da carteira fosse igual ao efeito do choque dos componentes principais no valor de mercado da carteira de futuros, através de resolução da seguinte equação matricial:

$$\begin{bmatrix} \Delta VMF_{04/06, CP1} & \Delta VMF_{07/06, CP1} & \Delta VMF_{10/06, CP1} \\ \Delta VMF_{04/06, CP2} & \Delta VMF_{07/06, CP2} & \Delta VMF_{10/06, CP2} \\ \Delta VMF_{04/06, CP3} & \Delta VMF_{07/06, CP3} & \Delta VMF_{10/06, CP3} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} QF_{04/06} \\ QF_{07/06} \\ QF_{10/06} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Delta VM C_{CP1} \\ \Delta VM C_{CP2} \\ \Delta VM C_{CP3} \end{bmatrix} \quad (33)$$

onde:

- $\Delta VMF_{Vx,CPy}$ = Variação no valor de mercado de um contrato de futuro de FRA de cupom cambial com vencimento “x” decorrente do choque de um desvio-padrão no “y-ésimo” componente principal;
- QF_{Vx} = Quantidade de contratos de futuro de FRA de cupom cambial com vencimento “x” que iguala o efeito no valor de mercado da carteira de *swaps* decorrente do choque nos três primeiros componentes principais ao efeito no valor de mercado da carteira de futuros decorrente do mesmo choque;
- ΔVM_{CPy} = Variação no valor de mercado da carteira de *swaps* decorrente do choque de um desvio-padrão no “y-ésimo” componente principal.

As quantidades de contratos futuros encontradas foram arredondadas para números inteiros. A opção pelo arredondamento – ainda que possa afetar a efetividade da imunização – foi feita em decorrência de não ser possível se operar na BM&F quantidades fracionárias de contratos futuros. Desta forma, o cálculo da efetividade da imunização com base em quantidades fracionárias de contratos futuros não seria realista.

Uma vez encontrada a composição da carteira de futuros para cada dia foram calculados, então, os resultados diários da carteira de *swaps* e os resultados diários da carteira futuros para que se pudesse, desta forma, calcular a efetividade da imunização realizada.

O cálculo dos resultados diários foi feito levando-se em consideração todos os elementos do resultado do produto *swap* DólarxCDI (cálculo do resultado da ponta Dólar através das taxas de sujas de cupom cambial e cálculo da ponta CDI a partir dos valores diários de correção pela taxa CDI *overnight*) e todos os elementos do resultado do contrato futuro de FRA da BM&F (quebra do contrato de FRA em contratos de DDI, cálculo dos preços de ajuste de abertura e fechamento segundo critérios da BM&F e remuneração do ajuste diário pela taxa CDI *overnight*).

A partir dos resultados obtidos para a carteira de *swaps* e para carteira de contratos futuros de FRA de cupom cambial foi possível, então, calcular a efetividade da imunização, de acordo com a fórmula a seguir:

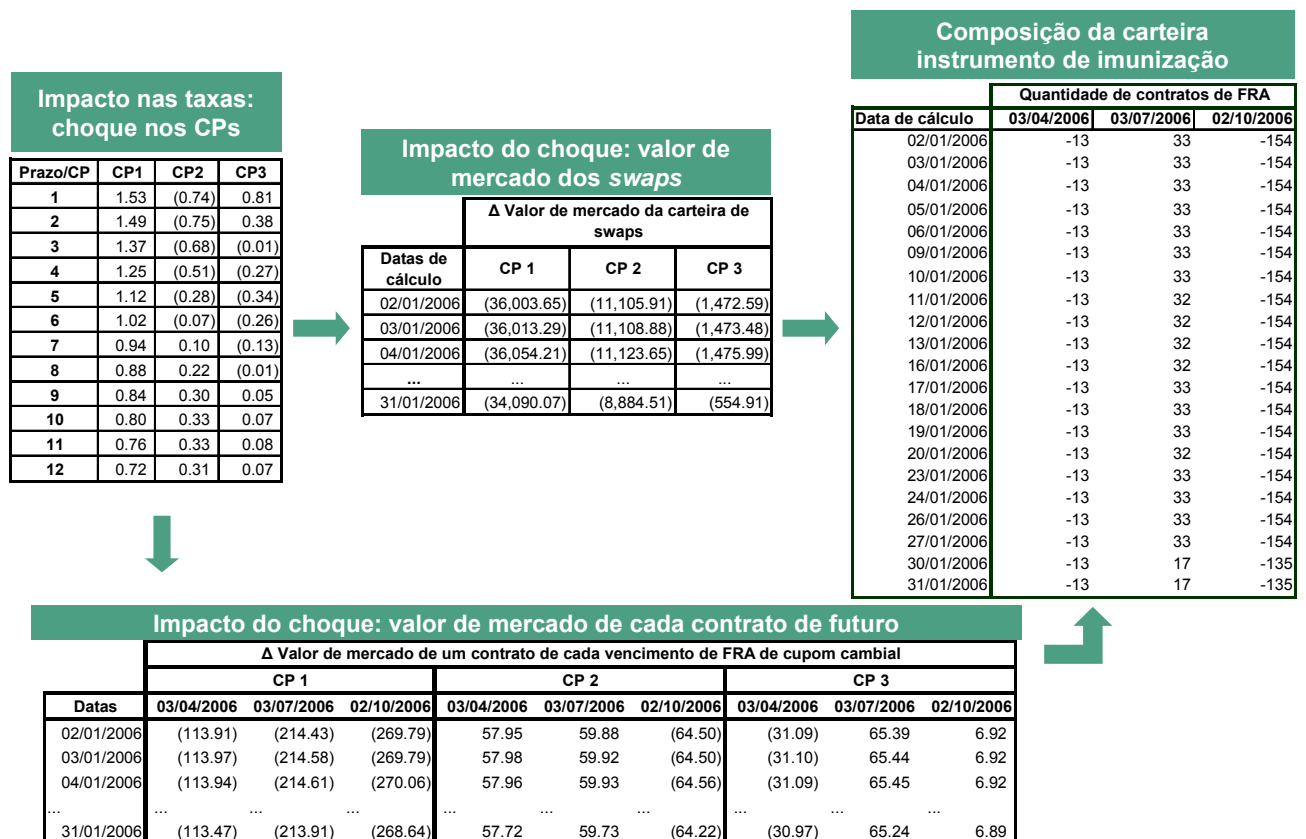
$$Efetividade = \frac{ABS(Res. carteira FRA)}{ABS(Res. carteira swaps)} \quad (34)$$

onde:

- $ABS(Res. carteira FRA)$ = Resultado (diário ou diário acumulado) da carteira de contratos futuros de FRA de cupom cambial, em termos absolutos;
- $ABS(Res. carteira swaps)$ = Resultado (diário ou diário acumulado) da carteira de swaps, em termos absolutos.

A efetividade também foi analisada através da regressão entre os resultados diários da carteira de contratos futuros de FRA de cupom cambial e os diários resultados da carteira de swaps.

Segue abaixo, como exemplo, o esquema dos procedimentos da metodologia de imunização através da análise de componentes principais.



Esquema 2. Procedimentos da metodologia de imunização através da análise de componentes principais.

4 RESULTADOS

4.1 Aplicação da Análise de Componentes Principais às curvas de cupom cambial

Nesta seção são apresentados os resultados obtidos a partir da aplicação da análise de componentes principais (de acordo com a metodologia descrita no item 3.3) às curvas a termo (cuja data do termo é igual ao vencimento do contrato de DDI mais próximo, como apresentado na seção 3.1) e à vista de cupom cambial (curvas estas obtidas a partir das amostras descritas no item 3.1 e da metodologia de interpolação por *cubic spline*, descrita no item 3.2).

4.1.1 Curva a termo de cupom cambial

A partir da aplicação da análise de componentes principais à curva a termo de cupom cambial, realizada de acordo com metodologia descrita na seção anterior, foram obtidos resultados similares aos dos estudos efetuados com estruturas a termo de taxas de juros nos Estados Unidos (como *treasury bills*, por exemplo) e no Brasil (como os estudos feitos sobre a taxa de juros em reais derivada dos contratos de DI da BM&F).

Nas Tabela 3 e 4, abaixo, é possível constatar que, para os períodos de análise de um, dois, ou três anos, somente três fatores explicam entre 94,63% e 98,17% da variabilidade das taxas a termo de cupom cambial.

Tabela 3. Variância explicada por cada componente principal (CP) para cada um dos períodos de estudo – Curva a termo de cupom cambial

| CP/Prazo | 1 ano | 2 anos | 3 anos |
|------------------|----------------|----------------|----------------|
| CP 1 | 83,12% | 65,71% | 55,88% |
| CP 2 | 11,27% | 21,78% | 33,94% |
| CP 3 | 3,78% | 7,14% | 5,55% |
| CP 4 | 0,92% | 2,57% | 2,55% |
| CP 5 | 0,59% | 1,85% | 1,27% |
| CP 6 | 0,23% | 0,46% | 0,31% |
| CP 7 | 0,08% | 0,25% | 0,27% |
| CP 8 | 0,01% | 0,12% | 0,09% |
| CP 9 | 0,00% | 0,07% | 0,08% |
| CP 10 | 0,00% | 0,03% | 0,04% |
| CP 11 | 0,00% | 0,01% | 0,02% |
| CP 12 | 0,00% | 0,00% | 0,01% |
| CP 13 | 0,00% | 0,00% | 0,00% |
| Acumulada | 100,00% | 100,00% | 100,00% |

Tabela 4. Variância acumulada explicada por cada componente principal (CP) para cada um dos períodos de estudo – Curva a termo de cupom cambial

| CP/Prazo | 1 ano | 2 anos | 3 anos |
|----------|---------|---------|---------|
| CP 1 | 83,12% | 65,71% | 55,88% |
| CP 2 | 94,39% | 87,49% | 89,81% |
| CP 3 | 98,17% | 94,63% | 95,37% |
| CP 4 | 99,09% | 97,20% | 97,91% |
| CP 5 | 99,68% | 99,05% | 99,19% |
| CP 6 | 99,91% | 99,51% | 99,50% |
| CP 7 | 99,99% | 99,76% | 99,77% |
| CP 8 | 100,00% | 99,88% | 99,86% |
| CP 9 | 100,00% | 99,95% | 99,94% |
| CP 10 | 100,00% | 99,99% | 99,97% |
| CP 11 | 100,00% | 100,00% | 99,99% |
| CP 12 | 100,00% | 100,00% | 100,00% |
| CP 13 | 100,00% | 100,00% | 100,00% |

Já nos gráficos a seguir é possível constatar visualmente que, independentemente do período de análise, os três primeiros componentes principais obtidos na aplicação da técnica de componentes principais podem ser interpretados como os responsáveis pelo comportamento de nível, inclinação e curvatura, respectivamente, tal como observado inicialmente por Litterman e Scheinkman (1991).

Também é possível perceber, através da análise dos Gráficos 1 a 3 e da Tabela 3, que, para períodos mais longos, a importância do nível diminui, enquanto aumenta o peso da inclinação para a explicação dos movimentos da curva a termo de cupom cambial. Este resultado pode ser explicado pelas variações do formato da estrutura a termo ocorrerem - e terem seu efeito percebido no médio e longo prazos - em função do desenvolvimento do mercado ou de mudanças nas políticas macroeconômicas.

Gráfico 1. Cargas mensais dos componentes principais para a análise de 1 ano – Curva a termo de cupom cambial

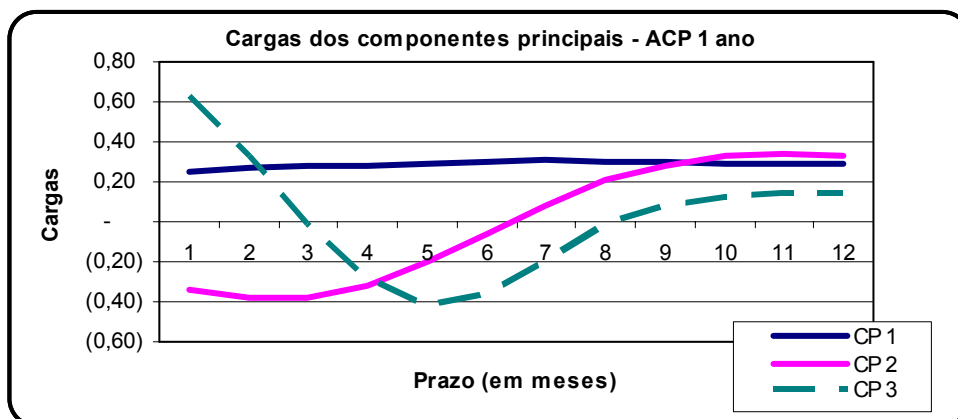


Gráfico 2. Cargas mensais dos componentes principais para a análise de 2 anos – Curva a termo de cupom cambial

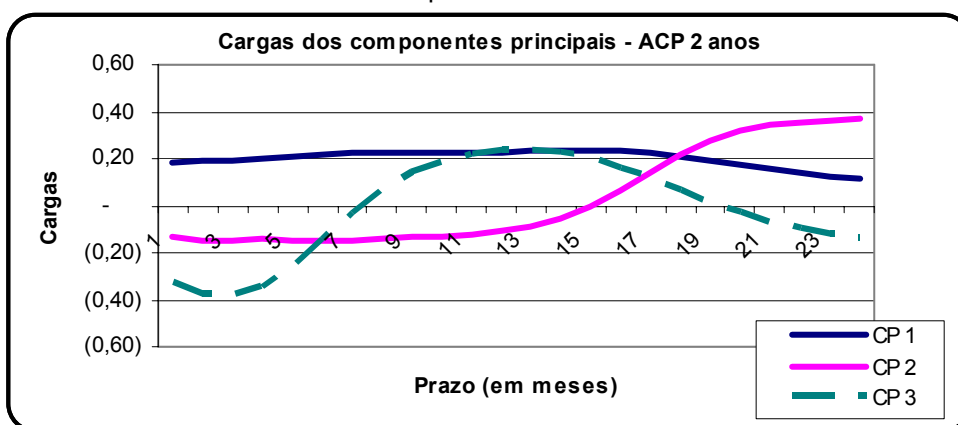
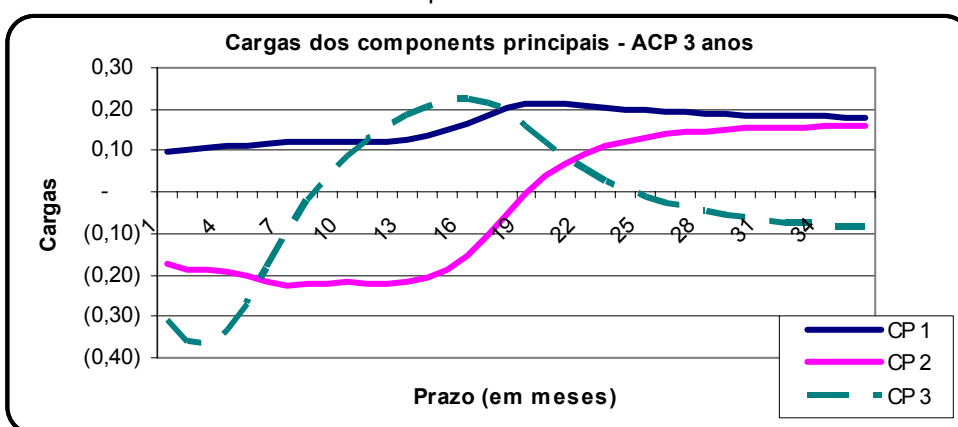


Gráfico 3. Cargas mensais dos componentes principais para a análise de 3 anos – Curva a termo de cupom cambial



Os gráficos 1, 2 e 3 (acima) apresentam as cargas dos componentes principais (elementos dos autovetores) para cada vértice em estudo. O primeiro componente -

representativo do nível da curva de cupom - é praticamente constante para todos os períodos avaliados, apresentando maiores mudanças apenas no período de 3 anos. O segundo componente, equivalente à inclinação da curva de cupom cambial, é crescente para todos os períodos analisados, e fica maior conforme o prazo estudado. O terceiro componente - responsável pela curvatura da estrutura a termo de cupom cambial - apresenta comportamento distinto no curto prazo (um ano) em comparação com os resultados de médio e longo prazos (dois e três anos, respectivamente). No curto prazo a curvatura apresenta uma forma convexa, enquanto nos períodos de dois e três anos apresenta formas côncavas.

As observações acima também podem ser obtidas através da Tabela 5, a seguir. Dividindo-se o período de cada análise em três sub-períodos (sub-períodos de quatro meses para a análise de um ano, sub-períodos de oito meses para a análise de dois anos e sub-períodos de doze meses para a análise de três anos), e obtendo os valores extremos (valor máximo ou valor mínimo, o que for maior em módulo) das cargas dos componentes principais para cada sub-período, é possível observar que os valores extremos das cargas do primeiro componente principal são positivos e muito próximos para as análises de um e dois anos, indicando manutenção do nível. Apenas na análise de três anos é possível observar um aumento do valor máximo entre o primeiro e o segundo sub-período. No entanto, entre o segundo e o terceiro sub-período da análise de três anos os valores extremos voltam a permanecer muito próximos para as cargas do primeiro componente principal.

Tabela 5. Valores extremos das cargas dos componentes principais para os sub-períodos das análises de 1, 2 e 3 anos – Curva a termo de cupom cambial.

| Sub-período/CP | ACP 1 ano | | | ACP 2 anos | | | ACP 3 anos | | |
|----------------|-----------|--------|--------|------------|--------|--------|------------|--------|--------|
| | CP 1 | CP 2 | CP 3 | CP 1 | CP 2 | CP 3 | CP 1 | CP 2 | CP 3 |
| 1º Sub-período | 0.28 | (0.38) | 0.63 | 0.23 | (0.15) | (0.39) | 0.12 | (0.22) | (0.37) |
| 2º Sub-período | 0.31 | 0.21 | (0.42) | 0.24 | (0.14) | 0.24 | 0.21 | (0.22) | 0.22 |
| 3º Sub-período | 0.30 | 0.34 | 0.14 | 0.23 | 0.37 | (0.14) | 0.20 | 0.16 | (0.09) |

Já com relação ao segundo componente principal, a Tabela 5, acima, permite observar que, para todos os períodos analisados, o valor extremo do primeiro sub-período é um valor mínimo e negativo, o valor extremo do terceiro sub-período é um valor máximo e positivo, e o valor do segundo sub-período é um valor intermediário

entre os valores extremos do primeiro e do terceiro sub-períodos, o que, da mesma forma que os gráficos 1 a 3, indica inclinação.

Finalmente, fazendo uma análise do terceiro componente principal também a partir da Tabela 5, é possível observar que, para todos os períodos analisados, os valores extremos do primeiro e do terceiro sub-períodos têm o mesmo sinal, enquanto o valor extremo do segundo sub-período tem sinal contrário ao sinal do primeiro e do terceiro sub-período. Desta forma, a análise da Tabela 5 para o terceiro componente principal também indica curvatura, assim como a análise dos gráficos 1 a 3, além de também demonstrar que, para a análise de um ano, as cargas do terceiro componente principal indicam convexidade (valores extremos máximos e positivos para o primeiro e para o terceiro sub-período e valor extremo mínimo e negativo para o segundo sub-período), enquanto que, para as análises de dois e três anos, as cargas do terceiro componente principal indicam concavidade (valores extremos mínimos e negativos para o primeiro e para o terceiro sub-período e valor extremo máximo e positivo para o segundo sub-período).

4.1.2 Curva à vista de cupom cambial

Os gráficos e tabelas a seguir apresentam os resultados do emprego da análise de componentes principais utilizando-se da curva à vista de cupom cambial, obtida através de metodologia descrita em seção anterior.

Contrariamente aos resultados obtidos com a curva a termo de cupom cambial, as análises de componentes principais para a curva à vista não apresentaram em todos os períodos (Gráfico 4, Gráfico 5 e Gráfico 6) uma explicação intuitiva para os componentes principais obtidos. Assim, não foi possível identificar claramente os componentes de nível, inclinação e curvatura.

Gráfico 4. Cargas mensais dos componentes principais para a análise de 1 ano – Curva à vista de cupom cambial

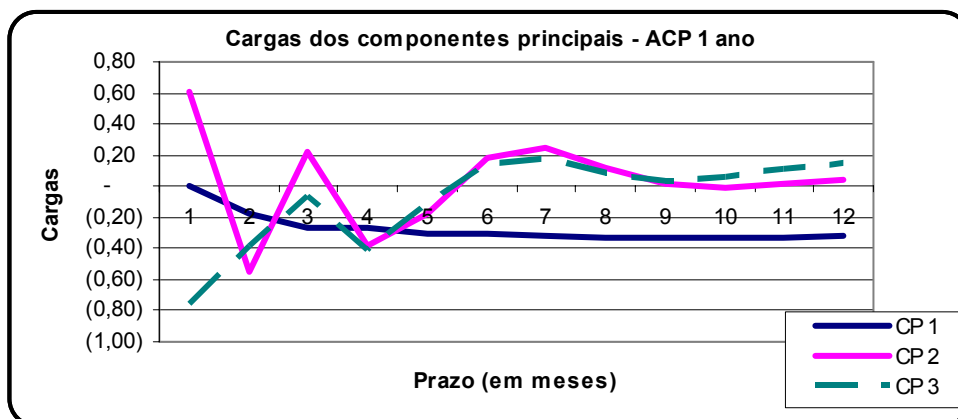


Gráfico 5. Cargas mensais dos componentes principais para a análise de 2 anos – Curva à vista de cupom cambial

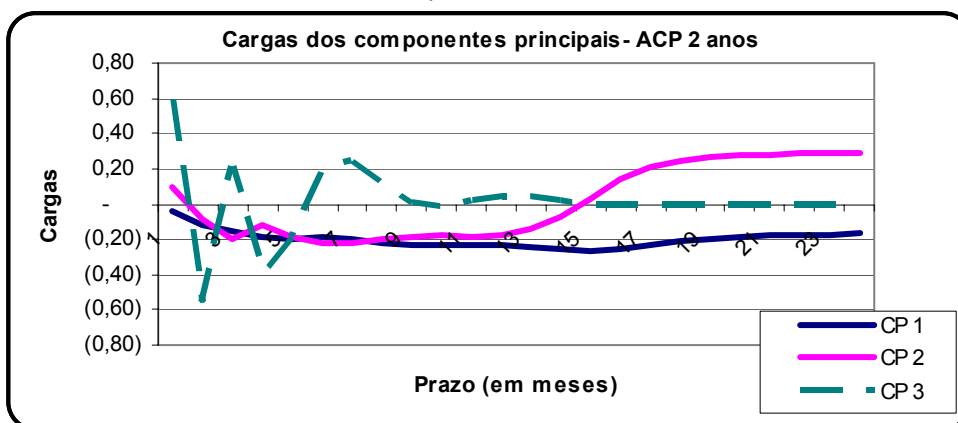
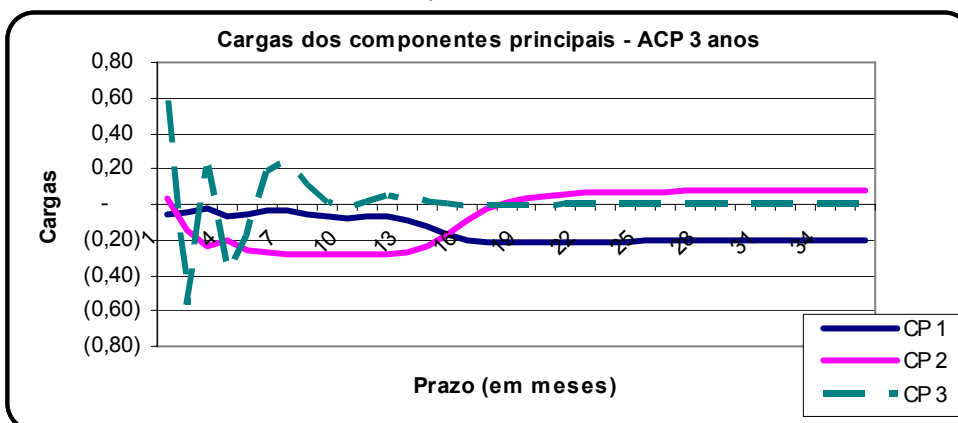


Gráfico 6. Cargas mensais dos componentes principais para a análise de 3 anos – Curva à vista de cupom cambial



Nos gráficos 5 e 6, que são relacionados aos períodos de dois e três anos, podem-se identificar os componentes correspondentes ao nível e inclinação das curvas à vista de cupom cambial, mas o componente da curvatura não pode ser caracterizado claramente. Já no gráfico 4, relacionado ao período de um ano, apenas as cargas do

primeiro componente principal parecem indicar nível, no entanto os componentes de inclinação e curvatura também não podem ser caracterizados claramente.

Tabela 6. Valores extremos das cargas dos componentes principais para os sub-períodos das análises de 1, 2 e 3 anos – Curva à vista de cupom cambial.

| Sub-período/CP | ACP 1 ano | | | ACP 2 anos | | | ACP 3 anos | | |
|----------------|-----------|------|--------|------------|--------|--------|------------|--------|------|
| | CP 1 | CP 2 | CP 3 | CP 1 | CP 2 | CP 3 | CP 1 | CP 2 | CP 3 |
| 1º Sub-período | (0.27) | 0.60 | (0.76) | (0.22) | (0.22) | 0.59 | (0.07) | (0.29) | 0.59 |
| 2º Sub-período | (0.33) | 0.25 | 0.17 | (0.27) | (0.18) | 0.04 | (0.21) | (0.27) | 0.04 |
| 3º Sub-período | (0.33) | 0.04 | 0.14 | (0.23) | 0.29 | (0.01) | (0.21) | 0.08 | 0.00 |

As observações obtidas através da análise dos gráficos 4 a 6 também podem ser obtidas através da análise da Tabela 6, acima, que indica os valores extremos das cargas dos componentes principais para os sub-períodos de cada um dos períodos de análise, tal como realizado anteriormente na seção 4.1.1 para a análise de componentes principais da curva a termo de cupom cambial. Através da análise da Tabela 6 é possível observar que apenas os valores extremos das cargas do primeiro componente principal mantêm o mesmo padrão, indicativo de nível, para a análise dos três períodos (valores extremos próximos e com mesmo sinal em todos os sub-períodos de cada período analisado). No entanto, os valores extremos das cargas do segundo componente principal só parecem indicar o padrão de inclinação (sinais inversos para o valores extremos do primeiro e do terceiro sub-período e um valor extremo intermediário para o segundo sub-período) para as análises de dois e três anos. Já os valores extremos das cargas do terceiro componente principal não parecem obedecer ao padrão de curvatura (valores extremos com mesmo sinal para o primeiro e terceiro sub-períodos e valor extremo com valor inverso para o segundo sub-período) em nenhum dos períodos analisados.

As tabelas 7 e 8, a seguir, mostram que os três primeiros componentes também possuem alto valor explicativo para as curvas à vista de cupom cambial, porém este poder explicativo apresenta-se menor do que aquele obtido na análise de componentes principais da curva a termo, indicando que a última mostra-se mais adequada à análise dos movimentos da curva de cupom cambial brasileira.

Tabela 7. Variância explicada por cada componente principal para cada um dos períodos de estudo – Curva à vista de cupom cambial

| CP/Prazo | 1 ano | 2 anos | 3 anos |
|------------------|----------------|----------------|----------------|
| CP 1 | 70,21% | 53,76% | 60,53% |
| CP 2 | 13,82% | 30,16% | 28,38% |
| CP 3 | 5,43% | 6,92% | 4,61% |
| CP 4 | 4,86% | 3,31% | 2,32% |
| CP 5 | 2,96% | 1,98% | 1,33% |
| CP 6 | 1,44% | 1,49% | 1,00% |
| CP 7 | 1,03% | 1,20% | 0,92% |
| CP 8 | 0,23% | 0,67% | 0,46% |
| CP 9 | 0,02% | 0,40% | 0,32% |
| CP 10 | 0,00% | 0,10% | 0,09% |
| CP 11 | 0,00% | 0,02% | 0,02% |
| CP 12 | 0,00% | 0,01% | 0,01% |
| CP 13 | 0,00% | 0,00% | 0,00% |
| Acumulada | 100,00% | 100,00% | 100,00% |

Tabela 8. Variância acumulada explicada por cada componente principal para cada um dos períodos de estudo – Curva à vista de cupom cambial

| CP/Prazo | 1 ano | 2 anos | 3 anos |
|----------|---------|---------|---------|
| CP 1 | 70,21% | 53,76% | 60,53% |
| CP 2 | 84,02% | 83,93% | 88,91% |
| CP 3 | 89,46% | 90,84% | 93,53% |
| CP 4 | 94,32% | 94,15% | 95,85% |
| CP 5 | 97,28% | 96,13% | 97,17% |
| CP 6 | 98,72% | 97,61% | 98,17% |
| CP 7 | 99,75% | 98,81% | 99,09% |
| CP 8 | 99,98% | 99,48% | 99,56% |
| CP 9 | 100,00% | 99,87% | 99,88% |
| CP 10 | 100,00% | 99,97% | 99,97% |
| CP 11 | 100,00% | 99,99% | 99,99% |
| CP 12 | 100,00% | 100,00% | 100,00% |
| CP 13 | 100,00% | 100,00% | 100,00% |

4.2 Imunização através da Análise de Componentes Principais

Nesta seção são apresentados os resultados obtidos a partir da aplicação da metodologia de imunização do risco de variação na taxa de cupom cambial através da análise de componentes principais da curva a termo de cupom cambial, conforme descrito no item 3.4.

4.2.1 Deslocamento nas taxas originais decorrente de choque nos componentes principais

Analisando o impacto (em pontos percentuais) nas taxas originais anualizadas decorrente do choque de um desvio-padrão em cada um dos componentes principais (Tabela 9, abaixo), calculado conforme metodologia descrita no item 3.4.1, é possível observar que se mantiveram as características de nível (manutenção do sinal do deslocamento), inclinação (uma troca de sinal do deslocamento) e curvatura (duas trocas de sinal do deslocamento) da análise dos dados normalizados.

Tabela 9. Impacto (em pontos percentuais) nas taxas originais anualizadas decorrente do choque de um desvio-padrão em cada um dos componentes principais

| Prazo/CP | CP 1 | CP 2 | CP 3 |
|----------|------|--------|--------|
| 1 M | 1,53 | (0,74) | 0,81 |
| 2 M | 1,49 | (0,75) | 0,38 |
| 3 M | 1,37 | (0,68) | (0,01) |
| 4 M | 1,25 | (0,51) | (0,27) |
| 5 M | 1,12 | (0,28) | (0,34) |
| 6 M | 1,02 | (0,07) | (0,26) |
| 7 M | 0,94 | 0,10 | (0,13) |
| 8 M | 0,88 | 0,22 | (0,01) |
| 9 M | 0,84 | 0,30 | 0,05 |
| 10 M | 0,80 | 0,33 | 0,07 |
| 11 M | 0,76 | 0,33 | 0,08 |
| 12 M | 0,72 | 0,31 | 0,07 |

Na Tabela 10, abaixo, estão apresentadas as taxas a termo de cupom cambial originais para o período escolhido para estudo da imunização (obtidas a partir de valores diários das taxas de FRA de cupom cambial da BM&F para o período entre 02/01/2006 e 31/01/2006, conforme descrito no item 3.4.1), e interpoladas pela metodologia de *cubic spline*, quando necessário, para as datas de vencimento dos *swaps* componentes da carteira a ser imunizada.

Tabela 10. Taxas originais interpoladas por *cubic spline* para as datas de vencimento dos swaps

| Datas de cálculo | Vencimentos | | | | | | | | | | | |
|------------------|-------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| | 01/03/2006 | 03/04/2006 | 02/05/2006 | 01/06/2006 | 03/07/2006 | 01/08/2006 | 01/09/2006 | 02/10/2006 | 01/11/2006 | 01/12/2006 | 02/01/2007 | 01/02/2007 |
| 02/01/2006 | 4,96 | 4,73 | 4,79 | 4,79 | 4,68 | 4,62 | 4,59 | 4,60 | 4,62 | 4,64 | 4,66 | 4,66 |
| 03/01/2006 | 4,88 | 4,68 | 4,75 | 4,73 | 4,63 | 4,58 | 4,58 | 4,60 | 4,62 | 4,63 | 4,64 | 4,63 |
| 04/01/2006 | 4,95 | 4,70 | 4,75 | 4,72 | 4,62 | 4,55 | 4,53 | 4,53 | 4,54 | 4,56 | 4,57 | 4,57 |
| 05/01/2006 | 4,95 | 4,72 | 4,78 | 4,76 | 4,65 | 4,59 | 4,57 | 4,57 | 4,58 | 4,58 | 4,58 | 4,58 |
| 06/01/2006 | 4,97 | 4,75 | 4,80 | 4,78 | 4,67 | 4,60 | 4,57 | 4,57 | 4,59 | 4,61 | 4,63 | 4,64 |
| 09/01/2006 | 5,04 | 4,82 | 4,89 | 4,86 | 4,73 | 4,65 | 4,63 | 4,65 | 4,67 | 4,69 | 4,71 | 4,73 |
| 10/01/2006 | 5,05 | 4,85 | 4,89 | 4,85 | 4,73 | 4,66 | 4,66 | 4,68 | 4,71 | 4,73 | 4,74 | 4,75 |
| 11/01/2006 | 5,09 | 4,91 | 4,98 | 4,94 | 4,81 | 4,74 | 4,73 | 4,75 | 4,79 | 4,83 | 4,86 | 4,87 |
| 12/01/2006 | 5,08 | 4,90 | 4,93 | 4,88 | 4,76 | 4,69 | 4,67 | 4,69 | 4,73 | 4,77 | 4,79 | 4,80 |
| 13/01/2006 | 5,10 | 4,90 | 4,96 | 4,92 | 4,79 | 4,72 | 4,71 | 4,74 | 4,78 | 4,81 | 4,84 | 4,85 |
| 16/01/2006 | 5,13 | 4,93 | 5,00 | 4,97 | 4,84 | 4,76 | 4,75 | 4,77 | 4,80 | 4,82 | 4,84 | 4,84 |
| 17/01/2006 | 5,11 | 4,90 | 4,99 | 4,97 | 4,84 | 4,76 | 4,75 | 4,77 | 4,80 | 4,81 | 4,83 | 4,83 |
| 18/01/2006 | 5,18 | 4,90 | 4,99 | 4,98 | 4,85 | 4,77 | 4,76 | 4,77 | 4,79 | 4,80 | 4,81 | 4,82 |
| 19/01/2006 | 5,05 | 4,84 | 4,95 | 4,95 | 4,81 | 4,73 | 4,72 | 4,73 | 4,74 | 4,75 | 4,76 | 4,77 |
| 20/01/2006 | 5,15 | 4,89 | 5,00 | 5,00 | 4,88 | 4,80 | 4,79 | 4,81 | 4,84 | 4,86 | 4,88 | 4,89 |
| 23/01/2006 | 5,43 | 5,16 | 5,25 | 5,22 | 5,06 | 4,96 | 4,93 | 4,94 | 4,95 | 4,96 | 4,96 | 4,96 |
| 24/01/2006 | 5,41 | 5,17 | 5,28 | 5,25 | 5,08 | 4,99 | 4,98 | 4,99 | 4,99 | 4,98 | 4,97 | 4,96 |
| 26/01/2006 | 5,76 | 5,35 | 5,39 | 5,36 | 5,21 | 5,11 | 5,07 | 5,06 | 5,07 | 5,07 | 5,07 | 5,06 |
| 27/01/2006 | 5,82 | 5,39 | 5,41 | 5,37 | 5,23 | 5,14 | 5,09 | 5,08 | 5,08 | 5,09 | 5,08 | 5,08 |
| 30/01/2006 | 4,56 | 4,90 | 5,16 | 5,17 | 5,03 | 4,95 | 4,93 | 4,94 | 4,95 | 4,96 | 4,96 | 4,95 |
| 31/01/2006 | 4,44 | 4,80 | 5,08 | 5,10 | 4,95 | 4,86 | 4,84 | 4,86 | 4,87 | 4,87 | 4,87 | 4,88 |

Nas Tabelas 11, 12 e 13, a seguir, é possível observar as taxas a termo de cupom cambial originais, deslocadas pelos choques apresentados na Tabela 9 e interpoladas por *cubic spline* para as datas de vencimento dos swaps, quando necessário, conforme metodologia descrita no item 3.4.1.

Tabela 11. Taxas originais impactadas pelo choque no primeiro componente principal e interpoladas para as datas de vencimento dos swaps

| Datas de cálculo | Vencimentos | | | | | | | | | | | |
|------------------|-------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| | 01/03/2006 | 03/04/2006 | 02/05/2006 | 01/06/2006 | 03/07/2006 | 01/08/2006 | 01/09/2006 | 02/10/2006 | 01/11/2006 | 01/12/2006 | 02/01/2007 | 01/02/2007 |
| 02/01/2006 | 6,50 | 6,22 | 6,19 | 6,05 | 5,82 | 5,65 | 5,53 | 5,48 | 5,46 | 5,45 | 5,43 | 5,39 |
| 03/01/2006 | 6,42 | 6,17 | 6,14 | 6,00 | 5,77 | 5,61 | 5,52 | 5,48 | 5,46 | 5,44 | 5,41 | 5,36 |
| 04/01/2006 | 6,49 | 6,19 | 6,14 | 5,99 | 5,76 | 5,59 | 5,48 | 5,42 | 5,39 | 5,36 | 5,34 | 5,29 |
| 05/01/2006 | 6,48 | 6,21 | 6,18 | 6,03 | 5,79 | 5,62 | 5,52 | 5,46 | 5,42 | 5,38 | 5,35 | 5,30 |
| 06/01/2006 | 6,51 | 6,24 | 6,20 | 6,05 | 5,81 | 5,63 | 5,52 | 5,46 | 5,43 | 5,41 | 5,40 | 5,37 |
| 09/01/2006 | 6,58 | 6,31 | 6,29 | 6,13 | 5,87 | 5,68 | 5,58 | 5,54 | 5,51 | 5,50 | 5,48 | 5,46 |
| 10/01/2006 | 6,59 | 6,34 | 6,29 | 6,12 | 5,87 | 5,69 | 5,60 | 5,57 | 5,55 | 5,53 | 5,51 | 5,48 |
| 11/01/2006 | 6,62 | 6,40 | 6,38 | 6,21 | 5,95 | 5,77 | 5,67 | 5,64 | 5,63 | 5,63 | 5,63 | 5,60 |
| 12/01/2006 | 6,61 | 6,39 | 6,33 | 6,15 | 5,90 | 5,72 | 5,61 | 5,58 | 5,57 | 5,57 | 5,56 | 5,53 |
| 13/01/2006 | 6,63 | 6,39 | 6,35 | 6,19 | 5,93 | 5,75 | 5,66 | 5,63 | 5,62 | 5,62 | 5,61 | 5,57 |
| 16/01/2006 | 6,67 | 6,42 | 6,40 | 6,23 | 5,97 | 5,79 | 5,70 | 5,66 | 5,64 | 5,62 | 5,61 | 5,57 |
| 17/01/2006 | 6,64 | 6,39 | 6,39 | 6,24 | 5,97 | 5,79 | 5,70 | 5,66 | 5,64 | 5,62 | 5,60 | 5,56 |
| 18/01/2006 | 6,71 | 6,39 | 6,39 | 6,24 | 5,98 | 5,80 | 5,70 | 5,66 | 5,63 | 5,61 | 5,59 | 5,55 |
| 19/01/2006 | 6,59 | 6,32 | 6,35 | 6,22 | 5,95 | 5,76 | 5,66 | 5,62 | 5,59 | 5,56 | 5,53 | 5,50 |
| 20/01/2006 | 6,69 | 6,38 | 6,40 | 6,27 | 6,02 | 5,84 | 5,74 | 5,70 | 5,68 | 5,67 | 5,65 | 5,62 |
| 23/01/2006 | 6,96 | 6,65 | 6,65 | 6,49 | 6,20 | 5,99 | 5,88 | 5,83 | 5,79 | 5,76 | 5,73 | 5,68 |
| 24/01/2006 | 6,94 | 6,66 | 6,67 | 6,51 | 6,22 | 6,03 | 5,92 | 5,88 | 5,83 | 5,79 | 5,74 | 5,69 |
| 26/01/2006 | 7,29 | 6,84 | 6,79 | 6,62 | 6,35 | 6,15 | 6,02 | 5,95 | 5,91 | 5,88 | 5,84 | 5,79 |
| 27/01/2006 | 7,35 | 6,88 | 6,81 | 6,64 | 6,37 | 6,17 | 6,04 | 5,97 | 5,93 | 5,89 | 5,85 | 5,80 |
| 30/01/2006 | 6,13 | 6,42 | 6,65 | 6,55 | 6,28 | 6,07 | 5,94 | 5,88 | 5,83 | 5,79 | 5,76 | 5,72 |
| 31/01/2006 | 6,02 | 6,33 | 6,57 | 6,47 | 6,20 | 5,98 | 5,85 | 5,80 | 5,75 | 5,71 | 5,67 | 5,64 |

Tabela 12. Taxas originais impactadas pelo choque no segundo componente principal e interpoladas para as datas de vencimento dos swaps

| Datas de cálculo | Vencimentos | | | | | | | | | | | |
|------------------|-------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| | 01/03/2006 | 03/04/2006 | 02/05/2006 | 01/06/2006 | 03/07/2006 | 01/08/2006 | 01/09/2006 | 02/10/2006 | 01/11/2006 | 01/12/2006 | 02/01/2007 | 01/02/2007 |
| 02/01/2006 | 4,23 | 3,98 | 4,09 | 4,25 | 4,37 | 4,51 | 4,68 | 4,81 | 4,91 | 4,97 | 4,99 | 4,97 |
| 03/01/2006 | 4,15 | 3,93 | 4,04 | 4,20 | 4,32 | 4,48 | 4,66 | 4,81 | 4,91 | 4,96 | 4,97 | 4,95 |
| 04/01/2006 | 4,22 | 3,96 | 4,04 | 4,19 | 4,31 | 4,45 | 4,62 | 4,74 | 4,84 | 4,88 | 4,90 | 4,88 |
| 05/01/2006 | 4,22 | 3,97 | 4,08 | 4,23 | 4,34 | 4,49 | 4,66 | 4,79 | 4,87 | 4,90 | 4,91 | 4,89 |
| 06/01/2006 | 4,24 | 4,00 | 4,10 | 4,25 | 4,36 | 4,50 | 4,66 | 4,79 | 4,88 | 4,94 | 4,96 | 4,96 |
| 09/01/2006 | 4,31 | 4,08 | 4,19 | 4,32 | 4,41 | 4,55 | 4,72 | 4,86 | 4,96 | 5,02 | 5,04 | 5,04 |
| 10/01/2006 | 4,32 | 4,10 | 4,19 | 4,31 | 4,41 | 4,56 | 4,75 | 4,89 | 5,00 | 5,05 | 5,08 | 5,06 |
| 11/01/2006 | 4,35 | 4,16 | 4,28 | 4,41 | 4,50 | 4,64 | 4,82 | 4,96 | 5,08 | 5,15 | 5,19 | 5,18 |
| 12/01/2006 | 4,34 | 4,15 | 4,23 | 4,35 | 4,45 | 4,58 | 4,76 | 4,90 | 5,02 | 5,09 | 5,13 | 5,12 |
| 13/01/2006 | 4,36 | 4,15 | 4,25 | 4,38 | 4,48 | 4,62 | 4,80 | 4,95 | 5,07 | 5,14 | 5,17 | 5,16 |
| 16/01/2006 | 4,40 | 4,18 | 4,30 | 4,43 | 4,52 | 4,66 | 4,84 | 4,98 | 5,09 | 5,15 | 5,17 | 5,16 |
| 17/01/2006 | 4,37 | 4,15 | 4,29 | 4,43 | 4,52 | 4,66 | 4,84 | 4,98 | 5,09 | 5,14 | 5,16 | 5,15 |
| 18/01/2006 | 4,44 | 4,15 | 4,29 | 4,44 | 4,53 | 4,67 | 4,85 | 4,98 | 5,08 | 5,13 | 5,15 | 5,14 |
| 19/01/2006 | 4,32 | 4,09 | 4,25 | 4,42 | 4,50 | 4,63 | 4,81 | 4,94 | 5,04 | 5,08 | 5,10 | 5,08 |
| 20/01/2006 | 4,42 | 4,14 | 4,30 | 4,47 | 4,56 | 4,70 | 4,88 | 5,03 | 5,13 | 5,19 | 5,21 | 5,20 |
| 23/01/2006 | 4,69 | 4,41 | 4,55 | 4,69 | 4,75 | 4,86 | 5,02 | 5,15 | 5,24 | 5,28 | 5,29 | 5,27 |
| 24/01/2006 | 4,67 | 4,42 | 4,57 | 4,71 | 4,77 | 4,89 | 5,07 | 5,20 | 5,28 | 5,31 | 5,30 | 5,27 |
| 26/01/2006 | 5,03 | 4,60 | 4,69 | 4,82 | 4,90 | 5,01 | 5,16 | 5,28 | 5,36 | 5,40 | 5,41 | 5,38 |
| 27/01/2006 | 5,08 | 4,64 | 4,71 | 4,83 | 4,92 | 5,04 | 5,18 | 5,30 | 5,38 | 5,41 | 5,42 | 5,39 |
| 30/01/2006 | 3,83 | 4,16 | 4,41 | 4,49 | 4,52 | 4,66 | 4,87 | 5,04 | 5,18 | 5,25 | 5,28 | 5,29 |
| 31/01/2006 | 3,71 | 4,06 | 4,33 | 4,42 | 4,44 | 4,58 | 4,79 | 4,96 | 5,09 | 5,17 | 5,20 | 5,21 |

Tabela 13. Taxas originais impactadas pelo choque no terceiro componente principal e interpoladas para as datas de vencimento dos swaps

| Datas de cálculo | Vencimentos | | | | | | | | | | | |
|------------------|-------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| | 01/03/2006 | 03/04/2006 | 02/05/2006 | 01/06/2006 | 03/07/2006 | 01/08/2006 | 01/09/2006 | 02/10/2006 | 01/11/2006 | 01/12/2006 | 02/01/2007 | 01/02/2007 |
| 02/01/2006 | 5,83 | 5,13 | 4,85 | 4,54 | 4,34 | 4,34 | 4,46 | 4,57 | 4,66 | 4,71 | 4,74 | 4,73 |
| 03/01/2006 | 5,75 | 5,09 | 4,81 | 4,49 | 4,29 | 4,30 | 4,44 | 4,57 | 4,66 | 4,70 | 4,72 | 4,71 |
| 04/01/2006 | 5,82 | 5,11 | 4,81 | 4,48 | 4,28 | 4,28 | 4,40 | 4,51 | 4,59 | 4,63 | 4,64 | 4,64 |
| 05/01/2006 | 5,82 | 5,12 | 4,84 | 4,52 | 4,31 | 4,31 | 4,44 | 4,55 | 4,62 | 4,65 | 4,65 | 4,65 |
| 06/01/2006 | 5,85 | 5,15 | 4,86 | 4,54 | 4,33 | 4,32 | 4,44 | 4,55 | 4,63 | 4,68 | 4,71 | 4,72 |
| 09/01/2006 | 5,91 | 5,23 | 4,95 | 4,62 | 4,38 | 4,37 | 4,50 | 4,62 | 4,71 | 4,76 | 4,79 | 4,80 |
| 10/01/2006 | 5,93 | 5,25 | 4,95 | 4,61 | 4,38 | 4,38 | 4,52 | 4,66 | 4,75 | 4,80 | 4,82 | 4,82 |
| 11/01/2006 | 5,96 | 5,31 | 5,04 | 4,70 | 4,47 | 4,46 | 4,59 | 4,73 | 4,83 | 4,90 | 4,93 | 4,94 |
| 12/01/2006 | 5,95 | 5,30 | 5,00 | 4,64 | 4,42 | 4,41 | 4,54 | 4,67 | 4,77 | 4,84 | 4,87 | 4,88 |
| 13/01/2006 | 5,97 | 5,30 | 5,02 | 4,68 | 4,45 | 4,44 | 4,58 | 4,72 | 4,82 | 4,88 | 4,91 | 4,92 |
| 16/01/2006 | 6,00 | 5,34 | 5,06 | 4,72 | 4,49 | 4,48 | 4,62 | 4,75 | 4,84 | 4,89 | 4,91 | 4,92 |
| 17/01/2006 | 5,98 | 5,30 | 5,05 | 4,73 | 4,49 | 4,48 | 4,62 | 4,75 | 4,84 | 4,88 | 4,90 | 4,91 |
| 18/01/2006 | 6,05 | 5,30 | 5,05 | 4,73 | 4,50 | 4,49 | 4,62 | 4,75 | 4,83 | 4,88 | 4,89 | 4,90 |
| 19/01/2006 | 5,92 | 5,24 | 5,02 | 4,71 | 4,47 | 4,45 | 4,58 | 4,71 | 4,79 | 4,83 | 4,84 | 4,85 |
| 20/01/2006 | 6,03 | 5,29 | 5,06 | 4,76 | 4,53 | 4,53 | 4,66 | 4,79 | 4,88 | 4,93 | 4,95 | 4,96 |
| 23/01/2006 | 6,30 | 5,56 | 5,31 | 4,98 | 4,72 | 4,68 | 4,80 | 4,92 | 4,99 | 5,03 | 5,04 | 5,03 |
| 24/01/2006 | 6,28 | 5,58 | 5,34 | 5,00 | 4,74 | 4,71 | 4,85 | 4,97 | 5,04 | 5,05 | 5,05 | 5,04 |
| 26/01/2006 | 6,63 | 5,75 | 5,45 | 5,11 | 4,87 | 4,84 | 4,94 | 5,04 | 5,11 | 5,15 | 5,15 | 5,14 |
| 27/01/2006 | 6,69 | 5,79 | 5,47 | 5,13 | 4,89 | 4,86 | 4,96 | 5,06 | 5,13 | 5,16 | 5,16 | 5,15 |
| 30/01/2006 | 5,79 | 5,67 | 5,56 | 5,17 | 4,76 | 4,60 | 4,68 | 4,82 | 4,94 | 5,00 | 5,03 | 5,03 |
| 31/01/2006 | 5,68 | 5,57 | 5,48 | 5,09 | 4,68 | 4,52 | 4,59 | 4,74 | 4,86 | 4,92 | 4,95 | 4,96 |

Utilizando como exemplo o vértice de 01/02/2007 para a data de cálculo 02/01/2006 (vértice escolhido para facilitar a exemplificação por não necessitar de interpolação uma vez que, entre a data do termo – 01/02/2006, igual ao vencimento de DDI mais próximo, conforme o item 2.2 – e a data do vértice há exatamente 252 dias úteis) , é possível observar que:

- a taxa de 5,39 (Tabela 11) é igual (desconsiderando-se os arredondamentos) à taxa original de 4,66 (Tabela 10), deslocada pelo impacto no vértice de 12 meses decorrente do choque de um desvio-padrão no primeiro componente principal (0,72, de acordo com a Tabela 9);
- a taxa de 4,97 (Tabela 12) é igual (desconsiderando-se os arredondamentos) à taxa original de 4,66 (Tabela 10), deslocada pelo impacto no vértice de 12 meses decorrente do choque de um desvio-padrão no segundo componente principal (-0,31, de acordo com a Tabela 9);
- a taxa de 4,73 (Tabela 13) é igual (desconsiderando-se os arredondamentos) à taxa original de 4,66 (Tabela 10), deslocada pelo impacto no vértice de 12 meses decorrente do choque de um desvio-padrão no segundo componente principal (0,07, de acordo com a Tabela 9).

4.2.2 Impacto no valor de mercado da carteira e dos instrumentos de imunização decorrente de choque nos componentes principais

Após calculadas as taxas a termo de cupom cambial para as datas de vencimento dos *swaps* (tanto originais quanto impactadas pelo choque de um desvio-padrão em cada um dos componentes principais), foi possível, então, calcular as variações no valor de mercado total da carteira de *swaps* decorrentes destes choques (primeiramente marcando a carteira de *swaps* a mercado pelas taxas originais – conforme Tabela 10 –, em seguida marcando a carteira de *swaps* a mercado pelas taxas deslocadas – conforme Tabelas 11, 12 e 13 – e, finalmente, calculando a variação entre o valor de mercado total da carteira de *swaps* calculado através das taxas originais e os valores de mercado totais da carteira de *swaps* calculados a partir das taxas deslocadas), como apresentado na Tabela 14, abaixo.

Tabela 14. Variação no valor de mercado total da carteira de swaps decorrente do choque em cada um dos componentes principais

| Datas de cálculo | Δ Valor de mercado da carteira de swaps | | |
|------------------|---|-------------|------------|
| | CP 1 | CP 2 | CP 3 |
| 02/01/2006 | (36.003,65) | (11.105,91) | (1.472,59) |
| 03/01/2006 | (36.013,29) | (11.108,88) | (1.473,48) |
| 04/01/2006 | (36.054,21) | (11.123,65) | (1.475,99) |
| 05/01/2006 | (36.040,17) | (11.120,77) | (1.475,90) |
| 06/01/2006 | (36.018,60) | (11.111,56) | (1.473,76) |
| 09/01/2006 | (35.968,82) | (11.095,62) | (1.471,29) |
| 10/01/2006 | (35.952,27) | (11.088,87) | (1.470,47) |
| 11/01/2006 | (35.890,16) | (11.067,67) | (1.466,51) |
| 12/01/2006 | (35.929,26) | (11.079,97) | (1.468,65) |
| 13/01/2006 | (35.901,29) | (11.071,24) | (1.467,26) |
| 16/01/2006 | (35.893,65) | (11.070,66) | (1.467,57) |
| 17/01/2006 | (35.897,25) | (11.072,68) | (1.467,82) |
| 18/01/2006 | (35.900,94) | (11.074,50) | (1.468,10) |
| 19/01/2006 | (35.929,33) | (11.085,22) | (1.469,73) |
| 20/01/2006 | (35.867,53) | (11.062,51) | (1.465,73) |
| 23/01/2006 | (35.805,69) | (11.046,59) | (1.464,45) |
| 24/01/2006 | (35.790,85) | (11.043,00) | (1.464,53) |
| 26/01/2006 | (35.735,45) | (11.022,94) | (1.461,11) |
| 27/01/2006 | (35.727,32) | (11.020,10) | (1.460,96) |
| 30/01/2006 | (34.044,90) | (8.871,31) | (554,07) |
| 31/01/2006 | (34.090,07) | (8.884,51) | (554,91) |

O mesmo procedimento explicado anteriormente foi adotado para que se fosse possível calcular também as variações - decorrentes dos choques nos componentes principais - no valor de mercado de um contrato futuro de cada um dos vencimentos de FRA de cupom cambial escolhidos para a imunização (03/04/2006, 03/07/2006 e 02/10/2006), como apresentado na Tabela 15, a seguir.

Tabela 15. Variação no valor de mercado de um contrato futuro de cada um dos vencimentos de FRA de cupom cambial escolhidos como instrumentos para a imunização, decorrente do choque em cada um dos componentes principais

| Δ Valor de mercado de um contrato de cada vencimento de FRA de cupom cambial | | | | | | | | | |
|--|--------------|--------------|--------------|------------|------------|-------------|-------------|------------|------------|
| Datas | CP 1 | | | CP 2 | | | CP 3 | | |
| | 03/04/2006 | 03/07/2006 | 02/10/2006 | 03/04/2006 | 03/07/2006 | 02/10/2006 | 03/04/2006 | 03/07/2006 | 02/10/2006 |
| 02/01/2006 | (113,913796) | (214,426533) | (269,790769) | 57,947173 | 59,879225 | (64,496448) | (31,086555) | 65,394397 | 6,915647 |
| 03/01/2006 | (113,968293) | (214,579787) | (269,790884) | 57,975192 | 59,922318 | (64,496475) | (31,101503) | 65,441466 | 6,915650 |
| 04/01/2006 | (113,941081) | (214,610667) | (270,056998) | 57,961201 | 59,931001 | (64,560298) | (31,094039) | 65,450950 | 6,922501 |
| 05/01/2006 | (113,927358) | (214,518406) | (269,879602) | 57,954146 | 59,905058 | (64,517753) | (31,090275) | 65,422614 | 6,917934 |
| 06/01/2006 | (113,886692) | (214,457152) | (269,879506) | 57,933238 | 59,887834 | (64,517730) | (31,079120) | 65,403801 | 6,917931 |
| 09/01/2006 | (113,791486) | (214,303577) | (269,569368) | 57,884290 | 59,844651 | (64,443349) | (31,053005) | 65,356633 | 6,909947 |
| 10/01/2006 | (113,764513) | (214,303582) | (269,436570) | 57,870422 | 59,844652 | (64,411500) | (31,045607) | 65,356635 | 6,906528 |
| 11/01/2006 | (113,683046) | (214,058478) | (269,127016) | 57,828539 | 59,775733 | (64,337260) | (31,023261) | 65,281357 | 6,898559 |
| 12/01/2006 | (113,696835) | (214,211704) | (269,392226) | 57,835628 | 59,818818 | (64,400865) | (31,027043) | 65,328417 | 6,905387 |
| 13/01/2006 | (113,696609) | (214,119731) | (269,171219) | 57,835512 | 59,792956 | (64,347861) | (31,026981) | 65,300170 | 6,899697 |
| 16/01/2006 | (113,655833) | (213,997236) | (269,038741) | 57,814548 | 59,758513 | (64,316090) | (31,015797) | 65,262548 | 6,896286 |
| 17/01/2006 | (113,696351) | (213,997201) | (269,038767) | 57,835379 | 59,758503 | (64,316096) | (31,026911) | 65,262538 | 6,896287 |
| 18/01/2006 | (113,696132) | (213,966706) | (269,038766) | 57,835266 | 59,749928 | (64,316095) | (31,026850) | 65,253172 | 6,896287 |
| 19/01/2006 | (113,777544) | (214,058375) | (269,215509) | 57,877122 | 59,775704 | (64,358483) | (31,049181) | 65,281326 | 6,900837 |
| 20/01/2006 | (113,709614) | (213,874952) | (268,862191) | 57,842198 | 59,724129 | (64,273748) | (31,030548) | 65,224993 | 6,891741 |
| 23/01/2006 | (113,371036) | (213,355822) | (268,333521) | 57,668134 | 59,578162 | (64,146960) | (30,937680) | 65,065560 | 6,878131 |
| 24/01/2006 | (113,357541) | (213,294688) | (268,113776) | 57,661197 | 59,560973 | (64,094260) | (30,933979) | 65,046785 | 6,872474 |
| 26/01/2006 | (113,141327) | (212,930029) | (267,806185) | 57,550047 | 59,458443 | (64,020492) | (30,874675) | 64,934796 | 6,864556 |
| 27/01/2006 | (113,087481) | (212,869302) | (267,718450) | 57,522366 | 59,441369 | (63,999452) | (30,859906) | 64,916146 | 6,862297 |
| 30/01/2006 | (113,375446) | (213,660336) | (268,286271) | 57,670401 | 59,663784 | (64,135628) | (30,938889) | 65,159080 | 6,876915 |
| 31/01/2006 | (113,471701) | (213,911446) | (268,637792) | 57,719885 | 59,734390 | (64,219931) | (30,965291) | 65,236201 | 6,885964 |

4.2.3 Escolha da composição da carteira de imunização

Seguindo a resolução matricial demonstrada na seção 3.4.3, foram encontradas, para cada dia, as quantidades de contratos de futuro de FRA de cupom cambial que igualavam os efeitos no valor de mercado da carteira de swaps decorrentes do choque nos três primeiros componentes principais (Tabela 14) aos efeitos no valor de mercado da carteira de futuros (Tabela 15) decorrentes do mesmo choque. As quantidades encontradas estão apresentadas na Tabela 16, abaixo.

Tabela 16. Quantidade de contratos de cada vencimento de FRA de cupom cambial a ser utilizada na imunização

| Data de cálculo | Quantidade de contratos de FRA de cupom cambial | | |
|-----------------|---|------------|------------|
| | 03/04/2006 | 03/07/2006 | 02/10/2006 |
| 02/01/2006 | -13 | 33 | -154 |
| 03/01/2006 | -13 | 33 | -154 |
| 04/01/2006 | -13 | 33 | -154 |
| 05/01/2006 | -13 | 33 | -154 |
| 06/01/2006 | -13 | 33 | -154 |
| 09/01/2006 | -13 | 33 | -154 |
| 10/01/2006 | -13 | 33 | -154 |
| 11/01/2006 | -13 | 32 | -154 |
| 12/01/2006 | -13 | 32 | -154 |
| 13/01/2006 | -13 | 32 | -154 |
| 16/01/2006 | -13 | 32 | -154 |
| 17/01/2006 | -13 | 33 | -154 |
| 18/01/2006 | -13 | 33 | -154 |
| 19/01/2006 | -13 | 33 | -154 |
| 20/01/2006 | -13 | 32 | -154 |
| 23/01/2006 | -13 | 33 | -154 |
| 24/01/2006 | -13 | 33 | -154 |
| 26/01/2006 | -13 | 33 | -154 |
| 27/01/2006 | -13 | 33 | -154 |
| 30/01/2006 | -13 | 17 | -135 |
| 31/01/2006 | -13 | 17 | -135 |

Utilizando como exemplo a data de cálculo 02/01/2006, é possível observar que as variações no valor de mercado da carteira de futuros escolhida para essa data, decorrentes do choque em cada um dos componentes principais, praticamente anulam as variações no valor de mercado da carteira de *swaps* decorrentes do mesmo choque, como desejado. Uma carteira passiva em 13 contratos futuros de FRA de cupom cambial, ativa em 33 contratos futuros de FRA de cupom cambial e passiva em 154 contratos futuros de FRA de cupom cambial tem seu valor de mercado alterado positivamente em decorrência do choque no primeiro componente principal em 35.952,58 (de acordo com a tabela 15 e a fórmula 35, a seguir), enquanto a carteira de *swaps* tem seu valor de mercado alterado negativamente em 36.003,65 em decorrência do choque no mesmo componente principal, conforme Tabela 14. Desta forma, o impacto na carteira de futuros praticamente anula o impacto na carteira de *swaps*. O valor residual da soma dos dois impactos (-51,07) é decorrente da utilização de quantidades inteiras de contratos de futuros, uma vez que não é possível se negociar quantidades fracionárias na BM&F.

$$\Delta VMCF_{CPy} = \sum_{x=1}^3 \Delta VMF_{x,CPy} \times QF_x \quad (35)$$

onde:

- $\Delta VMCF_{CPy}$ = Variação no valor de mercado da carteira de futuros de FRA de cupom cambial decorrente do choque de um desvio-padrão no “y-ésimo” componente principal;
- $\Delta VMF_{x,CPy}$ = Variação no valor de mercado de um contrato do “x-ésimo” vencimento de futuro de FRA de cupom cambial decorrente do choque de um desvio-padrão no “y-ésimo” componente principal
- QF_x = Quantidade de contratos do “x-ésimo” vencimento de futuro de FRA de cupom cambial utilizada na composição da carteira de imunização.

Seguindo o mesmo raciocínio para o segundo e terceiro componentes principais, a mesma carteira de futuros de FRA de cupom cambial (passiva em 13 contratos futuros de FRA de cupom cambial, ativa em 33 contratos futuros de FRA de cupom cambial e passiva em 154 contratos futuros de FRA de cupom cambial) tem seu valor de mercado alterado positivamente em decorrência do choque no segundo e terceiro componentes principais em 11.155,15 e 1.497,13, respectivamente, enquanto a carteira de *swaps* tem seu valor de mercado alterado negativamente (conforme Tabela 14) em 11.105,91 e 1.495,59, respectivamente, em decorrência dos choques nos mesmos componentes principais. Os valores residuais de 49,24 para a soma dos impactos no segundo componente principal e 1,54 para a soma dos impactos no terceiro componente principal são consequência da utilização de quantidades inteiras de contratos de futuros, como explicado anteriormente.

Após a definição da quantidade diária de cada contrato futuro de FRA de cupom cambial a ser utilizada na imunização, foram calculados e comparados os resultados diários - com base nos critérios apontados na seção 3.4.3 - da carteira de *swaps* e da carteira de contratos futuros de FRA de cupom cambial. Os resultados diários e acumulados podem ser observados nas Tabelas 17 e 18 e nos gráficos 7 e 8, a seguir.

Tabela 17. Comparação entre o resultado diário da carteira de *swaps* e o resultado diário carteira de contratos futuros de FRA de cupom cambial utilizados na imunização

| Data | Carteira <i>swaps</i> | Carteira de FRA de cupom cambial | Resultado total | Efetividade da imunização |
|------------|-----------------------|----------------------------------|-----------------|---------------------------|
| 03/01/2006 | (34.768,51) | 39.937,54 | 5.169,03 | 115% |
| 04/01/2006 | (223.044,34) | 241.575,17 | 18.530,83 | 108% |
| 05/01/2006 | (37.928,04) | 42.540,66 | 4.612,63 | 112% |
| 06/01/2006 | (44.948,39) | 44.456,78 | (491,61) | 99% |
| 09/01/2006 | (196.098,47) | 210.215,59 | 14.117,11 | 107% |
| 10/01/2006 | 8.645,39 | (8.910,94) | (265,55) | 103% |
| 11/01/2006 | 118.437,85 | (132.139,82) | (13.701,97) | 112% |
| 12/01/2006 | (96.358,63) | 105.837,91 | 9.479,28 | 110% |
| 13/01/2006 | 37.964,71 | (41.170,40) | (3.205,69) | 108% |
| 16/01/2006 | (3.026,93) | 4.783,30 | 1.756,37 | 158% |
| 17/01/2006 | 188.611,56 | (204.649,17) | (16.037,61) | 109% |
| 18/01/2006 | 113.397,01 | (121.943,27) | (8.546,25) | 108% |
| 19/01/2006 | 54.161,79 | (57.560,84) | (3.399,05) | 106% |
| 20/01/2006 | (349.830,68) | 374.902,76 | 25.072,08 | 107% |
| 23/01/2006 | (140.667,46) | 153.588,49 | 12.921,03 | 109% |
| 24/01/2006 | (105.979,17) | 117.070,55 | 11.091,37 | 110% |
| 26/01/2006 | (87.223,27) | 90.746,27 | 3.523,01 | 104% |
| 27/01/2006 | (126.468,74) | 137.137,31 | 10.668,57 | 108% |
| 30/01/2006 | 17.419,21 | (17.503,56) | (84,36) | 100% |
| 31/01/2006 | (9.029,97) | 10.767,59 | 1.737,63 | 119% |

Para o cálculo do resultado da carteira de *swaps* para a data de 03/01/2006, por exemplo, inicialmente os valores futuros em Dólar dos *swaps* da Tabela 2 foram marcados a mercado pelas taxas a termo de cupom cambial originais interpoladas para as datas de vencimento do *swaps* (Tabela 10). Uma vez que as taxas da Tabela 10 são taxas a termo (para o vencimento mais próximo de contrato futuro de DDI), os valores a mercado para a data do termo foram, então, trazidos a valor presente para a data do cálculo pela taxa do contrato futuro de DDI com vencimento mais próximo da data (01/02/2006, neste exemplo) e multiplicados pela *Ptax800* do dia anterior à data de cálculo. Desta forma foram obtidos os valores das pontas Dólar dos *swaps* (de acordo com a fórmula 36, a seguir).

$$VP_{PontaDólar} = \frac{VF_{PontaDólar}}{\left(\left(1 + \frac{CCT_{1^\circ DDI,t}}{100} \right)^{\frac{du(vcto1^\circ DDI,t)}{252}} \right) \times \left(1 + \left(\frac{1^\circ DDI}{36000} \right) \times dc(d,t) \right)} * Ptax800_{d-1} \quad (36)$$

onde:

- $VP_{PontaDólar}$ = valor presente da ponta Dólar do *swap*, em Reais;
- $CCT_{1^\circ DDI,t}$ = curva a termo de cupom cambial, com data do termo igual ao vencimento de DDI mais próximo da data de cálculo e data de vencimento igual à

- do *swap* (taxas expressas em base exponencial por 252 dias úteis, conforme Tabela 10);
- $du(vcto1^{\circ}DDI, t)$ = número de dias úteis entre o vencimento de DDI mais próximo da data de cálculo e a data de vencimento do *swap*;
 - $1^{\circ}DDI$ = cotação da taxa de fechamento da BM&F para o vencimento de DDI mais próximo da data de cálculo, expressa em base linear por 360 dias corridos;
 - $dc(d, t)$ = número de dias corridos entre a data de cálculo e o vencimento do *swap*.
 - $Ptax800_{d-1}$ = cotação da Ptax800 para o dia útil anterior ao da data de cálculo.

Já os valores iniciais em Reais dos *swaps* da Tabela 2 foram carregados pelo fator diário da taxa CDI do dia 02/01/2006 (válida para 03/01/2006), obtendo-se, assim, os valores das pontas CDI, de acordo com a fórmula 37, a seguir:

$$VP_{PontaCDI} = VI_{PontaCDI} * \prod_{i=1}^{du(início, d)} (1 + CDI_{i-1}) \quad (37)$$

onde:

- $VP_{PontaCDI}$ = valor presente da ponta CDI do *swap*, em Reais;
- $VI_{PontaCDI}$ = valor inicial da ponta CDI do *swap*, em Reais;
- $1+CDI_{d-1}$ = fator diário da taxa CDI para o dia útil anterior à data superior em i dias úteis da data de início do *swap*;
- $du(início, d)$ = número de dias úteis entre a data de início do *swap* e a data de cálculo.

A soma dos valores das pontas Dólar e das pontas CDI dos *swaps* para o dia 03/01/2006 (valor total de -34.768,51, neste exemplo) foi comparada com a soma do valor total das pontas Dólar e das pontas CDI dos *swaps* para o dia anterior (02/01/2006). Como 02/01/2006 foi exatamente a data de início dos *swaps*, cujas taxas foram determinadas com base nas taxas de mercado da data (como observado na seção 3.4), a soma do valor total das pontas Dólar e das pontas CDI dos *swaps* na data 02/01/2006 era igual a zero. Desta forma, o resultado diário da carteira de *swaps* para 03/01/2006 foi o próprio valor total das pontas Dólar e das pontas CDI dos *swaps* para a data, ou seja, -34.768,71, como pode ser observado na Tabela 17, abaixo. Para o cálculo do resultado das datas seguintes foi obedecido o mesmo procedimento.

Já para o resultado diário da carteira de futuros inicialmente os contratos de FRA foram transformados em contratos de DDI futuro (de acordo com metodologia da BM&F apresentada na seção 2.2, e liquidando-se a posição gerada para a ponta

curta pelas taxas de mercado da data). Em seguida, os resultados diários da carteira de futuros foram calculados com base na metodologia de cálculo de ajuste diário de contratos futuros de cupom cambial da BM&F¹⁵. Os resultados dos ajustes diários foram carregados diariamente pela fator diário de CDI do dia útil anterior à data de cálculo.

Gráfico 7. Regressão entre o resultado diário da carteira de swaps e o resultado diário carteira de contratos futuros de FRA de cupom cambial utilizados na imunização

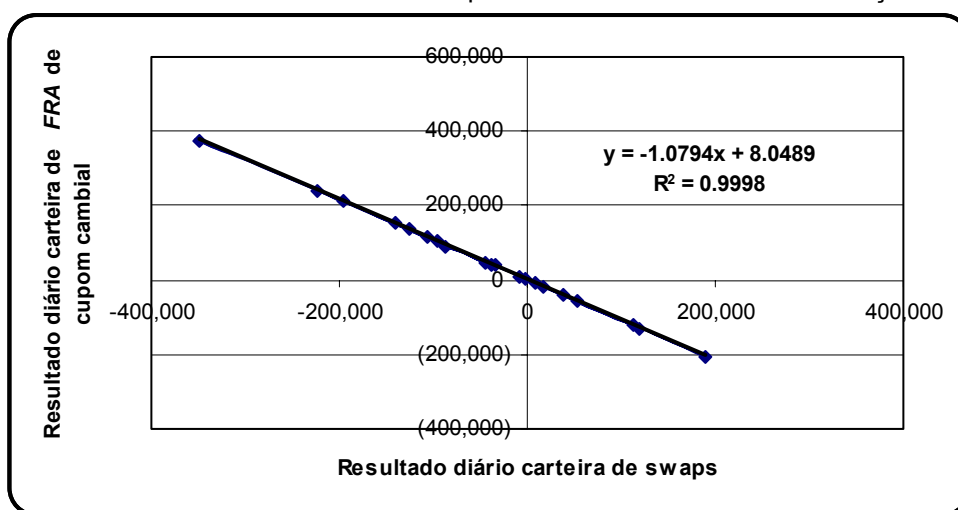


Tabela 18. Comparação entre o resultado diário acumulado da carteira de swaps e o resultado diário acumulado da carteira de contratos de FRA de cupom cambial utilizados na imunização

| Data | Carteira swaps | Carteira de FRA de cupom cambial | Resultado total | Efetividade da imunização |
|------------|----------------|----------------------------------|-----------------|---------------------------|
| 03/01/2006 | (34.768,51) | 39.937,54 | 5.169,03 | 115% |
| 04/01/2006 | (257.812,85) | 281.512,71 | 23.699,86 | 109% |
| 05/01/2006 | (295.740,89) | 324.053,37 | 28.312,48 | 110% |
| 06/01/2006 | (340.689,28) | 368.510,15 | 27.820,87 | 108% |
| 09/01/2006 | (536.787,75) | 578.725,73 | 41.937,98 | 108% |
| 10/01/2006 | (528.142,36) | 569.814,79 | 41.672,43 | 108% |
| 11/01/2006 | (409.704,50) | 437.674,97 | 27.970,46 | 107% |
| 12/01/2006 | (506.063,13) | 543.512,88 | 37.449,74 | 107% |
| 13/01/2006 | (468.098,42) | 502.342,47 | 34.244,05 | 107% |
| 16/01/2006 | (471.125,35) | 507.125,77 | 36.000,42 | 108% |
| 17/01/2006 | (282.513,79) | 302.476,60 | 19.962,81 | 107% |
| 18/01/2006 | (169.116,78) | 180.533,33 | 11.416,56 | 107% |
| 19/01/2006 | (114.954,99) | 122.972,50 | 8.017,51 | 107% |
| 20/01/2006 | (464.785,67) | 497.875,25 | 33.089,59 | 107% |
| 23/01/2006 | (605.453,13) | 651.463,75 | 46.010,62 | 108% |
| 24/01/2006 | (711.432,30) | 768.534,29 | 57.101,99 | 108% |
| 26/01/2006 | (798.655,57) | 859.280,56 | 60.625,00 | 108% |
| 27/01/2006 | (925.124,31) | 996.417,88 | 71.293,57 | 108% |
| 30/01/2006 | (907.705,10) | 978.914,31 | 71.209,21 | 108% |
| 31/01/2006 | (916.735,07) | 989.681,91 | 72.946,84 | 108% |

¹⁵ Para mais informações ver Contrato Futuro de Cupom Cambial da BM&F. Como simplificação, os custos de transação não foram considerados para o cálculo do resultado diário dos futuros. No entanto, deveriam ser de pouca relevância para o resultado total uma vez que houve pouca necessidade de rebalanceamento da carteira. De qualquer forma, é importante ressaltar que estes custos não devem ser ignorados no mercado real.

Analisando as tabelas 17 e 18 é possível observar que tanto os resultados diários quanto o resultado diário acumulado da carteira de contratos futuros de FRA de cupom cambial compensam os resultados diários e o resultado diário acumulado da carteira de *swaps* dentro do intervalo entre 80% (oitenta por cento) e 125% (cento e vinte e cinco por cento). Este intervalo foi estabelecido pelo Banco Central em sua circular 3.082, de 2002, como forma de determinar a efetividade de uma carteira de imunização para critérios de contabilização de estratégias com instrumentos derivativos. No gráfico de regressão dos resultados diários também é possível observar a efetividade da imunização, identificada pelo alto R^2 (0,9998).

5 COMENTÁRIOS FINAIS E RECOMENDAÇÕES

No presente estudo foi apresentada, pela primeira vez, uma aplicação da análise de componentes principais para identificação dos fatores que influenciam o comportamento da estrutura temporal de cupom cambial. A estrutura temporal de cupom cambial pode ser considerada uma das variáveis chave para o apreçamento de derivativos cambiais, para a decisão de investimento no Brasil por parte de investidores estrangeiros e para o gerenciamento de riscos cambiais e de taxas de juros, pois representa a relação entre a taxa de juros em Reais no mercado brasileiro e a desvalorização esperada para a moeda Real (R\$), em relação ao Dólar (US\$).

Através da aplicação da técnica de análise de componentes principais para curvas de cupom cambial limpo à vista e a termo (cuja data do termo é igual ao vencimento do contrato de DDI mais próximo) foi possível observar que, para ambas as curvas, os três primeiros componentes apresentam um alto grau explicativo – resultado este semelhante ao obtido em estudos anteriores sobre a aplicação da análise de componentes principais ou de técnicas de análise multifatorial à estrutura temporal de taxas de juros, tanto no Brasil quanto no exterior. No entanto, este poder explicativo é superior quando a técnica de análise de componentes principais é aplicada à curva a termo de cupom cambial, com três componentes principais sendo responsáveis por mais de 94% da variabilidade explicada tanto para os períodos de 1, 2 ou 3 anos.

A superioridade dos resultados obtidos na análise da curva a termo de cupom cambial (com relação àqueles obtidos na análise da curva à vista de cupom cambial) também pode ser observada pela interpretação visual dos gráficos representantes da evolução das cargas mensais dos componentes principais. Nos gráficos da análise da curva a termo de cupom cambial foi possível identificar claramente os componentes de nível, inclinação e curvatura - tal como primeiramente identificado por Litterman e Scheinkman (1991) em estudo sobre a estrutura temporal de taxas de juros de títulos norte-americanos - para todos os períodos analisados (1, 2 e 3 anos). Esta mesma identificação não pôde ser claramente obtida na análise dos gráficos da curva à vista de cupom cambial.

A estratégia de imunização realizada - baseada na análise de componentes principais da curva a termo de cupom cambial para o período de 1 ano – demonstrou alta efetividade na comparação entre os resultados da carteira objeto de imunização (carteira arbitrária de *swaps* DólarxCDI) e os resultados da carteira instrumento de imunização (contratos futuros de FRA de cupom cambial). Este resultado é de grande importância para o gerenciamento de carteiras que possuam títulos expostos ao risco de variações na curva de cupom cambial.

O presente estudo teve como principais objetivos uma primeira análise da aplicação das técnicas de análise de componentes principais à curva de cupom cambial brasileira, bem como a análise da efetividade da imunização do risco de variação nas taxas de cupom cambial a partir dos resultados obtidos com a análise de componentes principais, sem qualquer pretensão de esgotar os assuntos abordados. Desta forma, estudos futuros poderiam ser realizados tanto com relação ao aprofundamento dos temas aqui estudados quanto também ao aumento da abrangência de seu escopo.

Uma sugestão para o aprofundamento do estudo da aplicação da análise de componentes principais à curva de cupom cambial seria uma maior análise dos motivos da superioridade dos resultados relacionados à curva a termo de cupom cambial quando comparados aos resultados relacionados à curva à vista de cupom cambial. Também seria interessante analisar a aplicação dos resultados obtidos com a análise de componentes principais da curva de cupom cambial não apenas com o objetivo de imunização, como também em modelos de gerenciamento de risco, tais como o *Value at Risk*.

Já com relação ao aumento da abrangência do estudo, ficariam como sugestão, também, estudos sobre a aplicação das técnicas de análise de componentes principais tanto a diferentes curvas de juros brasileiras (incorporando elementos de risco de crédito, por exemplo, ou realizando análises cruzadas de diferentes curvas de juros) quanto também à modelagem de superfícies de volatilidade implícita de ativos do mercado brasileiro.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABAD, Pilar; NOVALES, Alfonso; The forecasting ability of factor models of the term structure of IRS Markets; *Universidad Complutense de Madrid, Working Papers* nº 0221; 2002.

ALEXANDER, C. *Market models: a guide to financial data analysis*. Chichester: John Wiley, 2001.

ALMEIDA, Caio Ibsen Rodrigues. A note on the relation between principal components and dynamic factors in affine term structure models. *Brazilian Review of Econometrics*, v.25, n.1, p.89-114, 2005.

ALMEIDA, Caio Ibsen Rodrigues; DUARTE Jr, Antonio Marcos; FERNANDES, Cristiano Augusto Coelho. A generalization of principal components analysis for non-observable term structures in emerging markets. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, v.6, n.8, p.885-903, 2003.

ANDIMA – Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro. Anexo VI do Código Operacional do Mercado (COM) – Títulos Públicos Federais: Metodologia de Precificação e Cálculo . Maio de 2006. Disponível em <http://www.andima.com.br/comites/arqs/com_anexo_6.pdf>.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Circular nº 3.082, de 30 de Janeiro de 2002. Estabelece e consolida critérios para registro e avaliação contábil de instrumentos financeiros derivativos.

BARBER, Joel; COPPER, Mark. Immunization using Principal Component Analysis. *Journal of Portfolio Management*, v.23, n.1, p. 99-105, 1996.

BARCINSKI, A. Hedging strategies using a multifactor model for the Brazilian interest rate. In: BONOMO, M. (org.). *Finanças Aplicadas ao Brasil*. Rio de Janeiro: FGV, 2002.

BARTHOLOMEW, David J. et al. *The analysis and interpretation of multivariate data for social scientists*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, 2002.

BLISS, Robert. Movements in the term structure of interest rates. *Federal Reserve Bank of Atlanta- Economic Review*, Atlanta, Q IV, p.16-33, 1997.

BM&F – Bolsa de Mercadorias & Futuros. Contrato Futuro de Cupom Cambial. Janeiro de 2005. Disponível em <http://www.bmf.com.br/portal/pages/frame.asp?idioma=1&area=contratos&link_char=financeiro40>.

BM&F – Bolsa de Mercadorias & Futuros. Negociação de *Forward Rate Agreement* de Cupom Cambial. Janeiro de 2001. Disponível em <http://www.bmf.com.br/portal/pages/frame.asp?idioma=1&area=contratos&link_char=financeiro23>.

BM&F – Bolsa de Mercadorias & Futuros. O mecanismo do FRA de cupom. *Resenha BM&F*, n 144, 2001.

CAMPBELL, J; LO, A.; MACKINLAY, A. *The econometrics of financial markets*. Princeton: Princeton Univ. Press, 1997.

DAIGLER, R.T. *Managing risk with financial futures. Hedging, pricing and arbitrage*. 2nd ed. Chicago: Probus, 1993.

GOLUB, B; TILMAN, L. *Risk management. Approaches for fixed income markets*. Toronto: John Wiley & Sons, 2000. (Wiley frontiers in finance).

FABOZZI, F. *The handbook of fixed income securities*. 5th ed. McGraw-Hill, 1997.

FENGLER, Matthias R.; HARDLE, Wolfgang K.; VILLA, Christophe; The dynamics of implied volatilities: a common principal component approach. *Review of Derivatives Research*, v.6, n.3, p.179-202, 2003.

GARCIA, M; DIDLER, T. Taxa de juros, risco cambial e risco Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.33, n.2, p.253-297, 2003.

GARCIA, M. (2003). *Brazil in the 21st century: how to escape the high interest trap?* Rio de Janeiro, RJ, Brasil: PUC – Pontifícia Universidade Católica/Departamento de Economia. (Texto para Discussão n. 466).

HAIR, J.F. et al. *Multivariate data analysis: With Readings*. 4th ed. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 1995.

JOHNSON, R.A; WICHERN, D. *Applied multivariate statistical analysis*. 4th ed. Upper Saddle River: Prentice-Hall, 1998.

JOLLIFFE, I.T. *Principal component analysis*. 2nd ed. New York: Springer-Verlag, 2002. (Springer series in statistics).

LARDIC, Sandrine; PRIAULET, Philippe; PRIAULET, Stéphane; PCA of the yield curve dynamics: questions of methodologies; *Journal of Bond Trading and Management*, v.1, p.327-349, 2001.

LION, Octavio Manuel Bessada. *Um estudo sobre a modelagem da estrutura a termo das taxas de juros e a precificação de opções sobre títulos de renda fixa*. 2002. 117f. Tese (Doutorado em Ciências em Engenharia de Produção) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro: 2002.

LITTERMAN, R; SCHEINKMAN, J; KNEZ, P. Explorations Into Factors Explaining Money Market Returns. *Journal of Finance*, v.49, n.5, p.1861-1862, 1994.

LITTERMAN, Robert; SCHEINKMAN, José. Common factors affecting bond returns. *Journal of Fixed Income*, v.1, p.54-61, 1991.

MONTEIRO, A.; SALLES, F. Interpolação da curva de juros brasileira: métodos e medidas de desempenho. *Resenha BM&F*, n 141, 2001.

OLIVEIRA, Alberto Silva de. *Modelos de estrutura a termo de taxas de juros: um teste empírico*. 2003. 34f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas, São Paulo: 2003.

SANTOS, Francisco Eduardo de Luna e Almeida. *Aplicação da metodologia de Componentes Principais na análise da estrutura a termo de taxa de juros brasileira e no cálculo do Valor em Risco*. 2005. 75f. Dissertação (Mestrado em Administração) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro: 2005.

SECURATO, José Roberto et al. *Cálculo Financeiro das Tesourarias – Banco e Empresas*. 3^a ed. São Paulo: Saint Paul Institute of Finance, 2000.

SILVEIRA, G.; BESSADA, O. Análise de Componentes Principais de Dados Funcionais – Uma aplicação às Estruturas a Termo de taxas de Juros. *Banco Central do Brasil*, working paper nº 73, 2003.

TUCKMAN, B. *Fixed income securities: tools for today's markets*. 2nd ed. New Jersey: John Wiley & Sons, 2002.

VARGA, G.; VALLI, M. Movimentos da Estrutura a Termo da Taxas de Juros Brasileira e Imunização. *Revista de Estudos Avançados da USP*, janeiro, 2001.

VARGA, Gyorgy. Interpolação por *cubic spline* para a estrutura a termo brasileira. *Resenha BM&F*, n 140, 2000.

VARGA, Gyorgy. Preço de estratégias com futuro de DI e FRA. *Resenha BM&F*, n 158, 2003.

VIEIRA NETO, Cícero Augusto. A. *Modelagem da Estrutura a Termo da Taxa de Juros e Avaliação de Contratos Derivativos*. 1999. 179f. Tese (Doutorado em Economia) – Departamento de Economia da Universidade de São Paulo, São Paulo: 1999.

APÊNDICE

Tabela 19. Valores e estatísticas descritivas das cargas dos componentes principais (CP) para a análise de componentes principais (ACP) de 1 ano das curvas a termo e à vista de cupom cambial

| Cargas dos componentes principais - ACP 1 ano | | | | | | |
|---|---------------|--------|--------|---------------|--------|--------|
| Vértice | Curva a termo | | | Curva à vista | | |
| | CP 1 | CP 2 | CP 3 | CP 1 | CP 2 | CP 3 |
| 1 | 0.25 | (0.34) | 0.63 | (0.00) | 0.60 | (0.76) |
| 2 | 0.27 | (0.38) | 0.33 | (0.18) | (0.55) | (0.39) |
| 3 | 0.28 | (0.38) | (0.01) | (0.27) | 0.22 | (0.06) |
| 4 | 0.28 | (0.32) | (0.29) | (0.26) | (0.38) | (0.41) |
| 5 | 0.29 | (0.20) | (0.42) | (0.30) | (0.18) | (0.10) |
| 6 | 0.30 | (0.06) | (0.37) | (0.31) | 0.18 | 0.14 |
| 7 | 0.31 | 0.08 | (0.20) | (0.31) | 0.25 | 0.17 |
| 8 | 0.30 | 0.21 | (0.02) | (0.33) | 0.12 | 0.08 |
| 9 | 0.30 | 0.28 | 0.08 | (0.33) | 0.01 | 0.03 |
| 10 | 0.29 | 0.33 | 0.12 | (0.33) | (0.01) | 0.05 |
| 11 | 0.29 | 0.34 | 0.14 | (0.33) | 0.02 | 0.10 |
| 12 | 0.29 | 0.33 | 0.14 | (0.32) | 0.04 | 0.14 |
| Estatísticas descritivas | | | | | | |
| | Curva a termo | | | Curva à vista | | |
| | CP 1 | CP 2 | CP 3 | CP 1 | CP 2 | CP 3 |
| Média | 0.29 | (0.01) | 0.01 | (0.27) | 0.03 | (0.08) |
| Mediana | 0.29 | 0.01 | 0.04 | (0.31) | 0.03 | 0.04 |
| Desvio-padrão | 0.02 | 0.30 | 0.30 | 0.10 | 0.30 | 0.29 |
| Mínimo | 0.25 | (0.38) | (0.42) | (0.33) | (0.55) | (0.76) |
| Máximo | 0.31 | 0.34 | 0.63 | (0.00) | 0.60 | 0.17 |

Tabela 20. Valores e estatísticas descritivas das cargas dos componentes principais (CP) para a análise de componentes principais (ACP) de 2 anos das curvas a termo e à vista de cupom cambial

| Cargas dos componentes principais - ACP 2 anos | | | | | | |
|---|----------------------|-------------|-------------|----------------------|-------------|-------------|
| Vértice | Curva a termo | | | Curva à vista | | |
| | CP 1 | CP 2 | CP 3 | CP 1 | CP 2 | CP 3 |
| 1 | 0.18 | (0.13) | (0.32) | (0.04) | 0.09 | 0.59 |
| 2 | 0.19 | (0.15) | (0.38) | (0.12) | (0.09) | (0.56) |
| 3 | 0.19 | (0.15) | (0.39) | (0.15) | (0.20) | 0.21 |
| 4 | 0.20 | (0.14) | (0.34) | (0.19) | (0.12) | (0.39) |
| 5 | 0.21 | (0.15) | (0.25) | (0.20) | (0.18) | (0.18) |
| 6 | 0.22 | (0.15) | (0.14) | (0.18) | (0.22) | 0.18 |
| 7 | 0.23 | (0.15) | (0.03) | (0.19) | (0.22) | 0.24 |
| 8 | 0.23 | (0.14) | 0.07 | (0.22) | (0.20) | 0.12 |
| 9 | 0.22 | (0.14) | 0.14 | (0.23) | (0.18) | 0.01 |
| 10 | 0.22 | (0.13) | 0.19 | (0.23) | (0.18) | (0.02) |
| 11 | 0.23 | (0.12) | 0.22 | (0.23) | (0.18) | 0.01 |
| 12 | 0.23 | (0.11) | 0.23 | (0.23) | (0.18) | 0.04 |
| 13 | 0.23 | (0.09) | 0.24 | (0.24) | (0.15) | 0.04 |
| 14 | 0.23 | (0.06) | 0.22 | (0.26) | (0.08) | 0.02 |
| 15 | 0.24 | (0.01) | 0.20 | (0.27) | 0.03 | (0.00) |
| 16 | 0.23 | 0.06 | 0.16 | (0.25) | 0.14 | (0.01) |
| 17 | 0.23 | 0.14 | 0.11 | (0.23) | 0.21 | (0.01) |
| 18 | 0.21 | 0.21 | 0.06 | (0.21) | 0.25 | (0.01) |
| 19 | 0.19 | 0.27 | 0.01 | (0.19) | 0.27 | (0.01) |
| 20 | 0.17 | 0.32 | (0.03) | (0.18) | 0.28 | (0.00) |
| 21 | 0.15 | 0.34 | (0.07) | (0.18) | 0.28 | (0.00) |
| 22 | 0.14 | 0.36 | (0.10) | (0.17) | 0.29 | (0.00) |
| 23 | 0.12 | 0.36 | (0.12) | (0.17) | 0.29 | (0.00) |
| 24 | 0.11 | 0.37 | (0.14) | (0.17) | 0.29 | 0.00 |
| Estatísticas descritivas | | | | | | |
| | Curva a termo | | | Curva à vista | | |
| | CP 1 | CP 2 | CP 3 | CP 1 | CP 2 | CP 3 |
| Média | 0.20 | 0.03 | (0.02) | (0.20) | 0.01 | 0.01 |
| Mediana | 0.22 | (0.10) | (0.01) | (0.20) | (0.08) | (0.00) |
| Desvio-padrão | 0.04 | 0.21 | 0.21 | 0.05 | 0.21 | 0.21 |
| Mínimo | 0.11 | (0.15) | (0.39) | (0.27) | (0.22) | (0.56) |
| Máximo | 0.24 | 0.37 | 0.24 | (0.04) | 0.29 | 0.59 |

Tabela 21. Valores e estatísticas descritivas das cargas dos componentes principais (CP) para a análise de componentes principais (ACP) de 3 anos das curvas a termo e à vista de cupom cambial

| Cargas dos componentes principais - ACP 3 anos | | | | | | |
|---|----------------------|-------------|-------------|----------------------|-------------|-------------|
| Vértice | Curva a termo | | | Curva à vista | | |
| | CP 1 | CP 2 | CP 3 | CP 1 | CP 2 | CP 3 |
| 1 | 0.10 | (0.17) | (0.31) | (0.06) | 0.03 | 0.59 |
| 2 | 0.10 | (0.19) | (0.36) | (0.04) | (0.15) | (0.56) |
| 3 | 0.11 | (0.19) | (0.37) | (0.02) | (0.24) | 0.21 |
| 4 | 0.11 | (0.19) | (0.33) | (0.07) | (0.21) | (0.39) |
| 5 | 0.11 | (0.20) | (0.27) | (0.05) | (0.26) | (0.18) |
| 6 | 0.12 | (0.22) | (0.18) | (0.03) | (0.27) | 0.18 |
| 7 | 0.12 | (0.22) | (0.10) | (0.04) | (0.28) | 0.24 |
| 8 | 0.12 | (0.22) | (0.02) | (0.06) | (0.29) | 0.12 |
| 9 | 0.12 | (0.22) | 0.04 | (0.07) | (0.28) | 0.01 |
| 10 | 0.12 | (0.22) | 0.09 | (0.07) | (0.28) | (0.02) |
| 11 | 0.12 | (0.22) | 0.12 | (0.07) | (0.28) | 0.01 |
| 12 | 0.12 | (0.22) | 0.16 | (0.07) | (0.28) | 0.04 |
| 13 | 0.13 | (0.22) | 0.18 | (0.09) | (0.27) | 0.04 |
| 14 | 0.14 | (0.21) | 0.21 | (0.12) | (0.24) | 0.02 |
| 15 | 0.15 | (0.19) | 0.22 | (0.17) | (0.17) | (0.00) |
| 16 | 0.17 | (0.15) | 0.22 | (0.20) | (0.09) | (0.01) |
| 17 | 0.19 | (0.11) | 0.22 | (0.21) | (0.03) | (0.01) |
| 18 | 0.20 | (0.05) | 0.19 | (0.21) | 0.01 | (0.01) |
| 19 | 0.21 | (0.00) | 0.16 | (0.21) | 0.03 | (0.01) |
| 20 | 0.21 | 0.04 | 0.12 | (0.21) | 0.05 | (0.01) |
| 21 | 0.21 | 0.07 | 0.09 | (0.21) | 0.06 | (0.00) |
| 22 | 0.21 | 0.09 | 0.05 | (0.21) | 0.06 | (0.00) |
| 23 | 0.20 | 0.11 | 0.03 | (0.21) | 0.07 | (0.00) |
| 24 | 0.20 | 0.12 | 0.00 | (0.21) | 0.07 | (0.00) |
| 25 | 0.20 | 0.13 | (0.01) | (0.21) | 0.07 | (0.00) |
| 26 | 0.19 | 0.14 | (0.03) | (0.21) | 0.07 | (0.00) |
| 27 | 0.19 | 0.14 | (0.04) | (0.21) | 0.07 | (0.00) |
| 28 | 0.19 | 0.15 | (0.05) | (0.21) | 0.07 | 0.00 |
| 29 | 0.19 | 0.15 | (0.06) | (0.21) | 0.08 | 0.00 |
| 30 | 0.19 | 0.15 | (0.06) | (0.21) | 0.08 | 0.00 |
| 31 | 0.19 | 0.15 | (0.07) | (0.21) | 0.08 | 0.00 |
| 32 | 0.18 | 0.16 | (0.07) | (0.21) | 0.08 | 0.00 |
| 33 | 0.18 | 0.16 | (0.08) | (0.21) | 0.08 | 0.00 |
| 34 | 0.18 | 0.16 | (0.08) | (0.21) | 0.08 | 0.00 |
| 35 | 0.18 | 0.16 | (0.09) | (0.21) | 0.08 | 0.00 |
| 36 | 0.18 | 0.16 | (0.09) | (0.21) | 0.08 | 0.00 |
| Estatísticas descritivas | | | | | | |
| | Curva a termo | | | Curva à vista | | |
| | CP 1 | CP 2 | CP 3 | CP 1 | CP 2 | CP 3 |
| Média | 0.16 | (0.03) | (0.02) | (0.15) | (0.06) | 0.01 |
| Mediana | 0.18 | (0.03) | (0.02) | (0.21) | 0.03 | 0.00 |
| Desvio-padrão | 0.04 | 0.17 | 0.17 | 0.07 | 0.16 | 0.17 |
| Mínimo | 0.10 | (0.22) | (0.37) | (0.21) | (0.29) | (0.56) |
| Máximo | 0.21 | 0.16 | 0.22 | (0.02) | 0.08 | 0.59 |