

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

DECOMPOSIÇÃO EM COMPONENTES PRINCIPAIS DAS
TAXAS DE JUROS DO MERCADO BRASILEIRO

Claudia Sardenberg Sussekind

Nº de matrícula: 0211078-1

Orientador: Luciano Vereda

Junho de 2006

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

DECOMPOSIÇÃO EM COMPONENTES PRINCIPAIS
DAS TAXAS DE JUROS DO MERCADO BRASILEIRO

Claudia Sardenberg Sussekind

Nº de matrícula: 0211078-1

Orientador: Luciano Vereda

Junho de 2006

"Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri, para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor".

Claudia Sardenberg Sussekind

As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.

Agradecimentos

Agradeço a meus pais Mariane e Carlos, à minha irmã Carolina e ao meu cunhado Cristiano pela eterna contribuição e paciência.

Agradeço ao professor Luciano Vereda, pela ótima orientação e ensinamentos.

Agradeço aos professores Dionísio Dias Carneiro, Márcio Garcia e Rogério Werneck, pela enorme contribuição para meu aprendizado durante a graduação.

Agradeço ao Departamento de Economia da PUC-Rio, por ter me proporcionado um ambiente propício para desenvolvimento acadêmico, profissional e pessoal.

Agradeço, por último, aos meus amigos, em especial a Carolina, Carla, Isabela, Paula, Diogo e Eduardo.

Índice analítico

Resumo	6
I. Introdução	7
II. Análise de Componentes Principais.....	9
III. Revisão da Literatura.....	13
III.1 <i>Common Factors Affecting Bond Returns</i>	13
III.2 <i>Exploration Into Factors Explaining Money Market Returns</i>	14
III.3 <i>A No-Arbitrage Model of the Term Structure and the Macroeconomy</i>	16
IV. Análise dos Dados Utilizados	19
IV.1 Taxas de Juros da Estrutura a Termo	19
IV.2 Taxas de Juros Bancárias	21
V. Resultados.....	25
V.1 Estrutura a termo das taxas de juros	25
V.2 Taxas bancárias.....	29
VII. Bibliografia	35

Índice de Tabelas

Tabela 1: Estatísticas Descritivas das Taxas de Juros da Estrutura a Termo	19
Tabela 2: Matriz de Correlação das Taxas de Juros da Estrutura a Termo	20
Tabela 3: Matriz de Variância-Covariância das Taxas de Juros da Estrutura a Termo.....	20
Tabela 4: Autocorrelação das Séries das Taxas de Juros da Estrutura a Termo	21
Tabela 5: Prazo Médio em Dias das Operações de Crédito	22
Tabela 6: Estatísticas Descritivas das Taxas de Juros das Operações Ativas dos Bancos ...	23
Tabela 7: Matriz de Correlação das Taxas das Operações Ativas dos Bancos	23
Tabela 8: Matriz de Variância-Covariância das Taxas de Juros das Operações Ativas dos Bancos	24
Tabela 9: Autocorrelação das Séries das Taxas de Juros das Operações Ativas dos Bancos	24
Tabela 10: Resultados para a Estrutura a Termo da Taxa de Juros.....	25
Tabela 11: Resultados para as Taxas das Operações Livres dos Bancos	30

Índice de Gráficos

Gráfico 1: Efeito do Primeiro Fator sobre a Estrutura a Termo da Taxa de Juros	26
Gráfico 2: Primeiro Componente Principal e Expectativa de Inflação nos Próximos 12 Meses.....	27
Gráfico 3: Efeito do Segundo Fator sobre a Estrutura a Termo da Taxa de Juros	28
Gráfico 4: Segundo Componente Principal e EMBI-Brasil	29
Gráfico 5: Efeito do Primeiro Fator sobre as Taxas de Juros Bancárias	31
Gráfico 6: Efeito do Segundo Fator sobre as Taxas de Juros Bancárias	32

Resumo

Esta monografia fornece um resumo da técnica de decomposição em componentes principais e de três aplicações em artigos selecionados da literatura. De modo semelhante aos estudos realizados para o mercado americano, decomparamos as taxas de juros do mercado financeiro brasileiro. Para a estrutura a termo da taxa de juros, encontramos um modelo com duas componentes principais. O primeiro componente principal é responsável por uma mudança de nível nas taxas de juros e altamente correlacionado com as expectativas de inflação e o segundo componente principal é responsável por um deslocamento pivotante da estrutura a termo, em que as taxas de maturidade mais curta caem e as taxas de maior maturidade elevam-se. Este componente mostrou-se altamente correlacionado com o risco-país. Para as taxas de juros bancárias, os resultados do primeiro componente são semelhantes, enquanto que a interpretação dos demais componentes fica prejudicada.

I. Introdução

As taxas de juros desempenham papel fundamental na economia porque afetam as decisões de consumo e de investimento intertemporal e, portanto, são intimamente relacionadas com o crescimento econômico. Por isso, compreender melhor como se comportam as taxas de juros do mercado brasileiro, quais são os fatores comuns que as influenciam e como as influenciam é de grande interesse.

As altas taxas de juros estão no centro de todos os debates sobre a economia brasileira. No entanto, esta monografia não pretende buscar uma explicação para este fato. Trata-se muito mais de desenvolver evidência empírica sobre a existência de fatos estilizados sobre as taxas de juros do mercado brasileiro. Buscamos calcular a sensibilidade das taxas a certos fatores que representam movimentos comuns, de modo que o foco é explorar o modo como as taxas de diferentes ativos se movem em resposta a um choque em um determinado componente principal. E, então, buscar interpretações macroeconômicas para estes componentes a fim de ter uma aplicação mais prática.

Optamos por estudar as taxas de juros através da técnica estatística conhecida como decomposição em componentes principais, já que este instrumental nos permite distinguir entre fatores comuns e fatores idiossincráticos que impactam a rentabilidade dos diferentes ativos, uma técnica que permite a mensuração e a interpretação desses fatores.

O objetivo desta monografia é portanto analisar empiricamente as taxas de juros da economia brasileira, tanto as taxas da estrutura a termo quanto algumas taxas selecionadas de operações ativas dos bancos. Através desta decomposição, podemos separar fatores de risco comuns e de riscos específicos aos retornos, conhecimento este de extrema importância quando se pretende montar um *portfolio*. Por exemplo, a fim de montar uma operação de *hedge*, o investidor deve buscar ativos que não sofram os mesmos efeitos diante de um risco identificado por um componente principal.

Iniciamos esta monografia apresentando a teoria da técnica estatística de decomposição em componentes principais no capítulo II. No capítulo III, fazemos um sucinto resumo sobre alguns artigos da literatura que explorou o tema das taxas de juros com base nesta técnica, com o objetivo de expor os resultados encontrados para os Estados

Unidos, para que possamos estabelecer uma comparação com os resultados encontrados nesta monografia.

No capítulo IV, apresentamos os dados utilizados para o estudo, com fontes, periodicidades, amostras, principais características estatísticas e as matrizes de variância e covariância às quais será aplicada a técnica de decomposição em componentes principais no capítulo V. Este capítulo expõe e interpreta os resultados, fazendo também um paralelo com os resultados de outros artigos da literatura. O capítulo VI conclui.

II. Análise de Componentes Principais

O método escolhido para identificar o movimento comum das taxas de juros do mercado brasileiro foi a ferramenta estatística conhecida como componentes principais.

Esta ferramenta nos permite fazer uma representação parcimoniosa dos dados. Apesar de a descrição completa da variabilidade total de um sistema de p variáveis aleatórias só poder ser feita com p componentes, é comum descobrir que um conjunto composto pelas k componentes principais das variáveis envolvidas (com $k < p$) seja suficiente para representar praticamente a totalidade dessa variabilidade. Em outras palavras, as k componentes principais trazem consigo a maior parte da informação contida nas p variáveis originais. Assim, freqüentemente, é possível substituir o conjunto de dados associado às p variáveis originais, que consiste em n medidas das mesmas, por outro envolvendo somente n medidas das suas k componentes principais.

Algebricamente, as componentes principais de uma coleção de p variáveis aleatórias x_1, x_2, \dots, x_p nada mais são do que combinações lineares especiais das mesmas. Para um vetor aleatório $X^r = [x_1 \ x_2 \ \dots \ x_p]$ cuja matriz de variância/covariância é Σ , com combinações lineares dadas por:

$$\begin{aligned} y_1 &= a_1^r X = a_{11}x_1 + a_{12}x_2 + \dots + a_{1p}x_p \\ y_2 &= a_2^r X = a_{21}x_1 + a_{22}x_2 + \dots + a_{2p}x_p \\ &\vdots \\ y_p &= a_p^r X = a_{p1}x_1 + a_{p2}x_2 + \dots + a_{pp}x_p \end{aligned}$$

e com variância e covariância dadas por:

$$\text{Var}(y_i) = \text{Var}(a_i^r X) = a_i^r \Sigma a_i \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, p \quad (1)$$

$$\text{Cov}(y_i, y_j) = \text{Cov}(a_i^r X, a_j^r X) = a_i^r \Sigma a_j \quad ; \quad i, j = 1, 2, \dots, p \quad (2)$$

as p componentes principais das variáveis x_1, x_2, \dots, x_p são as combinações lineares decorrelatadas y_1, y_2, \dots, y_p que fazem as variâncias dadas em (1) assumirem o maior valor possível. Assim, o primeiro componente principal é a combinação linear de x_1, x_2, \dots, x_p capaz de explicar a maior porção da matriz de variância.

Deste modo, para obter a i -ésima componente principal devemos fazer a seguinte maximização:

$$\max_{a_i} a_i^T \Sigma a_i$$

$$st \ a_i^T a_i = 1$$

$$\text{onde: } \frac{\partial L}{\partial a_i} = 0 \Rightarrow \Sigma a_i = \mu a_i \Rightarrow \mu \text{ é um autovalor de } \Sigma \text{ e } a_i \text{ é o seu autovetor}$$

correspondente.

Para que as combinações lineares $a_1^T X, a_2^T X, \dots, a_i^T X$ sejam decorrelatadas é necessário que:

$$\text{Cov}(a_1^T X, a_i^T X) = a_1^T \Sigma a_i = 0 \Rightarrow e_1^T \mu a_i = 0 \Rightarrow \mu e_1^T a_i = 0 \Rightarrow e_1^T a_i = 0.$$

$$\text{Cov}(a_2^T X, a_i^T X) = a_2^T \Sigma a_i = 0 \Rightarrow e_2^T \mu a_i = 0 \Rightarrow \mu e_2^T a_i = 0 \Rightarrow e_2^T a_i = 0.$$

$$\vdots$$

$$\text{Cov}(a_{i-1}^T X, a_i^T X) = a_{i-1}^T \Sigma a_i = 0 \Rightarrow e_{i-1}^T \mu a_i = 0 \Rightarrow \mu e_{i-1}^T a_i = 0 \Rightarrow e_{i-1}^T a_i = 0.$$

Logo a_i é um autovetor de Σ - de agora em diante denominado e_i -, e é ortogonal aos demais autovetores e_1, e_2, \dots, e_{i-1} . Este autovetor e_i deve corresponder ao i -ésimo maior autovalor da matriz Σ porque $a_i^T \Sigma a_i = a_i^T \mu a_i = \mu a_i^T a_i = \mu = \lambda_i$, onde λ_i denota o i -ésimo maior autovalor de Σ . As variâncias de y_1, y_2, \dots, y_p são dadas portanto por $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p$.

Para mensurar a informação contida em cada componente principal, para um vetor $X^T = [x_1 \ x_2 \ \dots \ x_p]$ com p variáveis aleatórias, a matriz de variância/covariância

é Σ e ela possui a seguinte coleção de autovalores e autovetores: $(\lambda_1, e_1), (\lambda_2, e_2), (\lambda_3, e_3), \dots, (\lambda_p, e_p)$ ($\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \lambda_3 \geq \dots \geq \lambda_p$). Então:

$$\sum_{i=1}^p \text{Var}(x_i) = \sum_{i=1}^p \lambda_i = \sum_{i=1}^p \text{Var}(y_i)$$

onde $y_1 = e_1^T X$, $y_2 = e_2^T X$, ..., $y_p = e_p^T X$.

Assim, a variância total da população é dada por $\sum_{i=1}^p \lambda_i$ e, conseqüentemente, a proporção da variância total explicada pelo i -ésimo componente principal é dada por $\lambda_i / \sum_{i=1}^p \lambda_i$. Deste modo, quando temos uma parte da variância total sendo explicada pelos primeiros componentes principais, podemos de certa forma substituir as p variáveis originais por esses componentes principais sem que haja com isso uma perda significativa de informação.

Os resultados derivados até agora são para populações e na prática temos apenas n observações das p variáveis aleatórias x_1, x_2, \dots, x_p . Consideramos então $\hat{\Sigma}$ como sendo a matriz de variância/covariância empírica (ou seja, estimada a partir dos dados observados); e os pares $(\hat{\lambda}_1, \hat{e}_1), (\hat{\lambda}_2, \hat{e}_2), (\hat{\lambda}_3, \hat{e}_3), \dots, (\hat{\lambda}_p, \hat{e}_p)$ como sendo os autovalores e autovetores calculados a partir de $\hat{\Sigma}$ (supomos $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \hat{\lambda}_3 > \dots > \hat{\lambda}_p$).

Os resultados são válidos se (i) as variáveis aleatórias x_1, x_2, \dots, x_p vêm de uma distribuição normal multivariada e (ii) se o número de observações n é suficientemente grande, então $\hat{\lambda}_i \rightarrow N(\lambda_i, 2\lambda_i^2/n)$. Ou, seja, os resultados são válidos caso os valores estimados para os autovalores tendam para os seus “valores verdadeiros”.

Aproveitamos este capítulo para apresentar também o método de cálculo dos *loadings*. O *loading* é uma medida da sensibilidade dos retornos de um ativo ao fator comum e, portanto, é fundamental para a interpretação dos resultados obtidos desenvolvida no capítulo V.

Os *loadings* (L), para uma matriz de variância e covariância Σ com a seguinte coleção de autovalores e autovetores: $(\lambda_1, e_1), (\lambda_2, e_2), (\lambda_3, e_3), \dots, (\lambda_p, e_p)$ ($\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \lambda_3 \geq \dots \geq \lambda_p$), são calculados a partir da decomposição espectral:

$$\Sigma = \lambda_1 e_1 e_1^{tr} + \lambda_2 e_2 e_2^{tr} + \dots + \lambda_p e_p e_p^{tr} = \begin{bmatrix} \sqrt{\lambda_1} e_1 & \sqrt{\lambda_2} e_2 & \dots & \sqrt{\lambda_p} e_p \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \sqrt{\lambda_1} e_1^{tr} \\ \sqrt{\lambda_2} e_2^{tr} \\ \vdots \\ \sqrt{\lambda_p} e_p^{tr} \end{bmatrix} \quad (\text{Obs: } e_i : p \times 1)$$

$$\text{Logo } L = \begin{bmatrix} \sqrt{\lambda_1} e_1 & \sqrt{\lambda_2} e_2 & \dots & \sqrt{\lambda_p} e_p \end{bmatrix} \text{ e } \Psi = 0.$$

O método de componentes principais permite explicar a estrutura de variância e covariância de um conjunto de variáveis através de algumas poucas combinações lineares das mesmas, de modo que auxilia no processo de interpretação dos vínculos existentes entre as variáveis e contribui para a capacidade preditiva das trajetórias futuras dessas variáveis. Por estes motivos, escolhemos a metodologia dos componentes principais para fazer a análise dos dados.

III. Revisão da Literatura

Alguns estudos sobre taxas de juros semelhantes ao proposto nesta monografia já foram realizados para dados de outros países. Neste capítulo, apresentaremos a abordagem e os resultados obtidos em três artigos selecionados por serem relevantes nesta literatura. Assim, teremos uma base para comparar os resultados obtidos na análise dos dados brasileiros.

O primeiro, *Common Factors Affecting Bond Returns*, desenvolvido por Litterman e Scheinkman, fornece interpretações muito interessantes para os *bonds* americanos. O segundo, dos autores Knew, Litterman e Scheinkman, chamado *Explorations Into Factors Explaining Money Market Returns*, amplia a gama de ativos analisados e também complementa a interpretação. O terceiro, dos autores Rudenbusch e Wu, chama-se *A No-Arbitrage Model of the Term Structure and the Macroeconomy* e destaca-se por oferecer uma análise da dinâmica macroeconômica, construindo inclusive uma função de resposta do Banco Central (uma Regra de Taylor adaptada) a partir dos fatores obtidos. As próximas seções **III.1**, **III.2** e **III.3** resumem sucintamente esses artigos.

III.1 *Common Factors Affecting Bond Returns*

Neste artigo, Litterman e Scheinkman analisam os rendimentos oferecidos pelas taxas de juros americanas calculados através de uma adaptação supõe que os títulos não tivessem cupons, ou seja, analisam *proxies* para a curva de estrutura a termo da taxa de juros oriunda de *zero coupon bonds* – o que chamam de *fitted yield* – descontadas da taxa de juros considerada sem risco (*generic overnight repo rate*). Os autores encontram forte evidência de que os dados podem ser adaptados a um modelo com três fatores com poder de explicar, em média, 98,4% da variância do retorno acima da *overnight repo rate* para dados de fevereiro de 1984 a agosto de 1988.

Através de choques de um desvio padrão nos fatores, os autores podem mensurar o impacto causado nas taxas de diferentes maturidades. O primeiro fator promove uma mudança praticamente constante para todas as maturidades, de modo que seu efeito está

próximo de um deslocamento paralelo da estrutura a termo da taxa de juros. Os autores nomearam-no *level factor* (fator nível).

Já as variações nos retornos causadas pelo segundo fator são bastante diferentes para os títulos com maturidades diferentes. O segundo fator, designado pelos autores de *steepness factor* (fator declive), provoca uma redução nas taxas com maturidade inferior a 5 anos e um aumento nas taxas com maturidade superior a 5 anos.

O terceiro e último fator relevante neste artigo é o *curvature factor* (fator curvatura), responsável por aumentar a curvatura da *yield curve* para a gama de títulos de maturidade inferior a 20 anos, efeito que se reduz para taxas com maturidade acima de 20 anos.

O primeiro fator tem a maior importância relativa dentre os três fatores do modelo de Litterman e Scheinkman. A proporção da variância total explicada pelo primeiro fator é de 89,5% enquanto a do segundo é de 8,5% e a do terceiro fator é de 2,0%. Portanto, um hedge contra o primeiro fator, o que seria próximo a um *hedge* de *duration* de acordo com os autores, cobriria grande parte do risco de retorno.

Como os três fatores são não observáveis, para construir um *portfolio* protegido do risco representado por um fator, torna-se necessário resolver três equações com n incógnitas, o que é geralmente possível quando o número de ativos n é maior ou igual a três. Quando o número de ativos excede três, há uma infinidade de *portfolios* protegidos contra o risco representado por um fator e o *portfolio* ideal é aquele que minimiza a variância específica de cada ativo.

Através de estimações empíricas, os autores chegam à conclusão de que os três fatores explicam a maior parte da variância dos retornos dados pelos ativos analisados e de que a metodologia pode ser aplicada para qualquer gama de ativos ou obrigações, para os quais se possa derivar uma covariância com os retornos dos títulos.

III.2 Exploration Into Factors Explaining Money Market Returns

De certa forma seguindo a sugestão do artigo anterior – de que a metodologia poderia ser aplicada a outros ativos –, Knez, Litterman e Scheinkman ampliam a gama de ativos analisados através da decomposição em fatores comuns e fatores idiossincráticos da matriz

de covariância incondicional das taxas de juros do mercado financeiro americano. O objetivo é desenvolver evidência empírica sobre a existência de fatos estilizados sobre os retornos do *money market*. O ganho em relação ao primeiro artigo resumido na primeira seção deste capítulo está em estender o estudo a títulos não governamentais, de firmas e de bancos. A busca por identificar e mensurar os fatores que caracterizam as fontes de risco sistemático tem por propósito desenvolver variáveis que possam enriquecer o estudo de finanças.

Os autores reportam o resultado para um modelo com três e com quatro fatores. Os dados utilizados são de janeiro de 1984 a agosto de 1988, como no primeiro artigo aqui resumido. Consideraram – maturidades em meses entre parênteses – os seguintes setores: *T-bills* (2, 3, 4, 5, 6, 9, 12), *commercial papers* (1, 2, 3, 4, 6), *certificates of deposit* (1, 2, 3, 5, 6), *Eurodollar certificates of deposits* (1, 2, 3, 6) e *bankers' acceptances* (1, 2, 3, 5, 6). Ou seja, em comparação com o artigo descrito no item anterior, é mais abrangente já que considera riscos de diversos tipos: além do risco de juros, presente em todos os títulos, também considera o risco-firma por incluir o *commercial paper* e o risco-banco, presente em todos os títulos exceto na *T-bill*.

O modelo com três fatores explica em média 86% da variância total dos instrumentos considerados enquanto que o modelo com quatro fatores explica 90%.

Como no artigo de Litterman e Scheinkman apresentado na seção anterior, o primeiro fator – que explica 73% da variância total - é chamado de *level factor* (fator nível) já que representa movimentos na curva de juros que são aproximadamente paralelos e também são interpretados como *hedges* de *duration*. O segundo fator – que explica 12% da variância total -, também, de modo semelhante ao artigo apresentado anteriormente, é chamado de *steepness factor* (fator declive).

Já o terceiro fator – responsável por explicar 15% da variância total - é chamado pelos autores de *Treasury factor* (fator título público) pelo fato de que captura o risco de crédito dos *treasuries*. Este fator representa o movimento de separação do *treasury bill* em relação aos outros instrumentos do *money market* (mudanças no spread entre *treasury bills* e títulos privados). Envolve movimentos na curva de juros em que os emissores privados substituem *treasuries* de modo uniforme.

No modelo com quatro fatores, além dos fatores *level*, *steepness* e *treasuries*, há também o *private issuer factor* (fator título privado) – responsável por 4% da variância total. Este fator representa os movimentos de *commercial papers* destacando-se uniformemente de outros títulos do setor privado, principalmente dos *certificates of deposits* (mudanças no spread entre os *commercial papers* e outros títulos privados). Este primeiro fator pode ser interpretado como uma mudança dos investidores entre o risco-firma e o risco-banco, ou seja uma migração dos investidores entre os títulos de firmas (*commercial papers*) e títulos de bancos

Como no primeiro artigo, os fatores são não observáveis, mas os autores constroem *portfolios* que são *proxies* para os mesmos com o objetivo de investigar as propriedades desses fatores.

III.3 A No-Arbitrage Model of the Term Structure and the Macroeconomy

Rudensbusch e Wu fazem uma análise macro-financeira das taxas de juros de curto prazo do mercado americano, já que estas são o ponto de interseção entre as perspectivas financeira e macroeconômica. Pelo ponto de vista de finanças, a taxa de juros de curto prazo é elemento fundamental para as taxas de outras maturidades, já que os rendimentos de longo prazo devem ser medidas do valor futuro esperado das taxas de curto prazo ajustadas ao risco. E, pelo ponto de vista macroeconômico, a taxa de juros de curto prazo é um importante instrumento dos Bancos Centrais para atingir seus objetivos de política monetária, como a estabilidade dos preços.

Deste modo, os autores partem de um modelo padrão de finanças, sem um conteúdo macroeconômico explícito, baseado na hipótese de que não há oportunidades de arbitragem entre títulos de diferentes maturidades. Utilizam dados de *U.S. Treasury yields* de maturidades de 1, 3, 12, 36 e 60 meses de 1988 a 2000 (a amostra é reduzida a fim de aumentar as chances de abranger um período em que o comportamento na política monetária seja estável).

Assim, encontram um modelo no qual apenas dois componentes principais já são o suficiente para capturar os movimentos da curva de juros. O primeiro componente principal responde por 93,1% da variância total dos cinco títulos enquanto o segundo componente

principal captura 6,2%, somando 99,3% em apenas dois componentes (especificação mais breve do que a encontrada nos outros artigos).

O *loading* correspondente ao primeiro componente principal tem um efeito bastante semelhante aos resultados obtidos nos artigos vistos anteriormente: um choque positivo neste primeiro fator aumenta as taxas de juros em todas as maturidades de forma praticamente idêntica. Por isso, é chamado de *level factor* (fator nível). Já o segundo fator recebe o nome de *slope factor* (fator inclinação) já que um choque positivo no segundo fator aumenta mais as taxas com maturidades curtas do que as taxas com maturidade longa. Assim, um choque no fator inclinação torna a curva de juros (positivamente inclinada) menos inclinada.

A partir dos resultados do modelo de finanças, os autores buscam uma interpretação macroeconômica para os fatores, identificando uma ligação estreita entre estes e uma adaptação da Regra de Taylor. Utilizam a seguinte equação para captar a resposta de política do Banco Central às variáveis econômicas:

$$i_t = r_t^* + \pi_t^* + g_\pi (\pi_t - \pi_t^*) + g_y y_t + u_t,$$

onde r_t^* é a taxa de juros real de equilíbrio, π_t^* é a meta para inflação, π_t é a taxa de inflação anual e y_t é uma medida do hiato do produto. Deste modo, as taxas de juros de curto prazo são definidas como as taxas de longo prazo mais ajustes cíclicos correspondentes aos desvios da economia em relação às metas do Banco Central ($\pi_t - \pi_t^*$) e ao hiato do produto em relação ao produto potencial de longo prazo.

Os autores identificam que o *level factor* é uma boa aproximação para $r_t^* + \pi_t^*$ e focam a análise no movimento da inflação (consideram que a variação em π_t^* domina a variação em r_t^*). Assim, ‘sobra’ para o *slope factor* a tarefa de capturar a resposta do Banco Central aos ciclos econômicos, de modo que

$$S_t = g_\pi (\pi_t - L_t) + g_y y_t + \xi_{S,t},$$

onde S_t é o *slope factor* e L_t é o *level factor*, ambos no tempo t . O autores encontram resultados coerentes e significantes para uma regressão por Mínimos Quadrados Ordinários

nestes moldes (e o poder de explicação também é elevado: R^2 de 52%). Os coeficientes desta regressão representam uma estimativa para a resposta de política monetária do Fed às variáveis macroeconômicas e os coeficientes estimados através desse método resultaram em valores muito próximos dos originalmente propostos por Taylor tanto para a inflação quanto para o nível de atividade. De acordo com os coeficientes estimados, se a taxa de inflação aumenta em um ponto percentual acima de sua meta (L_t), o Fed responde com um aumento de 128 pontos-base da taxa de juros. Se o nível de utilização da capacidade instalada sobe um ponto percentual, o Fed aumenta S_t em 46 pontos-base.

O artigo ainda apresenta um modelo com estimação estrutural mais complexo e mais rigoroso e uma discussão sobre a utilização de expectativas (elementos *backward versus forward looking*) nas equações, mas que escapa ao objetivo desta monografia de resumir pontos importantes da literatura. Para esta monografia, os incrementos fornecidos por este artigo na interpretação macroeconômica dos resultados são a parte mais relevante.

IV. Análise dos Dados Utilizados

Dividimos o estudo em duas partes de acordo com o conjunto de dados utilizados: dados de taxas de juros da estrutura a termo e dados das taxas bancárias. Nos itens **IV.1** e **IV.2** a seguir apresentamos os dados utilizados.

IV.1 Taxas de Juros da Estrutura a Termo

O estudo foi realizado com base em dados semanais da estrutura a termo (*swap day* pré-negociado na BM&F), com as taxas calculadas da maneira usual, como define a nota técnica do Banco Central do Brasil¹.

Considerou-se no estudo as taxas spot de 1, 30, 60, 90, 120, 180, 360 e 720 dias para o período de junho de 2000 a março de 2006.

A **Tabela 1** apresenta algumas estatísticas descritivas das séries estudadas.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas das Taxas de Juros da Estrutura a Termo

	Spot 1 dia	Spot 30 dias	Spot 60 dias	Spot 90 dias	Spot 120 dias	Spot 180 dias	Spot 360 dias	Spot 720 dias
Média	18.6913	18.9455	19.1109	19.2775	19.4459	19.6668	20.2104	21.2058
Mediana	18.2420	18.4600	18.6001	18.8116	18.7155	18.7248	18.4637	18.5034
Valor Máximo	26.2933	26.7908	27.2829	27.6963	28.0241	28.6404	32.1410	38.7444
Valor Mínimo	15.0520	15.0278	15.0249	15.3005	15.2754	15.1601	14.8440	14.3707
Desvio-padrão	2.9380	2.9858	3.0627	3.1565	3.2621	3.4969	4.2669	5.7239

A **Tabela 2** mostra a matriz de correlação das taxas de juros da estrutura a termo e a **Tabela 3** mostra a matriz de variância e covariância dos mesmos dados.

¹ Para uma explicação do cálculo, ver o Texto para Discussão nº 72 do Banco Central de Brito, Duarte e Guillén, 2003, pp. 29 e 30.

Tabela 2: Matriz de Correlação das Taxas de Juros da Estrutura a Termo

	Spot 1 dia	Spot 30 dias	Spot 60 dias	Spot 90 dias	Spot 120 dias	Spot 180 dias	Spot 360 dias	Spot 720 dias
Spot 1 dia	1	0.9672	0.9283	0.8740	0.8224	0.7313	0.5729	0.4703
Spot 30 dias	0.967233	1	0.9903	0.9622	0.9271	0.8561	0.7168	0.6179
Spot 60 dias	0.928262	0.9903	1	0.9899	0.9687	0.9157	0.7965	0.7041
Spot 90 dias	0.874043	0.9622	0.9899	1	0.9923	0.9595	0.8653	0.7823
Spot 120 dias	0.822392	0.9271	0.9687	0.9923	1	0.9857	0.9143	0.8406
Spot 180 dias	0.731311	0.8561	0.9157	0.9595	0.9857	1	0.9671	0.9117
Spot 360 dias	0.57285	0.7168	0.7965	0.8653	0.9143	0.9671	1	0.9826
Spot 720 dias	0.470328	0.6179	0.7041	0.7823	0.8406	0.9117	0.9826	1

A técnica de decomposição em componentes principais, como mostrada no capítulo II, pode ser aplicada sobre uma dessas duas matrizes (a de correlação ou a de variância e covariância). Nesta monografia, optamos por utilizar a matriz de variância e covariância, que, para os dados da estrutura a termo está representada na **Tabela 3**. Logicamente, a utilidade da construção de um modelo de fatores comuns está relacionada com a covariância existente entre as séries analisadas (dadas pelos elementos fora da diagonal principal), pois caso estes elementos sejam suficientemente pequenos, as variáveis não são relacionadas e os fatores específicos predominam.

Tabela 3: Matriz de Variância-Covariância das Taxas de Juros da Estrutura a Termo

	Spot 1 dia	Spot 30 dias	Spot 60 dias	Spot 90 dias	Spot 120 dias	Spot 180 dias	Spot 360 dias	Spot 720 dias
Spot 1 dia	8.6034	8.4567	8.3250	8.0788	7.8558	7.4886	7.1576	7.8832
Spot 30 dias	8.4567	8.8853	9.0255	9.0381	8.9996	8.9091	9.1022	10.5247
Spot 60 dias	8.3250	9.0255	9.3489	9.5374	9.6463	9.7745	10.3744	12.3015
Spot 90 dias	8.0788	9.0381	9.5374	9.9303	10.1835	10.5555	11.6157	14.0872
Spot 120 dias	7.8558	8.9996	9.6463	10.1835	10.6060	11.2068	12.6839	15.6437
Spot 180 dias	7.4886	8.9091	9.7745	10.5555	11.2068	12.1880	14.3825	18.1878
Spot 360 dias	7.1576	9.1022	10.3744	11.6157	12.6839	14.3825	18.1460	23.9190
Spot 720 dias	7.8832	10.5247	12.3015	14.0872	15.6437	18.1878	23.9190	32.6540

A **Tabela 4** mostra a autocorrelação das séries utilizadas na primeira parte desta monografia.

Tabela 4: Autocorrelação das Séries das Taxas de Juros da Estrutura a Termo

	Primeiro Coeficiente de Autocorrelação
Spot 1 dia	0.993
Spot 30 dias	0.986
Spot 60 dias	0.983
Spot 90 dias	0.982
Spot 120 dias	0.981
Spot 180 dias	0.982
Spot 360 dias	0.983
Spot 720 dias	0.985

IV.2 Taxas de Juros Bancárias

Como alertam Litterman e Scheinkman no final do artigo *Common Factors Affecting Bond Returns*, no qual analisam apenas os títulos governamentais, a metodologia do estudo de componentes principais pode (e deve) ser aplicada para outros ativos. Desta forma, para enriquecer o estudo, fizemos uma segunda parte do trabalho em que consideramos as séries de taxas de juros de operações ativas dos bancos. Não consideramos todas as taxas em apenas uma análise – separamos em estrutura a termo da taxa de juros e em taxas bancárias – por uma questão de conveniência para interpretação.

Há uma grande variedade de produtos oferecidos pelas instituições financeiras que se diferenciam em prazos, taxas, formas de pagamento e garantias. Assim, fizemos a análise - em separado - para as séries de taxa de juros dos seguintes produtos: *hot money*, capital de giro, conta garantida, aquisição de bens (pessoa jurídica) e vendor.

De acordo com a definição do Banco Central do Brasil, *hot money* são operações de crédito caracterizadas por prazo máximo de 29 dias e procedimentos operacionais simplificados. Conta garantida é o crédito vinculado à conta bancária de pessoas jurídicas, em que determinado limite de recursos é disponibilizado para utilização de acordo com a conveniência do cliente. Aquisição de bens (pessoa jurídica) corresponde às operações tradicionais de financiamento destinadas a pessoas jurídicas, nas quais a concessão do crédito está vinculada à aquisição de determinado bem que quase sempre constitui a garantia da operação. Vendor é a operação de financiamento de vendas baseada no princípio da cessão de crédito, que permite a uma empresa vender seu produto a prazo e

receber o pagamento à vista. A empresa vendedora transfere seu crédito ao banco e este, em troca de uma taxa de intermediação, paga o vendedor à vista e financia o comprador. Capital de giro são linhas de crédito caracterizadas por prazo superior a 30 dias, assinatura de contrato específico e apresentação de garantias, destinando-se a financiar as atividades operacionais das empresas².

Na **Tabela 5**, podemos ver o prazo médio em dias das operações de crédito com recursos livres referenciais para as taxa de juros (flutuantes) estudadas.

Tabela 5: Prazo Médio em Dias das Operações de Crédito

	prazos
Hot Money	12
Conta Garantida	24
Aquisição de Bens (pessoa jurídica)	47
Vendor	146
Capital de Giro	279

A **Tabela 6** mostra as estatísticas descritivas das taxas de juros bancárias. As taxas médias disponibilizadas pelo Banco Central são calculadas diariamente de acordo com as taxas de juros informadas pelas instituições financeiras, ponderadas pelas respectivas concessões, excluindo os dados fora do intervalo (média menos duas vezes o desvio padrão, média mais duas vezes o desvio padrão). Os juros informados são os valores percentuais referentes ao custo de captação, aos adicionais de risco e à margem de lucro da operação³.

Os dados utilizados nesta monografia são mensais (anualizados) e compreendem o período de junho de 2000 a abril de 2006.

² As definições das classificações das modalidades de crédito foram retiradas do Sumário Metodológico sobre taxas de juros feito pela Divisão Monetária e Bancária do Banco Central do Brasil. Tais informações encontram-se disponíveis no *site* do mesmo.

³ A explicação do cálculo das taxas médias foi retirada do Sumário Metodológico das séries temporais sobre taxas de juros feito pela Divisão Monetária e Bancária do Banco Central do Brasil. Tais informações encontram-se disponíveis no *site* do mesmo.

Tabela 6: Estatísticas Descritivas das Taxas de Juros das Operações Ativas dos Bancos

	Hot Money	Conta Garantida	Aquisição de Bens (pessoa jurídica)	Vendor	Giro
Média	0.3000	0.2793	0.2635	0.2387	0.2818
Mediana	0.2941	0.2725	0.2560	0.2330	0.2773
Valor Máximo	0.3949	0.3852	0.3695	0.3707	0.3605
Valor Mínimo	0.2212	0.2342	0.1968	0.1696	0.2517
Desvio-padrão	0.0392	0.0377	0.0394	0.0391	0.0239

Como fizemos com as taxas de juros da estrutura a termo, apresentamos a seguir na **Tabela 7** a matriz de correlação e, na **Tabela 8**, a matriz de variância e covariância das operações ativas dos bancos.

Tabela 7: Matriz de Correlação das Taxas das Operações Ativas dos Bancos

	Hot Money	Conta Garantida	Aquisição de Bens (pessoa jurídica)	Vendor	Giro
Hot Money	1	0.5473	0.5459	0.5076	0.6888
Conta Garantida	0.5473	1	0.9722	0.6113	0.7717
Aquisição de Bens (pessoa jurídica)	0.5459	0.9722	1	0.6118	0.7126
Vendor	0.5076	0.6113	0.6118	1	0.5916
Giro	0.6888	0.7717	0.7126	0.5916	1

De forma análoga à apresentação dos dados da estrutura a termo da taxa de juros, as séries devem estar relacionadas entre si, para que o componente comum predomine. Como utilizamos a análise de componentes principais sobre a matriz de covariância, é importante que os elementos de fora da diagonal principal apresentem covariância elevada. Os resultados obtidos na seção **V.2** foram calculados para a matriz da **Tabela 8**.

Tabela 8: Matriz de Variância-Covariância das Taxas de Juros das Operações Ativas dos Bancos

	Hot Money	Conta Garantida	Aquisição de Bens (pessoa jurídica)	Vendor	Giro
Hot Money	0.0015	0.0008	0.0008	0.0008	0.0006
Conta Garantida	0.0008	0.0014	0.0014	0.0009	0.0007
Aquisição de Bens (pessoa jurídica)	0.0008	0.0014	0.0015	0.0009	0.0007
Vendor	0.0008	0.0009	0.0009	0.0015	0.0005
Giro	0.0006	0.0007	0.0007	0.0005	0.0006

A **Tabela 9** apresenta o primeiro coeficiente de autocorrelação das séries analisadas.

Tabela 9: Autocorrelação das Séries das Taxas de Juros das Operações Ativas dos Bancos

	Primeiro Coeficiente de Autocorrelação
Hot Money	0.6190
Conta Garantida	0.9580
Aquisição de Bens (pessoa jurídica)	0.9420
Vendor	0.7010
Giro	0.8030

Estes dados cujas características mais importantes foram apresentadas neste capítulo serviram de base para todos os resultados apresentados no capítulo V a seguir. Na primeira parte do capítulo (V.1), consideraremos apenas os dados da estrutura a termo e, na segunda parte (V.2), consideraremos apenas as taxas das operações ativas dos bancos.

V. Resultados

Separamos a análise de componentes principais em duas partes: uma apenas com as taxas de juros da estrutura a termo e outra com as taxas bancárias.

V.1 Estrutura a termo das taxas de juros

A **Tabela 10** apresenta os resultados da decomposição em componentes principais das taxas de juros da estrutura a termo. Vemos que o primeiro componente principal contribui com 86,79% para explicar a variância total do sistema enquanto que o segundo componente principal contribui com 12,36%. Deste modo, um modelo com apenas duas componentes já é responsável por explicar 99,14% da variância total do sistema e, por isso, consideraremos o modelo com apenas duas componentes principais.

Tabela 10: Resultados para a Estrutura a Termo da Taxa de Juros

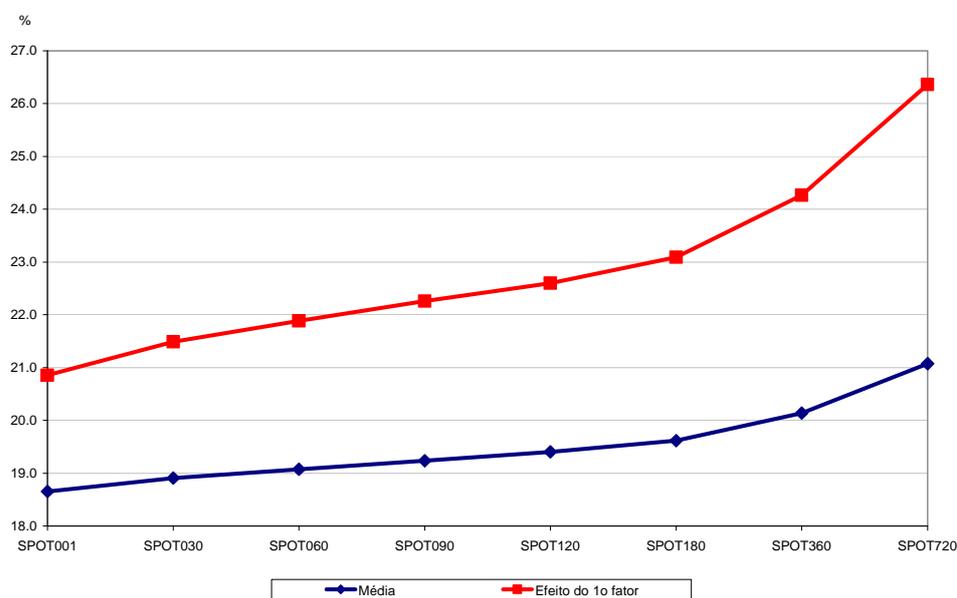
	1° comp.	2° comp.	3° comp.	4° comp.	5° comp.	6° comp.	7° comp.	8° comp.
Autovalor	95.7796	13.6383	0.7517	0.1429	0.0260	0.0154	0.0052	0.0029
Variância Explicada	0.8679	0.1236	0.0068	0.0013	0.0002	0.0001	0.0000	0.0000
Variância Expl. Acum.	0.8679	0.9914	0.9983	0.9996	0.9998	0.9999	1.0000	1.0000
Autovetores								
Variáveis	Vetor 1	Vetor 2	Vetor 3	Vetor 4	Vetor 5	Vetor 6	Vetor 7	Vetor 8
Tx. Spot 1 dia	0.2250	-0.5007	-0.6345	0.4657	0.2097	-0.1728	-0.0596	-0.0420
Tx. Spot 30 dias	0.2636	-0.4012	-0.1224	-0.2957	-0.4211	0.4181	0.3648	0.4265
Tx. Spot 60 dias	0.2873	-0.3222	0.0933	-0.3287	-0.1442	0.2119	-0.4131	-0.6786
Tx. Spot 90 dias	0.3089	-0.2294	0.2657	-0.2893	-0.0039	-0.7889	0.2743	0.0039
Tx. Spot 120 dias	0.3267	-0.1437	0.3535	0.0043	0.3987	0.0982	-0.5452	0.5309
Tx. Spot 180 dias	0.3547	-0.0008	0.3886	0.3540	0.3698	0.3224	0.5332	-0.2700
Tx. Spot 360 dias	0.4217	0.2774	0.1397	0.5106	-0.6445	-0.1173	-0.1865	0.0326
Tx. Spot 720 dias	0.5399	0.5781	-0.4557	-0.3433	0.2164	0.0268	0.0349	-0.0012

Com um procedimento similar ao utilizado na literatura, medimos a sensibilidade dos títulos aos componentes principais através do cálculo dos *loadings* do ativo em relação a um fator (o capítulo II explicita o método utilizado para calcular os *loadings*). Assim, podemos averiguar a sensibilidade de um *portfolio* a um fator, simplesmente somando os *loadings* relativos a um determinado fator ponderados de acordo com a proporção de cada

ativo do *portfolio*. Os *loadings* foram calculados tal como especificado no capítulo II, utilizando os autovalores e autovetores da **Tabela 10**.

Para facilitar a visualização dos resultados, o **Gráfico 1** mostra o efeito do primeiro componente principal sobre a estrutura a termo da taxa de juros. Na figura, a linha inferior corresponde à taxa de juros média para cada maturidade (especificadas no eixo horizontal) e a linha superior corresponde ao deslocamento provocado pela soma de cada *loading* correspondente à esta taxa média.

Gráfico 1: Efeito do Primeiro Fator sobre a Estrutura a Termo da Taxa de Juros



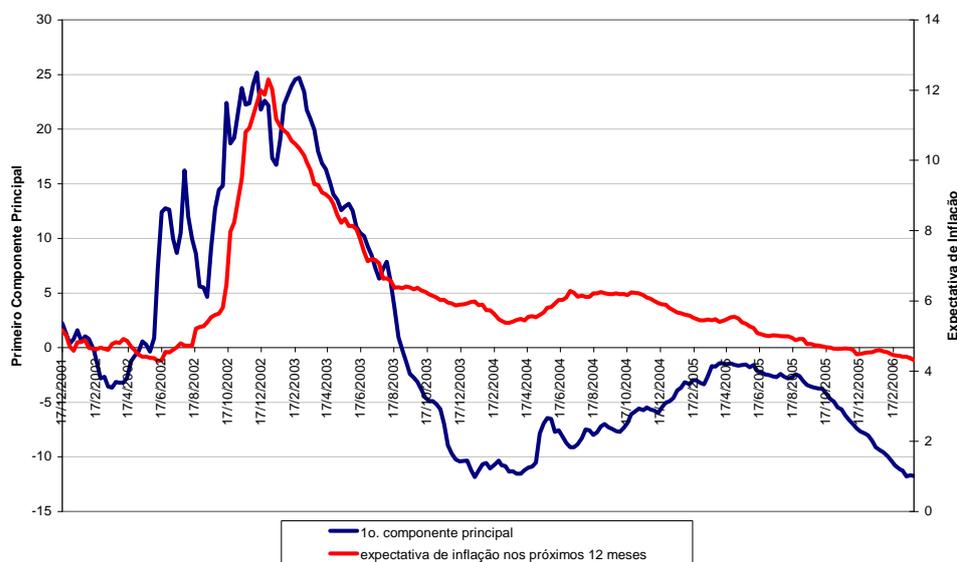
Como podemos ver, o resultado é similar ao encontrado na literatura. Os três artigos apresentados no capítulo III tiveram como resultado um primeiro fator ao qual foi dado o nome de *level*. Apesar de o efeito do primeiro componente principal ser um pouco superior para as taxas longas, o resultado ainda parece ser um deslocamento praticamente paralelo da estrutura a termo.

Na busca de interpretações para o primeiro fator, inspirados pela literatura, a expectativa de inflação parece ser a variável mais adequada. O **Gráfico 2** mostra a série com o primeiro componente principal e as expectativas de inflação, dadas pela pesquisa do

Banco Central do Brasil junto ao mercado. O coeficiente de correlação entre a expectativa de inflação para os próximos 12 meses e o primeiro componente principal é 0,73.

Um ponto bastante interessante que podemos observar no **Gráfico 2** é que o primeiro componente principal parece antecipar os movimentos da curva de expectativa de inflação, o que abre espaço para possíveis pesquisas para verificar se o primeiro componente principal poderia funcionar como um indicador antecedente para a expectativa de inflação 12 meses.

Gráfico 2: Primeiro Componente Principal e Expectativa de Inflação nos Próximos 12 Meses

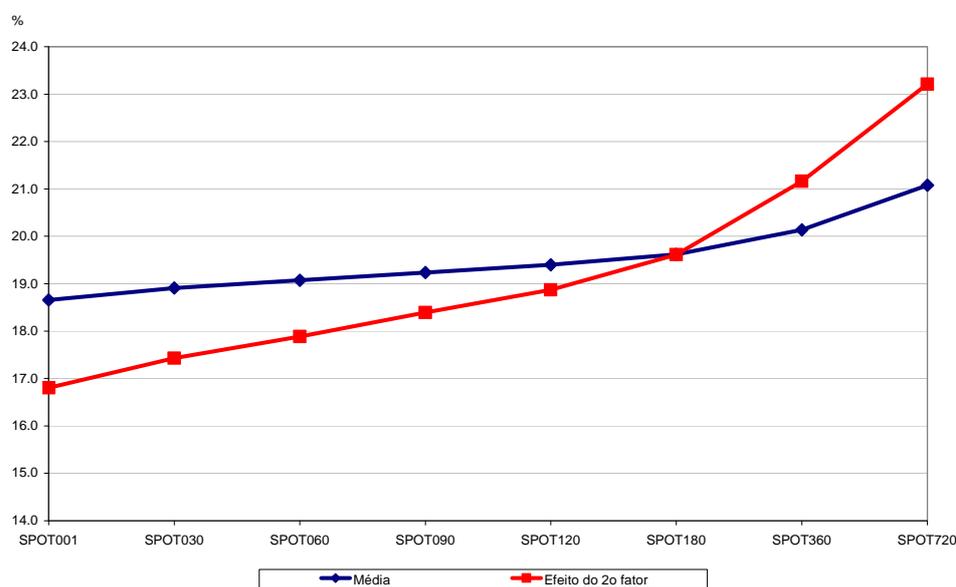


Já em relação ao segundo componente principal, os resultados são semelhantes aos obtidos em alguns artigos sobre as taxas americanas na literatura, mas difere de outros. O **Gráfico 3** apresenta o mesmo estudo feito com o primeiro componente principal aplicado desta vez ao segundo componente (soma do *loading* correspondente à taxa média de cada maturidade da estrutura a termo).

No caso brasileiro, vemos que o segundo fator tem o efeito de reduzir as taxas de maturidade curta e aumentar as taxas de maturidade longa. Como mencionado no capítulo

III, Litterman e Scheikman encontraram um segundo fator com efeitos semelhantes no artigo *Common Factors Affecting Bond Returns*, ao qual deram o nome de *steepness factor*. O mesmo resultado foi encontrado no segundo artigo *Explorations Into Factors Explaining Money Market Returns*. No entanto, o efeito deste fator, que chamaremos de ‘fator pivotante’, pelo fato de promover um giro em torno de um ponto fixo, difere dos resultados do artigo *A No-Arbitrage Model of the Term Structure* de Rudebusch e Wu.

Gráfico 3: Efeito do Segundo Fator sobre a Estrutura a Termo da Taxa de Juros

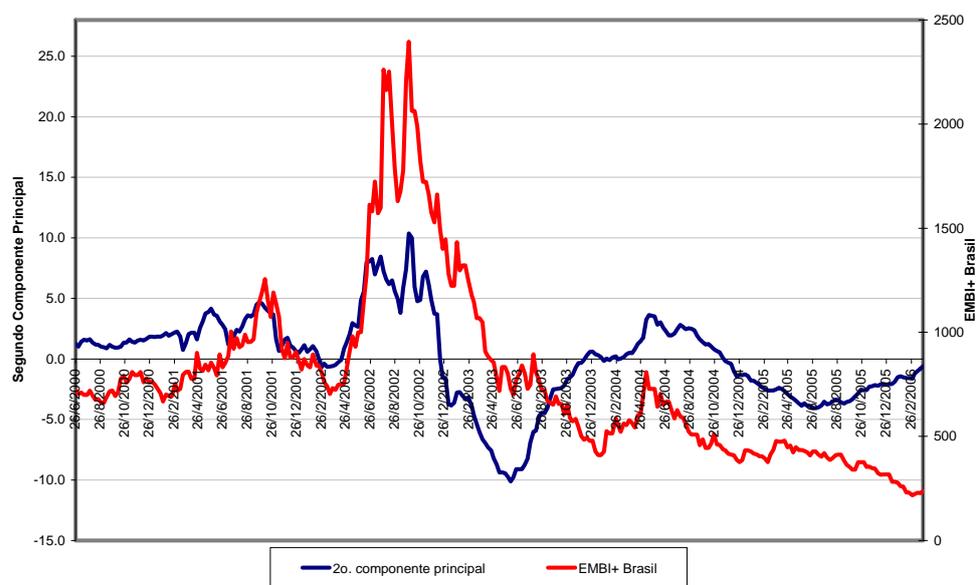


Este efeito pivotante (tendo como eixo a maturidade de 180 dias) do segundo componente principal, no qual as taxas de prazo mais curto caem e as de mais longo sobem, nos deu indícios de que este fator possa estar correlacionado com o risco país. Por exemplo, um choque no segundo componente principal poderia corresponder a um aumento no risco-Brasil, de modo que os investidores fugissem de títulos mais longos em busca de títulos mais curtos.

O **Gráfico 4** mostra as séries do segundo componente principal e do risco país medido pelo EMBI Brasil (*Emerging Market Bond Index* da J.P. Morgan, uma medida da

sobretaxa paga pelos títulos do Brasil em relação à rentabilidade garantida pelos bônus do Tesouro dos Estados Unidos, o de menor risco de insolvência).

Gráfico 4: Segundo Componente Principal e EMBI-Brasil



Podemos perceber que as duas séries apresentam um movimento similar. O coeficiente de correlação entre as duas séries é de 0,51.

Como as duas primeiras componentes principais respondem por praticamente a totalidade da variância do sistema, apenas estas foram consideradas.

V.2 Taxas bancárias

Aplicaremos agora exatamente a mesma metodologia utilizada na seção anterior para os dados de taxas das operações ativas dos bancos. A **Tabela 11** apresenta os resultados obtidos.

Tabela 11: Resultados para as Taxas das Operações Livres dos Bancos

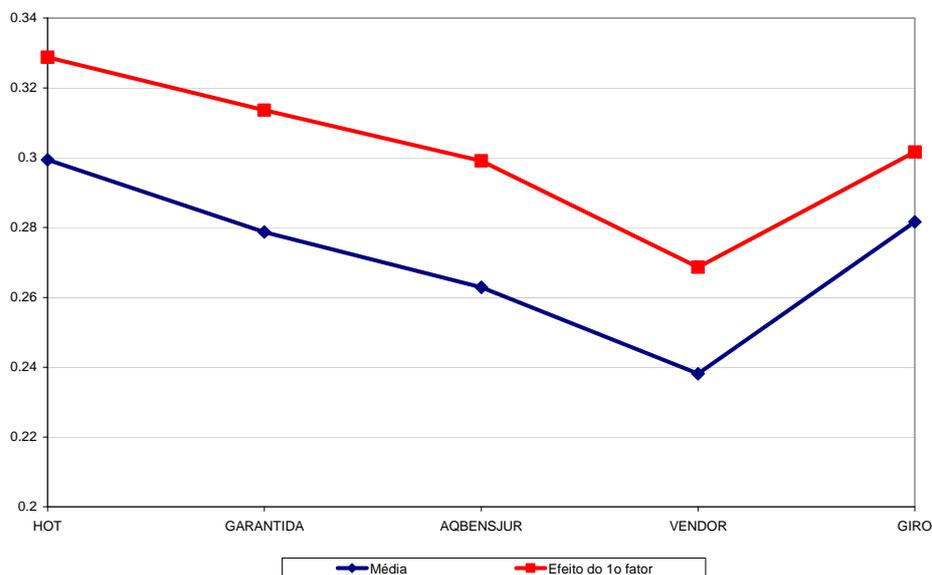
	1º comp.	2º comp.	3º comp.	4º comp.	5º comp.
Autovalor	0.0047	0.0009	0.0007	0.0002	0.0000
Variância Explicada	0.7244	0.1340	0.1100	0.0269	0.0047
Variância Expl. Acum.	0.7244	0.8584	0.9684	0.9953	1.0000

Autovetores					
Variáveis	Vetor 1	Vetor 2	Vetor 3	Vetor 4	Vetor 5
Hot Money	0.4274	0.8052	0.3307	-0.2380	-0.0549
Conta Garantida	0.5075	-0.3929	0.2148	0.0499	-0.7344
Aquisição de Bens (pessoa jurídica)	0.5270	-0.4199	0.2149	-0.3211	0.6299
Vendor	0.4441	0.1138	-0.8873	-0.0464	-0.0167
Giro	0.2912	0.0894	0.1049	0.9141	0.2462

Diferentemente dos resultados que encontramos para a estrutura a termo das taxas de juros, desta vez, os dois primeiros componentes principais não são suficientes para explicar a variabilidade do sistema. O primeiro componente principal é responsável por 72,44% da variância total do sistema, enquanto que o segundo componente principal é responsável por 13,40%, acumulando apenas 85,84% da variância total. Para explicar esses dados, devemos incluir os três ou quatro primeiros componentes principais, acumulando 96,84 ou 99,53% da variância total do sistema, respectivamente. Para uma amostra com apenas cinco taxas estudadas, esse resultado não é muito satisfatório.

O Gráfico 5 mostra as médias das taxas bancárias (linha inferior) e a soma destas com os *loadings* correspondentes (linha superior), de forma análoga ao estudo feito em **V.1** só que calculados com base nos autovalores e autovetores da **Tabela 11**. Organizamos as taxas no eixo horizontal em ordem crescente de prazo médio das operações, tal como exposto na **Tabela 5**. Podemos ver que o resultado é bastante parecido com que encontramos para as taxas de juros da estrutura a termo: um choque no primeiro componente principal é responsável por aumentar todas as taxas aproximadamente na mesma proporção, provocando um deslocamento quase que paralelo da curva de juros.

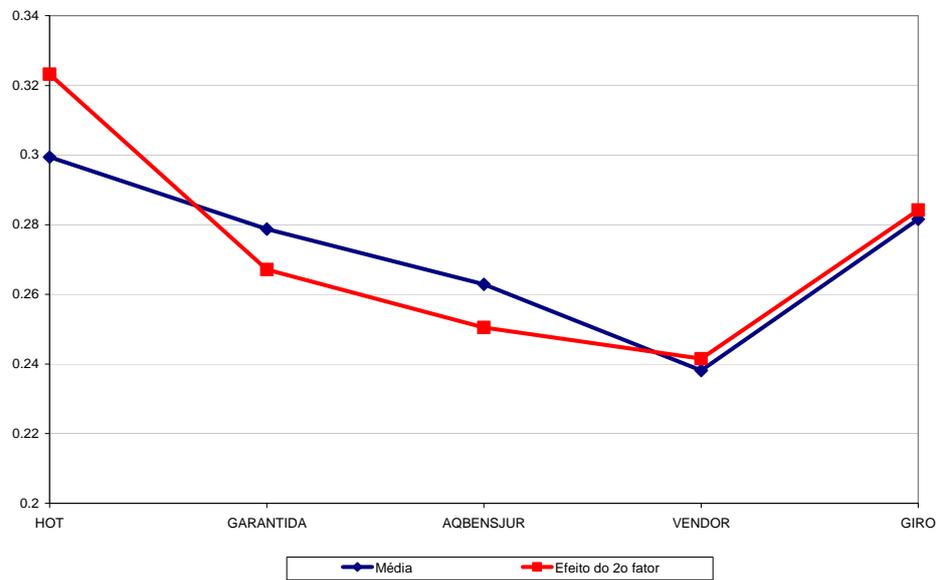
Deste modo, o primeiro componente principal para as taxas bancárias também poderia ser chamado de fator nível e a interpretação também está relacionada com a inflação.

Gráfico 5: Efeito do Primeiro Fator sobre as Taxas de Juros Bancárias

O **Gráfico 6** apresenta o mesmo estudo da sensibilidade das taxas, só que agora em relação ao segundo componente principal.

Infelizmente, a interpretação dos resultados ficou bastante prejudicada no caso das taxas de juros das operações ativas dos bancos. O efeito do terceiro e do quarto componentes principais são pouco intuitivos como o deslocamento causado pelo segundo componente principal e não conseguimos adaptar uma interpretação para os mesmos.

A grande diversidade dos produtos comparados nesta seção **V.2**, o que significa riscos idiossincráticos bastante relevantes, e o fato de a covariância entre eles não ser tão elevada são possíveis causas para esses resultados pouco intuitivos.

Gráfico 6: Efeito do Segundo Fator sobre as Taxas de Juros Bancárias

VI. Conclusão

Nesta monografia, aplicamos a técnica de análise de componentes principais para as taxas de juros da economia brasileira.

Para as taxas de juros da estrutura a termo, encontramos resultados semelhantes aos apresentados na literatura. Optamos por um modelo com duas componentes principais, já que o primeiro componente principal contribui com 86,79% para explicar a variância total do sistema e o segundo componente principal contribui com 12,36%, e, portanto, apenas com os dois primeiros componentes principais, o modelo já é responsável por explicar 99,14% da variância total do sistema.

O efeito do primeiro componente principal, calculado através do impacto do *loading* na média das taxas é praticamente constante para as diferentes maturidades, o que é consistente com a literatura, que costuma atribuir ao primeiro fator o nome de *level* (fator nível). Este primeiro fator está altamente correlacionado com a expectativa de inflação, tanto que o coeficiente de correlação entre a série do primeiro componente principal e a expectativa de inflação para os próximos 12 meses é de 0,73.

O segundo componente principal para os dados da estrutura a termo apresentou resultados semelhantes aos obtidos em alguns artigos sobre as taxas americanas na literatura, e diferentes em relação a outros. No caso brasileiro, o segundo fator tem o efeito de reduzir as taxas de maturidade curta e aumentar as taxas de maturidade longa. O segundo componente principal está altamente correlacionado com o risco país. Por exemplo, um choque no segundo componente principal poderia corresponder a um aumento no risco-Brasil, de modo que os investidores fugissem de títulos mais longos em busca de títulos mais curtos. O coeficiente de correlação entre o segundo componente principal e risco país medido pelo EMBI Brasil é de 0,51.

Já para as taxas das operações ativas dos bancos, o estudo não atingiu tanto êxito. Dois componentes principais puderam explicar uma menor porção da variabilidade do sistema, formado por um número reduzido de séries. O primeiro componente principal é

responsável por 72,44% da variância total do sistema, enquanto que o segundo componente principal é responsável por 13,40%, acumulando apenas 0,85% da variância total.

O resultado obtido para o primeiro componente principal é bastante parecido com o que encontramos para as taxas de juros da estrutura a termo: um choque no primeiro componente principal é responsável por aumentar todas as taxas aproximadamente na mesma proporção, provocando um deslocamento quase que paralelo da curva de juros. Deste modo, o primeiro componente principal para as taxas bancárias poderia ser chamado de fator nível, como faz a literatura.

O impacto causado por um choque no segundo componente principal teve efeito reduzido e de difícil interpretação. Não conseguimos ajustar uma interpretação macroeconômica para os dados do segundo e terceiro componentes principais. A causa pode estar relacionada com o fato de as taxas analisadas terem características muito diferentes entre si.

Fizemos tentativas de construir um modelo como o que foi apresentado no artigo *A No-Arbitrage Model of the Term Structure* - que modelou uma Regra de Taylor adaptada utilizando os dados da análise de componentes principais-, no entanto não obtivemos êxito (coeficientes não significantes e baixo poder explicativo). Todavia, os resultados obtidos para a estrutura a termo das taxas de juros - fator nível altamente correlacionado com as expectativas de inflação e o fator pivotamento altamente correlacionado com o risco-Brasil - são bastante interessantes.

As percepções permitidas pela análise de componentes principais são muito úteis para a composição de *portfolios*, dado que ajudam o investidor a entender e mensurar como ativos diferentes reagem diante de choques comuns. Esta monografia buscou contribuir para esta literatura sem nenhuma pretensão de encontrar respostas definitivas para o mercado brasileiro. Há ainda muitas possibilidades de pesquisa a serem exploradas neste campo - como por exemplo agregar à análise rendimentos de ativos como títulos de firmas - que podem contribuir com percepções úteis sobre o comportamento das taxas de juros no Brasil.

VII. Bibliografia

Brito, R. D., Duarte, A. J. M., Guillén, O. T. C. *O Prêmio pela Maturidade na Estrutura a Termo das Taxas de Juros Brasileiras*. Texto para Discussão nº 72. Maio de 2003.

Fortuna, E. *Mercado Financeiro – Produtos e Serviços*. Editora Qualitymark. 16ª edição. 2005.

Johnson, Richard A., Wichern, Dean W. *Applied Multivariate Statistical Analysis*. Editora Prentice Hall. 4ª edição. 1998.

Knez, P. J., Litterman, R., Scheinkman J. *Explorations Into Factors Explaining Money Market Returns*. The Journal of Finance. Dezembro de 1994.

Litterman, R., Scheinkman, J. *Common Factors Affecting Bond Returns*. The Journal of Fixed Income. Junho de 1991.

Macrodados

Site da Andima – www.andima.com.br

Site do Banco Central do Brasil – www.bancocentral.gov.br

Taxa de Juros, Custo do Crédito e Atividade Econômica. Relatório de Inflação, Banco Central do Brasil. Setembro de 2003.

Taxa de Juros, Estrutura a Termo e Custo do Crédito. Relatório de Inflação, Banco Central do Brasil. Março de 2005.