

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS  
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

GABRIEL MAGALHÃES STOPPINI

A ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS NO BRASIL:  
testando relações de codependência de ordem zero

SÃO PAULO

2011

GABRIEL MAGALHÃES STOPPINI

A ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS NO BRASIL:

testando relações de codependência de ordem zero

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre em Finanças e Economia

Campo de conhecimento: Economia e Finanças

Orientador: Prof. Dr. Emerson Marçal

SÃO PAULO  
2011

Stoppini, Gabriel Magalhães.

A estrutura a termo da taxa de juros no Brasil: testando relações de codependência de ordem zero / Gabriel Magalhães Stoppini. - 2011.  
34 f.

Orientador: Emerson Fernandes Marçal

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

1. Taxas de juros - Brasil. 2. Taxas de juros -- Brasil -- Modelos matemáticos. I. Marçal, Emerson Fernandes. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.781.5

GABRIEL MAGALHÃES STOPPINI

A ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS NO BRASIL:  
testando relações de codependência de ordem zero

Dissertação apresentada à Escola de Economia de  
São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como  
requisito para obtenção do título de Mestre em  
Finanças e Economia

Campo de conhecimento: Economia e Finanças

Data da aprovação:  
18/08/2011

Banca examinadora

---

Prof. Dr. Emerson Marçal (orientador)  
FGV-EESP

---

Prof. Dr. Rogério Mori  
FGV-EESP

---

Prof. Dr. Alexandre Sartoris  
UNESP

## RESUMO

Este trabalho testa a existência de relações de codependência de ordem zero em *spreads* formados a partir da estrutura a termo da taxa de juros no Brasil. O objetivo é verificar se existem combinações lineares dos *spreads* que geram um processo ruído branco contemporâneo. Essas combinações lineares poderiam ser utilizadas para a previsão de taxas de juros futuras dado que desvios destas relações estáveis implicariam em um movimento futuro das taxas de juros no sentido de restabelecer o equilíbrio. O modelo de Nelson e Siegel (1987) serve de base teórica para os testes empíricos. Ao verificar a hipótese de codependência de ordem zero é possível também analisar premissas quanto aos parâmetros do modelo em relação à estrutura a termo da taxa de juros no Brasil. As evidências obtidas a partir dos resultados empíricos apontam na rejeição da hipótese de codependência de ordem zero e, conseqüentemente, na impossibilidade de definir as combinações lineares mencionadas. Esta constatação pode estar relacionada aos períodos de instabilidade presentes na amostra ou na existência de codependência de ordem superior a zero.

## ABSTRACT

This paper tests for zero order codependence of spreads derived from the Brazilian term structure of interest rate. The goal is to analyze the existence of linear combinations of the spreads that result in a contemporaneous white noise process. Those linear combinations could be used for future interest rate forecasting given that departures from those stable relationships would imply future movement of interest rates in order to restore equilibrium. The Nelson and Siegel (1987) model is used as theoretical background for the empirical tests. Testing for zero order codependence implies analyzing assumptions on model's parameters regarding the Brazilian term structure of interest rate. The evidences derived from empirical tests suggest the rejection of the zero order codependence hypothesis and, therefore, the absence of linear combinations above mentioned. This finding can be related to instability periods found in the sample or the presence of codependence of order higher than zero.

## Sumário

1. Introdução .....	8
2. A Hipótese de Expectativas, o modelo de Nelson e Siegel (1987) e uma revisão da literatura sobre testes da Hipótese de Expectativas no Brasil.....	9
2.1. A Hipótese de Expectativas.....	9
2.2. O modelo de Nelson e Siegel (1987).....	10
2.3. Revisão da literatura sobre testes da HE no Brasil.....	11
3. Codependência e metodologia .....	14
3.1. Codependência .....	14
3.2. Codependência de ordem zero e o modelo de Nelson e Siegel (1987) .....	15
3.3. Metodologia .....	16
4. Dados.....	18
5. Resultados Empíricos .....	20
5.1. Testes de Raiz Unitária .....	20
5.2. Especificação do VAR .....	21
5.3. Estimação das correlações canônicas e estatística de teste .....	24
6. Conclusão .....	27
7. Referências .....	28
8. Apêndice .....	30
8.1. Especificação do VAR (OxMetrics) .....	30

## 1. Introdução

A taxa de juros de curto prazo é o custo de oportunidade que um agente assume ao manter moeda em seu portfólio e, portanto, pode ser diretamente controlada pelo Banco Central através de decisões de política monetária. As decisões de investimento, por sua vez, são afetadas pelas taxas de juros de longo prazo porque há custos em se ajustar o estoque de capital e este requer tempo de maturação para ser utilizado em atividades produtivas. Logo, se uma alteração na taxa de juros de curto prazo causa mudanças no investimento agregado é porque também afeta as taxas de juros de longo prazo.

Estudar a dinâmica da estrutura a termo da taxa de juros e, portanto, a relação existente entre as taxas de juros de diferentes prazos é relevante para os formuladores de política econômica porque mudanças nos gastos agregados impactam a atividade econômica. Esta última, por sua vez, afeta outras variáveis macroeconômicas como inflação e emprego. Além disso, decisões de compra ou venda de ativos financeiros também são influenciadas pela estrutura a termo da taxa de juros.

O objetivo deste trabalho é verificar se, para a amostra analisada, existem combinações lineares dos *spreads* entre as taxas de curto e longo prazo da estrutura a termo da taxa de juros no Brasil que indiquem a presença de codependência de ordem zero. Essa abordagem pode ser associada ao modelo de Nelson e Siegel (1987) que representa a estrutura a termo da taxa de juros através de componentes de curto, médio e longo prazo. Para isto, os *spreads* são representados por um vetor auto-regressivo (VAR) e procedimentos são realizados neste arcabouço.

Esta abordagem é uma alternativa à Hipótese de Expectativas (HE). A HE é a mais conhecida teoria sobre a estrutura a termo da taxa de juros e os testes realizados para o caso brasileiro apontam sua rejeição.

O trabalho é composto por seis seções incluindo esta introdução. A segunda seção aborda a Hipótese de Expectativas, apresenta uma revisão das aplicações para o caso brasileiro e introduz o modelo de Nelson e Siegel (1987). A terceira seção aborda o conceito de codependência, sua aplicação em conjunto com o modelo de Nelson e Siegel (1987) e



apresenta a metodologia a ser utilizada. A quarta seção apresenta os dados utilizados, a quinta os resultados empíricos e a sexta seção conclui.

## 2. A Hipótese de Expectativas, o modelo de Nelson e Siegel (1987) e uma revisão da literatura sobre testes da Hipótese de Expectativas no Brasil

### 2.1. A Hipótese de Expectativas

A teoria mais conhecida sobre a estrutura a termo da taxa de juros é a Hipótese de Expectativas. A HE enuncia que uma taxa de juros de longo prazo é formada pela média das taxas de juros futuras de curto prazo esperadas mais um prêmio de risco.

Sejam  $Y_t^m$  e  $Y_t^j$  os logaritmos das taxas de juros anualizadas de, respectivamente,  $m$  e  $j$  períodos no tempo  $t$ . Se  $m > j$ , pode-se caracterizar a estrutura a termo da taxa de juros como:

$$Y_t^m = \frac{m}{j} E_t \left[ \sum_{i=0}^{m/j} Y_{t+ij}^j \right] + P_t^{m,j} \quad (1)$$

sendo  $E_t$  a expectativa formada pelos agentes no tempo  $t$  e  $P_t^{m,j}$  o prêmio de risco exigido pelos agentes que implementam estratégia que envolva uma taxa de juros de longo prazo.

Pode-se também definir o *spread*  $S^{m,j}$  dado por:

$$S^{m,j} = Y_t^m - Y_t^j \quad (2)$$

Em equilíbrio a equação (1) deve prevalecer porque os agentes observariam o prêmio de risco e as taxas de juros esperadas no momento  $t$ .

Há diversas suposições sobre o comportamento da variável  $P_t^{m,j}$ . Este termo pode ser assumido como nulo, constante e igual para taxas de juros de todos os prazos, constante e diferente para cada maturidade e, por último, variante no tempo.

Pode-se reordenar a expressão (1) para obter uma representação a partir dos *spreads*:

$$Y_t^m - Y_t^j = \sum_{i=1}^{m/j-1} \left(1 - \frac{mi}{j}\right) E_t[\Delta^j R_{t+ij}^j] + P_t^{m,j} \quad (3)$$

Esta última expressão foi utilizada por vários autores para testar a validade da HE.

## 2.2. O modelo de Nelson e Siegel (1987)

Nelson e Siegel (1987) propuseram um modelo parcimonioso para descrever a curva de retorno formada pelos *Treasuries bills* dos EUA. O resultado foi positivo quanto ao ajuste do modelo à amostra e a previsão do preço de um *Treasury bond* de longo prazo.

Os autores utilizaram funções originadas de soluções de equações diferenciais devido à semelhança da forma destas com a observada na estrutura a termo da taxa de juros. Pode-se construir uma associação entre este modelo e a HE quando analisamos o papel das taxas de juros a termo (*i.e.* taxas de juros futuras de curto prazo) em ambos os modelos. Se a taxa de juros a vista,  $Y_t^m$  em (1), é gerada por uma equação diferencial, as taxas de juros a termo serão a solução para esta equação. E no âmbito da HE as taxas de juros a termo são as previsões realizadas pelos agentes.

Assim, sendo  $y(m)$  a taxa de juros a termo instantânea e  $m$  seu prazo, tem-se a solução de uma equação diferencial de segunda ordem

$$y(m) = \beta_0 + \beta_1 \times e^{-m/\tau} + \beta_2 \times [(m/\tau) \times e^{-m/\tau}]. \quad (4)$$

A taxa de juros a vista  $Y(m)$  é dada por

$$Y(m) = 1/m \int_0^m y(x) dx. \quad (5)$$

Efetuada a integração obtém-se

$$\begin{aligned} Y(m) &= \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2) \times \frac{[1 - e^{-m/\tau}]}{m/\tau} - \beta_2 \times e^{-m/\tau} \\ &= \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2) \times A_1 - \beta_2 \times A_2 \end{aligned} \quad (6)$$

expressão esta linear nos coeficientes dado  $\tau$ .

Cada coeficiente de (6) pode ser relacionado a um determinado horizonte de tempo.  $\beta_0$  é o componente de longo prazo,  $\beta_1$  o de curto e  $\beta_2$  o de médio prazo. Esta constatação é feita após observarmos a influência de cada coeficiente na expressão para cada valor de  $m$ .  $\beta_2$  não afeta (6) para prazos muito curtos e muito longos,  $\beta_0$  não decai para zero para nenhum valor de  $m$  e  $\beta_1$  decai rápida e monotonicamente para zero conforme o prazo cresce. Esta relação pode ser observada no gráfico 1.

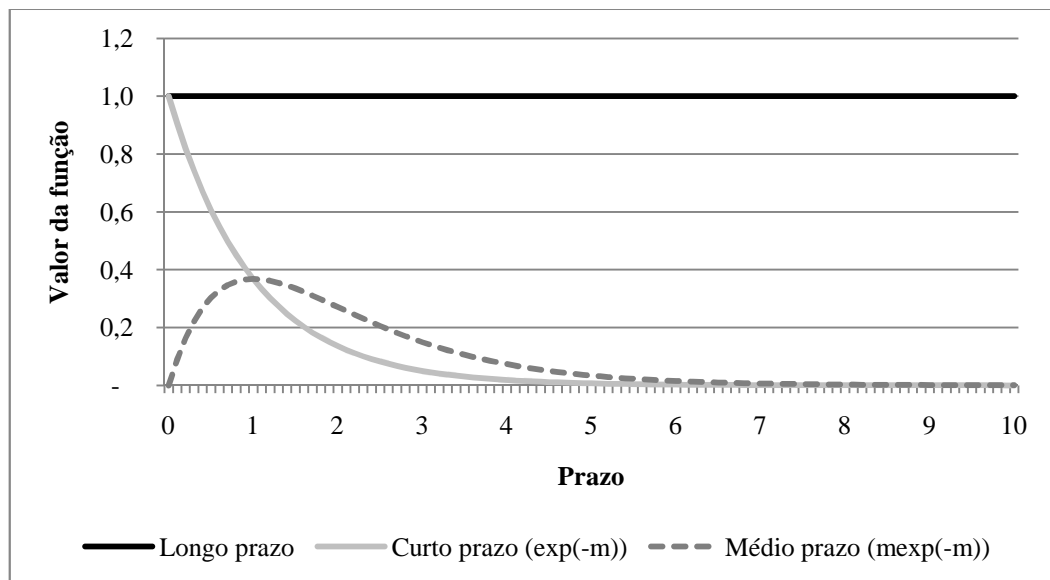


Gráfico 1: Componentes da curva de retorno.  
Adaptado de Nelson e Siegel, 1987, pág. 477.

Como será mostrada na próxima seção, combinar o modelo de Nelson e Siegel (1987) e o conceito de codependência de ordem zero para variáveis estacionárias possibilitará testar proposições acerca da estrutura a termo da taxa de juros no Brasil.

### 2.3. Revisão da literatura sobre testes da HE no Brasil

Tabak e Andrade (2001) testaram a HE com expectativas racionais para prazos de até um ano na estrutura a termo da taxa de juros. Foram utilizados dados diários entre janeiro de 1995 e

abril de 2001. A metodologia empregada foi: (i) regressão da média ponderada da variação da taxa de juros de um mês sobre o *spread* mais uma constante (relacionada ao prêmio de risco) e (ii) regressão igual à descrita anteriormente com a inclusão de uma variável com a qual o prêmio de risco se relacionaria. A metodologia (ii) pressupõe, portanto, que o prêmio de risco seria variante no tempo. Para esta nova variável, foram utilizados o diferencial da taxa de juros coberta<sup>1</sup> de um ano e uma medida da volatilidade da taxa de juros de 12 meses.

Os resultados para o modelo (i) indicam que não se pode rejeitar a HE com expectativas racionais, mas o método possui baixa capacidade explicativa.

No método (ii), entretanto, os resultados apontam para uma forte rejeição da HE com expectativas racionais e indicam também que o prêmio de risco é variante no tempo e que este é positivamente relacionado com o diferencial da taxa de juros coberta e com a volatilidade da taxa de juros. O poder explicativo para este modelo é bem superior quando comparado ao método (i).

Tabak e Andrade (2001) concluem então que se a HE com expectativas racionais fosse válida, bastaria apenas uma variação nas expectativas das taxas de juros de curto prazo para explicar uma mudança nas taxas de juros de longo prazo. Entretanto, os resultados indicam que uma mudança no prêmio de risco pode alterar as taxas de longo prazo.

Lima e Issler (2003) utilizaram dados mensais de janeiro de 1995 a dezembro de 2001 para testar a HE através do modelo de valor presente (Campbell e Shiller, 1987). A taxa de juros definida como de curto prazo é a de um mês e para a de longo prazo é utilizada inicialmente a taxa de 6 meses e posteriormente a de 1 ano. Os autores testaram a existência de cointegração entre as taxas de curto e longo prazo, testaram se o *spread* Granger-cause a variação na taxa de curto prazo e verificaram a HE ao aplicar testes de razão unitária de variância e o teste de Wald nos coeficientes de um vetor auto-regressivo com as variáveis *spread* e variação na taxa de juros de curto prazo.

Os resultados obtidos pelos autores indicam que as taxas de curto e longo prazo cointegram e uma causalidade de Granger bi-direcional entre *spread* e variação da taxa de

---

<sup>1</sup> Taxa de juros coberta =  $\left( \frac{1+R_d}{F_t/S_0} \right) - 1$ . Sendo:

$F_t$ : taxa de câmbio futura;

$S_0$ : taxa de câmbio a vista;

$R_d$ : taxa de juros doméstica;

juros curta. Para os testes realizados no VAR com restrições impostas nos coeficientes e de razão de variância, Lima e Issler (2003) obtém resultados parcialmente favoráveis a HE dependendo no nível de significância considerado.

Os autores ressaltam que uma possível explicação para a rejeição de testes da HE na estrutura a termo da taxa de juros no Brasil é a utilização de um prêmio de risco invariante no tempo nos modelos econométricos. E argumentam que para ambientes econômicos sujeitos a choques, como é o caso experimentado pela economia brasileira no período analisado, talvez fosse apropriado incluir prêmios de risco variantes no tempo nos testes empíricos.

Marçal e Pereira (2007) realizam quatro tipos de testes para verificar a presença da HE na estrutura a termo das taxas de juros no Brasil. Tendo como referência a equação (1) Os seguintes procedimentos são executados:

- (i) *Spreads versus fundamentos*: presume que os agentes utilizem o conjunto de informação disponível e define o *spread* previsto sobre a hipótese de previsão perfeita (*PFS*). É realizada então a regressão de *PFS* sobre o *spread* para testar a HE.
- (ii) *Causalidade de Granger*: A equação (1) implica que a variação nos *spreads* entre dois retornos deve preceder temporalmente a variação dos retornos de menor prazo. Além disso, mudanças futuras nas taxas de curto prazo não devem explicar variações nos *spreads* correntes. Em outras palavras, movimentos dos *spreads* devem causar, no sentido de Granger, as variações nos retornos de curto prazo sem que a recíproca seja válida.
- (iii) *Vetores auto-regressivos e testes de volatilidade*: Se pudermos considerar um VAR contendo os *spreads* e a variação das taxas de juros como uma representação válida do processo gerador das variáveis sobre análise, a validade da HE geraria restrições neste VAR. Os autores, então, testaram a validade destas restrições no vetor.
- (iv) *Cointegração*: Os autores realizaram o teste clássico de cointegração desenvolvido por Johansen e Juselius (1992). O procedimento consiste, para o caso da estrutura termo da taxa de juros, em avaliar de forma simultânea se há cointegração entre as variáveis e sua ordem de integração.

Marçal e Pereira (2007) utilizaram dados diários e mensais a partir de janeiro de 1995. Foram considerados retornos diários e de 1 a 12 meses. Para os procedimentos (i), (ii) e (iii) os resultados não foram positivos em corroborar a HE para a maioria dos *spreads*. No caso do

teste (iv), cointegração, há evidência de que as taxas de juros cointegram como apontado pela HE e que os *spreads* são estacionários, conclusão necessária mas não suficiente que decorre da hipótese das expectativas.

Marçal e Pereira (2007) utilizam então como abordagem alternativa para a HE a suposição de McCallum (1994). Esta enuncia que os bancos centrais operam uma taxa de juros de curto prazo como variável de controle para influenciar determinados agregados macroeconômicos e utilizam o *spread* entre uma taxa de juros longa e outra curta como sinalizador do comportamento futuro da atividade econômica e da inflação. Essa abordagem resulta em uma aplicação menos restritiva da HE. McCallum (1994) entende a HE de forma mais flexível. Para o autor, os *spreads* podem não ter poder de previsão sobre as taxas de juros futuras, mas segundo a HE apenas os *spreads* podem apresentar alguma capacidade de previsão do comportamento futuro das taxas de juros de curto prazo. Assim, partindo desta interpretação, os resultados obtidos por Marçal e Pereira (2007) são mais favoráveis porque o modelo de correção de erros (teste de cointegração) aponta para uma capacidade preditiva dos *spreads* em relação às taxas de juros de curto prazo. Já quanto ao fato de que os *spreads* não esgotam a evolução dos fundamentos, isto pode sugerir que a suavização da taxa de juros de curto prazo (regra de política monetária) engendrada pelo banco central cause a baixa capacidade explicativa da hipótese.

Outra interpretação alternativa levantada pelos autores é a que leva em consideração a instabilidade do período de análise. Em circunstâncias como estas, operações de arbitragem entre taxas de juros curtas e longas apresentam elevado grau de risco quando comparadas com períodos de estabilidade. Assim, os *spreads* teriam permanecido distantes do equilíbrio devido a este componente de risco. Além desta, hipóteses de ineficiência informacional e falhas no processo de formação das expectativas são citadas.

### **3. Codependência e metodologia**

#### **3.1. Codependência**

A propriedade de codependência para um conjunto de variáveis estacionárias é uma extensão da teoria de cointegração (Gourieroux e Peaucelle (1992)).

Seja  $Y_t$  um vetor de variáveis  $I(0)$  que admite representação por médias móveis puras

$$Y_t = m + \varepsilon_t + \sum_i \Theta_i \varepsilon_{t-i}, \quad \text{para } i = 1, 2, \dots \quad (7)$$

sendo  $\varepsilon \sim NI_p(0, \Omega)$ .

Considera-se também a seguinte combinação linear

$$u_t = \delta' Y_t = \delta' m + \delta' \varepsilon_t + \delta' \sum_i \Theta_i \varepsilon_{t-i} \quad (8)$$

A partir de (8), enuncia-se que há codependência de ordem  $q$  em  $Y_t$  se para uma matriz  $\delta$  não nula a seguinte relação é observada

$$\delta' \Theta_i = 0, \text{ para todo } i > q \text{ e } \delta' \Theta_q \neq 0.$$

Os vetores representados pela coluna da matriz  $\delta$  são chamados de vetores de codependência.

Assim, a combinação linear resultante da multiplicação de  $Y_t$  por  $\delta'$  implica em uma relação estável porque há a eliminação da correlação serial após  $q$  defasagens.

### 3.2. Codependência de ordem zero e o modelo de Nelson e Siegel (1987)

A existência de codependência de ordem zero ( $q = 0$ ) para um conjunto de variáveis estacionárias implica que há combinações lineares destas variáveis que resultam em ruídos brancos contemporâneos. O caso para  $q = 0$  é também conhecido pelo termo “*serial correlation common feature*” (SCCF) (e.g. Trenkler e Weber (2010)).

Assim, suponha que para um conjunto de variáveis estacionárias composto pelos *spreads* da estrutura a termo da taxa de juros há codependência de ordem zero. No âmbito do modelo de Nelson e Siegel (1987), poderíamos dizer que há uma combinação linear dos *spreads* que tornam os parâmetros  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  e  $\beta_2$  redundantes. Em outras palavras, haveria pelo menos uma combinação linear dos *spreads* que resultaria em zero. Esse valor é decorrência da

possibilidade de se encontrar uma relação estável entre as variáveis, relação esta representada por um ruído branco. Consequentemente, qualquer desvio desta relação de equilíbrio seria causado por uma inovação  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$  e a relação tenderia a ser restabelecida no futuro.

Outra consequência da existência de codependência entre os *spreads* é a implicação de que o parâmetro  $\tau$  seria invariante no tempo. Caso contrário, os valores de  $A_1(\tau_t)$  e  $A_2(\tau_t)$  seriam função não apenas de  $m$  e o modelo deixaria de ser linear nos parâmetros.

Portanto, ao investigar a presença de codependência de ordem zero entre os *spreads* poder-se-ia tentar estabelecer uma relação estável entre estas variáveis que possibilitaria auxiliar os esforços de previsão das taxas de juros futuras. Qualquer desvio desta relação estável implicaria em um movimento futuro de determinados *spreads* e, consequentemente, de determinadas taxas de juros.

### 3.3. Metodologia

Nesta seção é apresentada a metodologia para testar a presença de codependência de ordem zero em um vetor auto-regressivo (VAR) formado pelos *spreads* da estrutura a termo da taxa de juros.

Seja  $S^{m_i,j}$  um *spread* como o definido em (2). Para  $i = 1, 2, \dots, p$  e  $j$  sendo uma maturidade fixa que determina a taxa de juros de curto prazo, construímos um VAR(k) dos *spreads*:

$$\begin{bmatrix} S_t^{m_1,j} \\ S_t^{m_2,j} \\ \vdots \\ S_t^{m_p,j} \end{bmatrix} = \Pi_1 \begin{bmatrix} S_{t-1}^{m_1,j} \\ S_{t-1}^{m_2,j} \\ \vdots \\ S_{t-1}^{m_p,j} \end{bmatrix} + \dots + \Pi_k \begin{bmatrix} S_{t-k}^{m_1,j} \\ S_{t-k}^{m_2,j} \\ \vdots \\ S_{t-k}^{m_p,j} \end{bmatrix} + \Phi D_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{p,t} \end{bmatrix} \quad (9)$$

ou na forma simplificada:

$$S_t = \Pi_1 S_{t-1} + \dots + \Pi_k S_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (10)$$



na qual  $\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_k$  são matrizes de coeficientes de dimensão  $p \times p$ ,  $D_t$  é uma matriz que pode conter uma constante e variáveis *dummies*,  $\Phi$  é a matriz de coeficientes de  $D_t$  e sua dimensão depende do número de variáveis nesta última. Por fim,  $\varepsilon_t$  representa um vetor de ruídos brancos,  $\varepsilon_t \sim NI_p(0, \Omega)$ .

Uma vez definida a ordem do VAR, aplica-se o método de regressão de posto reduzido (*e.g.* Juselius (2006)).

Define-se a notação:

$$Z_{0t} = S_t \quad (11)$$

$$Z_{1t} = [S_{t-1} \quad \dots \quad S_{t-k}] \quad (12)$$

$$Z_{2t} = D_t \quad (13)$$

$$Z_{0t} = \alpha\beta'Z_{1t} + \Phi Z_{2t} + \varepsilon_t \quad (14)$$

O próximo passo é executar as seguintes regressões:

$$Z_{0t} = \hat{B}'_1 Z_{2t} + R_{0t} \quad (15)$$

$$Z_{1t} = \hat{B}'_2 Z_{2t} + R_{1t} \quad (16)$$

sendo

$$\hat{B}'_1 = M_{02} M_{22}^{-1} \quad (17)$$

$$\hat{B}'_2 = M_{12} M_{22}^{-1} \quad (18)$$

$$M_{ij} = \sum_t \frac{(Z_{it} Z'_{jt})}{T} \quad (19)$$

sendo  $T$  o tamanho da amostra e  $\hat{B}'_1$  e  $\hat{B}'_2$  estimativas MQO.

Decorre das regressões (15) e (16) que  $R_{0t}$  e  $R_{1t}$  são, respectivamente, as séries  $Z_{0t}$  e  $Z_{1t}$  após a eliminação dos efeitos de  $Z_{2t}$ .

Assim, tem-se o modelo concentrado:

$$R_{0t} = \alpha\beta'R_{1t} + erro \quad (20)$$

A determinação do estimador de máxima verossimilhança para  $\alpha$  e  $\beta'$  resulta em um problema de autovalores:

$$\det(\lambda S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{01}) = 0 \quad (21)$$

sendo

$$S_{ij} = \sum_t \frac{(R_{it} R'_{jt})}{T} \quad (22)$$

Para  $p$  spreads e  $k$  lags há, portanto,  $p \times k$  autovalores  $\lambda_i$ . Estes autovalores são soluções da equação (21) e chamados de correlações canônicas. Por construção, há  $p \times (k - 1)$  correlações canônicas nulas.

Uma vez obtidas as correlações canônicas, é utilizada a estatística de teste reportada por Cubadda (2007) para testar quantas são estatisticamente iguais a zero:

$$LR = -T \sum_{i=1}^s \ln(1 - \lambda_i), \quad s = 1, \dots, n \quad (23)$$

sendo  $\lambda_i$  a  $i$ -ésima menor correlação canônica,  $s$  o número de relações de codependência entre as séries do VAR e  $n$  o número de correlações canônicas não nulas. A hipótese nula é a de que existem  $s$  relações e sua distribuição assintótica é uma  $\chi^2(d_1)$ , sendo  $d_1 = s \times (n \times (p - 1) + s)$ .

Caso a estatística (23) aponte para uma ou mais correlações canônicas estatisticamente iguais a zero, pode-se através das estimativas obtidas para  $\alpha$  e  $\beta'$  encontrar a matriz  $\delta'$  contendo os vetores de codependência de forma que.

$$\delta' \Pi_1 = \delta' \Pi_2 = \dots = \delta' \Pi_k = 0 \quad (24)$$

#### 4. Dados

Para construir as variáveis *spreads* foram utilizados dados mensais das taxas DI (depósito interfinanceiro) de 1, 6, 12, 24 e 36 meses baseadas em contratos negociados na Bolsa de

Mercadorias e Futuros (BM&F). O período da amostra é de janeiro de 1998 a dezembro de 2010. Estes valores equivalem ao retorno anualizado de um título prefixado para cada prazo mencionado.

O gráfico 2 apresenta a evolução mensal das taxas de juros.

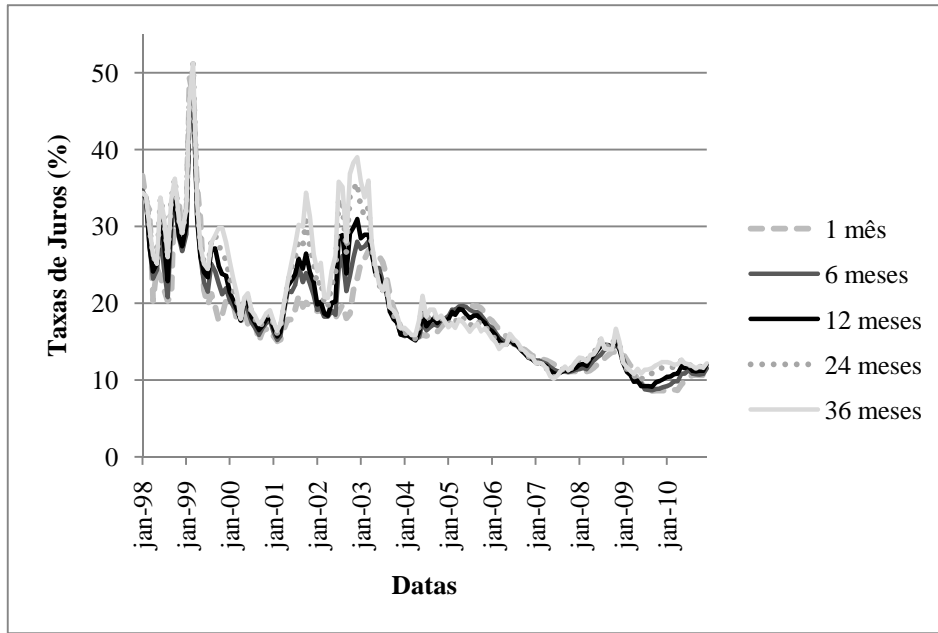


Gráfico 2: Evolução mensal das taxas de juros.  
Fonte: BM&F, 2011.

São definidos os *spreads*  $S^{6,1}$ ,  $S^{12,1}$ ,  $S^{24,1}$  e  $S^{36,1}$  sendo:

$$S^{m,j} = \ln(1 + i_m) - \ln(1 + i_j) \quad (25)$$

$i_h$  é a taxa de juros anualizada com prazo de  $h$  meses. O gráfico 3 apresenta a evolução mensal dos *spreads*.

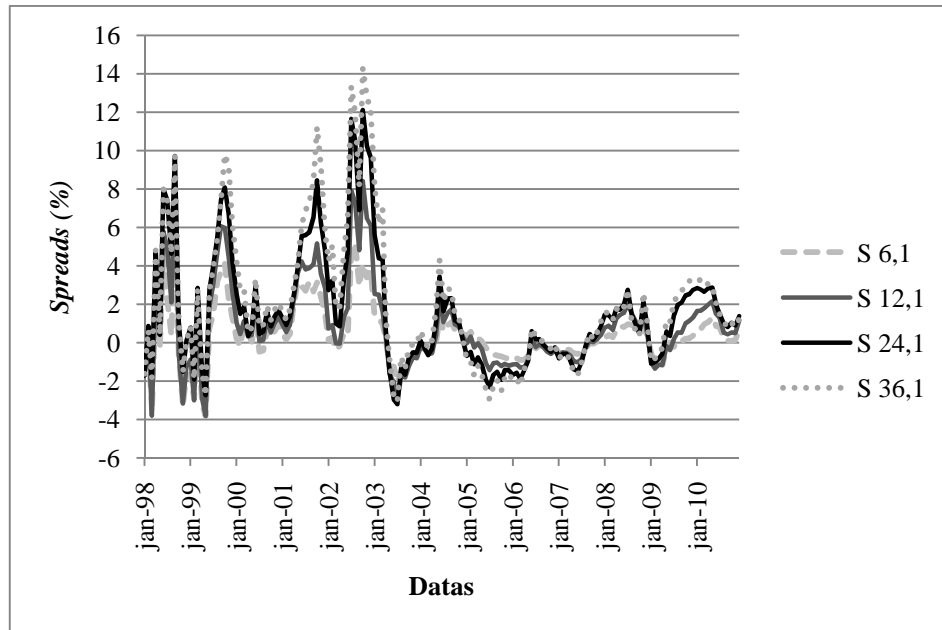


Gráfico3: Evolução mensal dos *spreads*.  
Nota: Dados trabalhados pelo autor.

## 5. Resultados Empíricos

### 5.1. Testes de Raiz Unitária

Para representar os *spreads* como um VAR definido em (4) as variáveis não devem apresentar presença de raiz unitária. Apenas assim pode-se extrair inferências consistentes dos resultados.

A tabela 1 apresenta testes de raiz unitária e estacionariedade para as variáveis *spread*. Os testes utilizados foram Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski, *et. al.* (KPSS).

**Tabela 1: Testes de raiz unitária e estacionariedade**

<u>Variável</u>	ADF		PP		KPSS
	<u>Intercepto</u>	<u>Nenhum</u>	<u>Intercepto</u>	<u>Nenhum</u>	<u>Intercepto</u>
$S^{6,1}$	-6,4557*	-6,1744*	-6,6339*	-6,3313*	0,2623 <sup>+</sup>
$S^{12,1}$	-5,0950*	-4,5888*	-5,3749*	-4,8648*	0,7390 <sup>+</sup>
$S^{24,1}$	-4,2425*	-3,6434*	-4,3447*	-3,6620*	0,4140 <sup>+</sup>
$S^{36,1}$	-3,8090*	-3,2280*	-3,9109*	-3,2552*	0,4149 <sup>+</sup>

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

\*Rejeição da hipótese nula com 99% de nível de confiança.

<sup>+</sup>Não rejeição da hipótese nula para valores assintóticos críticos ao nível de 1%.

Dados os resultados, pode-se concluir que as variáveis utilizadas são I(0) aos valores críticos usuais de 5% e 1%.

## 5.2. Especificação do VAR

Utilizando o pacote OxMetrics, foram definidas variáveis pontuais e a ordem do VAR. São 8 as variáveis pontuais incluídas no modelo para controlar possíveis *outliers* e na tabela 2 são apresentados os meses de ocorrência.

**Tabela 2: Variáveis pontuais**

<u>Variável</u>	<u>Meses</u>
$D_{1t}$	6/1998
$D_{2t}$	3/1999
$D_{3t}$	4/1999 e 5/1999
$D_{4t}$	7/1999 e 7/2000
$D_{5t}$	5/2001
$D_{6t}$	10/2001
$D_{7t}$	7/2002
$D_{8t}$	10/2001 e 10/2002

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

O VAR definido é de 4ª ordem:

$$\begin{bmatrix} S_t^{6,1} \\ S_t^{12,1} \\ S_t^{24,1} \\ S_t^{36,1} \end{bmatrix} = \Pi_1 \begin{bmatrix} S_{t-1}^{6,1} \\ S_{t-1}^{12,1} \\ S_{t-1}^{24,1} \\ S_{t-1}^{36,1} \end{bmatrix} + \Pi_2 \begin{bmatrix} S_{t-2}^{6,1} \\ S_{t-2}^{12,1} \\ S_{t-2}^{24,1} \\ S_{t-2}^{36,1} \end{bmatrix} + \Pi_3 \begin{bmatrix} S_{t-3}^{6,1} \\ S_{t-3}^{12,1} \\ S_{t-3}^{24,1} \\ S_{t-3}^{36,1} \end{bmatrix} + \Pi_4 \begin{bmatrix} S_{t-4}^{6,1} \\ S_{t-4}^{12,1} \\ S_{t-4}^{24,1} \\ S_{t-4}^{36,1} \end{bmatrix} + \Phi D_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \\ \varepsilon_{4,t} \end{bmatrix} \quad (26)$$

sendo

$$D_t = [D_{1t} \ D_{2t} \ D_{3t} \ D_{4t} \ D_{5t} \ D_{6t} \ D_{7t} \ D_{8t} \ 1] \quad (27)$$

Os resultados dos critérios de informação para definição da ordem do VAR são apresentados na tabela 3.

**Tabela 3: Critérios de informação**

<u>Defasagem</u>	<u>AIC</u>	<u>SC</u>	<u>HQ</u>
0	7,416553	8.135905	7.708791
1	3,972663	5.011726	4.394784
2	3,867444	5.226219	4.419449
3	3,786432	5.464919	4.46832
4	2,998419	4.996618*	3.810191*
5	2,961156*	5.279066	3.902812

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

\*Defasagem selecionada pelo critério de informação.

Os critérios de informação Schwarz e Hannan-Quinn apontam para o número de defasagens definido pelo pacote OxMetrics para a construção do VAR. Apesar do critério Akaike apontar para 5 defasagens, será mantido um VAR(4).

Nenhuma raiz do polinômio característico do VAR(4) se localiza fora do círculo unitário. Portanto, o VAR(4) satisfaz a condição de estabilidade.

Na figura 1 são apresentados os correlogramas do VAR(4). A inspeção deste diagrama não parece apontar evidência de comportamento inadequado dos resíduos quanto à autocorrelação serial.

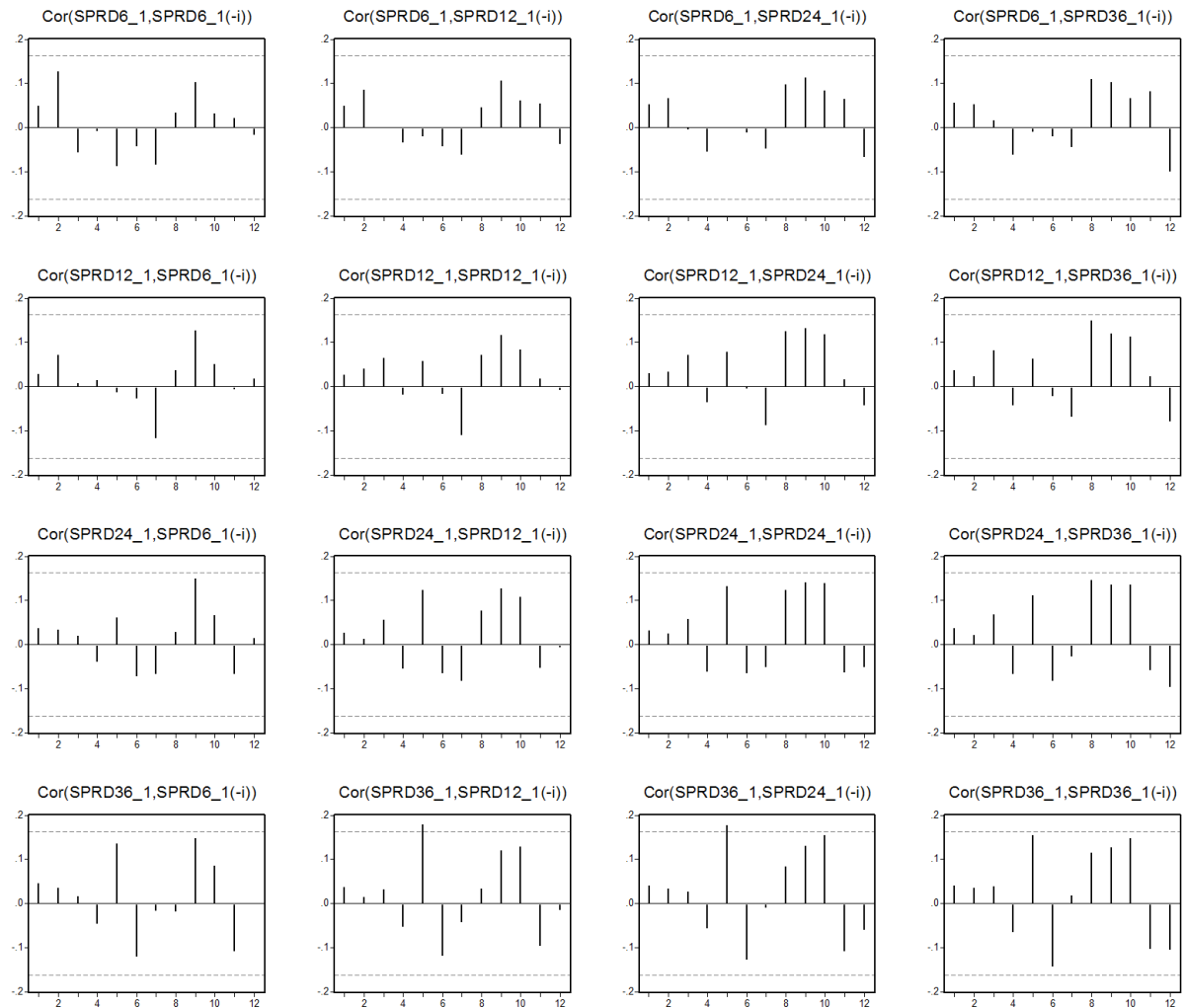


Figura 1: Correlogramas dos resíduos.  
As linhas superior e inferior indicam a posição de dois desvios padrões

Nas tabelas 4, 5 e 6 são apresentados resultados de testes para autocorrelação serial, ARCH e teste de normalidade dos resíduos para cada equação univariada composta por cada *spread*.

**Tabela 4: Testes AR 1-7**

<u>Spread</u>	<u>Estatística</u>	<u>p-valor</u>
$S^{6,1}$	$F(7,124) = 0,73223$	0,6450
$S^{12,1}$	$F(7,124) = 0,59431$	0,7596
$S^{24,1}$	$F(7,124) = 0,61911$	0,7393
$S^{36,1}$	$F(7,124) = 1,0518$	0,3988

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

**Tabela 5: Testes ARCH 1-7**

<u>Spread</u>	<u>Estatística</u>	<u>p-valor</u>
$S^{6,1}$	$F(7,138) = 4,6778$	0,0001**
$S^{12,1}$	$F(7,138) = 2,5302$	0,0177*
$S^{24,1}$	$F(7,138) = 1,5634$	0,1513
$S^{36,1}$	$F(7,138) = 1,2453$	0,2823

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

\*Rejeição de  $H_0$  ao nível 5%

\*\*Rejeição de  $H_0$  ao nível de 1%

**Tabela 6: Testes de normalidade**

<u>Spread</u>	<u>Estatística</u>	<u>p-valor</u>
$S^{6,1}$	$\chi^2(2) = 16,303$	0,0003**
$S^{12,1}$	$\chi^2(2) = 12,974$	0,0015**
$S^{24,1}$	$\chi^2(2) = 16,483$	0,0003**
$S^{36,1}$	$\chi^2(2) = 15,053$	0,0005**

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

\*Rejeição de  $H_0$  ao nível 5%

\*\*Rejeição de  $H_0$  ao nível de 1%

Os testes AR 1-7 aponta para não existência de autocorrelação serial nos resíduos nas equações univariadas de cada *spread*.

Os testes de normalidade dos resíduos rejeitam esta hipótese para todos os *spreads*.

Os testes ARCH 1-7 apontam presença de heterocedasticidade em alguns *spreads*. Esta constatação é bastante relevante e pode causar distorções na inferência e também no teste de existência de codependência entre os *spreads*, na medida em que o procedimento realizado supõe homocedasticidade.

### 5.3. Estimação das correlações canônicas e estatística de teste

São executadas as regressões (15) e (16) contendo os componentes do VAR(4) definido em (26) e resolvido o problema de autovalor (21) para determinar as correlações canônicas. A



tabela 7 apresenta as estimativas para  $\lambda$  e a tabela 8 a estatística de teste  $LR$ . O valor de  $T$  em (23) é 152.

**Tabela 7: Correlações canônicas estimadas**

$\lambda_i$	Estimativa
$\lambda_1$	0,2576
$\lambda_2$	0,6732
$\lambda_3$	0,7934
$\lambda_4$	0,8667

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

**Tabela 8: Estatística  $LR$**

$\hat{\lambda}_i$	$\underline{s}$	$LR = -T \sum_{i=1}^s \ln(1 - \lambda_i)$	p-valor [ $\chi^2(d_1)$ ]
$\hat{\lambda}_1 = 0,2576$	1	45,2791	0,0000
$\hat{\lambda}_2 = 0,6732$	2	215,2543	0,0000
$\hat{\lambda}_3 = 0,7934$	3	454,9631	0,0000
$\hat{\lambda}_4 = 0,8667$	4	761,2583	0,0000

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

Os valores estimados para  $\lambda_i$  e a estatística de teste utilizada para verificar quais poderiam fornecer uma combinação linear que implicasse a presença de codependência de ordem zero não foram satisfatórios. Assim, através da amostra utilizada não é possível determinar a existência de uma matriz  $\delta'$  diferente de zero que permita combinar linearmente os *spreads* de forma a gerar um processo ruído branco.

Como tentativa de identificar se os parâmetros da primeira defasagem do VAR seriam responsáveis pela não existência de codependência, o teste acima foi redefinido de tal sorte que testou-se se existe  $\delta$  tal que

$$\delta' \Pi_2 = \delta' \Pi_3 = \delta' \Pi_4 = 0 \quad (28)$$

$$Z_{0t} = S_t \quad (29)$$

$$Z_{1t} = [S_{t-2} \quad S_{t-3} \quad S_{t-4}] \quad (30)$$

$$Z_{2t} = [S_{t-1} \ D_t] \quad (31)$$

e realizada a regressão de posto reduzido como apresentada em 3.3.

Para esta regressão com novo arranjo das variáveis foram obtidas as seguintes correlações canônicas

**Tabela 9: Correlações canônicas estimadas**

$\underline{\lambda}_i$	Estimativa
$\lambda_1$	0,0535
$\lambda_2$	0,1141
$\lambda_3$	0,2254
$\lambda_4$	0,6954

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

Para esta nova regressão, a estatística de teste para testar quantas correlações canônicas são estatisticamente iguais a zero é dada por (23). Entretanto, o número de graus de liberdade da distribuição  $\chi^2$  é dado por  $d_1 = s \times (n \times (p - 2) + s)$  (Cubadda (2007)). O valor de T na estatística de teste é 152.

Na tabela 10 são apresentados os resultados da estatística *LR*.

**Tabela 10: Estatística *LR***

$\hat{\lambda}_i$	$\underline{s}$	$LR = -T \sum_{i=1}^s \ln(1 - \lambda_i)$	p-valor [ $\chi^2(d_1)$ ]
$\hat{\lambda}_1 = 0,0535$	1	8,3576	0,4985
$\hat{\lambda}_2 = 0,1141$	2	26,7726	0,1418
$\hat{\lambda}_3 = 0,2254$	3	65,5947	0,0006
$\hat{\lambda}_4 = 0,6954$	4	246,2856	0,0000

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

Portanto,  $\hat{\lambda}_1$  e  $\hat{\lambda}_2$  são estatisticamente iguais a zero. Pode-se concluir que a razão pela qual não existe codependência deve-se aos valores dos parâmetros de  $\Pi_1$ .

Uma alternativa para contornar este tipo de obstáculo é testar para este conjunto de *spreads* a existência de relações de codependência de ordem superiores a zero. Trenkler e Weber (2010) testaram para VECM a presença de codependência de ordem superior

utilizando o teste GMM. Este poderia ser um desenvolvimento futuro para a investigação de codependência entre os *spreads* da estrutura a termo da taxa de juros no Brasil.

No caso de codependência de ordem 1 o desvio de  $\tau_t$  do  $\tau$  de prazo mais longo seria de apenas 1 período. Portanto,  $\tau_t$  seria variante no tempo, mas um choque que fizesse  $\tau_t \neq \tau$  duraria um período apenas.

## 6. Conclusão

A abordagem utilizada neste trabalho investigou a existência de codependência de ordem zero nos *spreads* da estrutura a termo da taxa de juros no Brasil. Tendo como base teórica o modelo de Nelson e Siegel (1987), o intuito era observar se combinações lineares dos *spreads* que geram processos de ruídos brancos poderiam indicar relações estáveis entre eles.

Para a amostra utilizada, os resultados empíricos não foram positivos e a proposta de utilizar esta abordagem para melhorar a compreensão sobre o comportamento da estrutura a termo e efetuar previsões não se provou viável.

Algumas hipóteses podem ser mencionadas para explicar os resultados deste trabalho. Uma delas é a presença de períodos de instabilidade que resultam em alterações estruturais na amostra observada. Mudanças no regime cambial, contágios decorrentes de crises em outros países e crises domésticas de confiança contribuem para diminuir a capacidade de modelos estatísticos em descreverem razoavelmente os dados. Outra hipótese é a recente experiência brasileira em pactuar taxas de juros de longo prazo. Em parte da amostra utilizada, devido também a períodos de instabilidade que reduziram drasticamente a liquidez nos vértices mais longos da curva de juros, as taxas de juros de longo prazo poderiam ser consideradas extrapolações das taxas curtas e não parâmetros definidos por transações em mercados futuros ou a termo.

Em relação ao modelo de Nelson e Siegel (1987), os resultados podem indicar que o parâmetro  $\tau$  não é invariante no tempo, como se supõe inicialmente, para a amostra analisada. Koopman *et. all.* (2007) empregam  $\tau$  com sendo uma função variante no tempo. Os autores argumentam que assumir um valor fixo para este parâmetro pode ser considerada uma premissa muito restritiva. Esta hipótese pode ser relacionada às mudanças nas características da estrutura a termo da taxa de juros para longos períodos de tempo. Portanto, a utilização do

modelo de Nelson e Siegel (1987) com parâmetros variantes no tempo pode gerar um melhor ajustamento aos dados e servir de base teórica para futuras análises empíricas.

A presença de heterocedasticidade apontada nos testes ARCH também deve ser considerada com possível explicação para os resultados insatisfatórios. Cavaliere *et. al.* (2009) utilizaram o algoritmo *Wild Bootstrap* para testar cointegração em um conjunto de dados que apresentava heterocedasticidade condicional. Esse procedimento poderia, portanto, ser utilizado em investigações futuras da presença de codependência na estrutura a termo da taxa de juros no Brasil.

Além da tentativa de tratar a presença de heterocedasticidade, talvez seja válido, como mencionado na seção 5, investigar a presença de codependência de ordens superiores nos *spreads*. Codependência de ordem zero é uma forte premissa para testes com dados empíricos e, portanto, testes para ordens superiores podem gerar modelos com melhor capacidade de ajuste para dada amostra.

## 7. Referências

Cavaliere G.; Rahbek A.; Taylor A. M. R. *Co-integration rank testing under conditional heteroskedasticity*. CREATES Research Paper, 2009-22, 2009.

Cubadda, G. *A unifying framework for analysing common cyclical features in cointegrated time series*. CEIS Tor Vergata – Research Paper Series, V. 35, No. 103, 2007.

Dickey, D. A.; Fuller, W. A. *Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root*. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431, 1979.

Gouriéoux C.; Peaucelle I. *Séries codépendantes: application à l'hypothèse de parité Du pouvoir d'achat*. *L'Actualité économique*, V. 68, No. 1-2, p. 283-304, 1992.

Johansen, S.; Juselius, K. *Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and UIP for UK*. *Journal of Econometrics*, V.53, p. 211-224, 1992.

Juselius, K. *The cointegrated VAR model: methodology and applications*. New York, NY: Oxford University Press, 2006.

Koopman, S. J.; Mallee M. I. P.; van der Wel, M. *Analyzing the term structure of interest rates using the Dynamic Nelson-Siegel model with time-varying parameters*. Tinbergen Institute Discussion Paper, TI 2007-095/4, 2007.

Kwiatkowski, D.; Phillips, P. C. B.; Schmidt, P.; Yongcheol, S. *Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root*. *Journal of Econometrics*, 54, 159-178, 1992.

Lima, A. M. C.; Issler, J. V. *A hipótese das expectativas na estrutura a termo de juros no Brasil: Uma aplicação de modelos de valor presente*. Rio de Janeiro, 2003.

Mankiw, N. G. *The term structure of interest rates revisited*. *Brooking Papers on Economic Activity* 1:1986, 61-110, 1986.

Marçal, E. F.; Pereira, P. L. V. *A estrutura a termo das taxas de juros no Brasil: Testando a hipótese de expectativas racionais*. São Paulo, 2007.

McCallum, B. T. *Monetary policy and the term structure of interest rate*. *Economic Quarterly*, v. 91, 1-21, 1994.

Nelson, C. R.; Siegel, A. F. *Parsimonious modeling of yield curves*. *The Journal of Business*, V. 60, No. 4, p. 473-489, 1987.

Phillips, P. C. B.; Perron, P. *Testing for a unit root in time series regression*. *Biometrika*, 75, 335-346, 1988.

Shiller, R.J. *The term structure of interest rates*. In: Friedman, B.M.; Hahn, F.H. *Handbook of Monetary Economics*. North-Holland, 1990.

Tabak, B. M.; Andrade, S. C. *Testing the expectation hypothesis in the Brazilian term structure of interest rate*. Brasília: Bacen, 2001 (Working Paper).

Trenkler, C.; Weber, E. *On the identification of codependent VAR and VEC models*. University of Regensburg Working Papers in Business, Economics and Management Information Systems, No. 445, 2010.

Trenkler, C.; Weber, E. *On Testing for codependence of non-stationary variables*. University of Regensburg Working Papers in Business, Economics and Management Information Systems, No. 446, 2010.

## 8. Apêndice

### 8.1. Especificação do VAR (OxMetrics)

URF equation for: S 6,1

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	
S 6,1_1	-0.763376	0.2144	-3.56	0.0005	
S 6,1_2	-0.966999	0.2043	-4.73	0.0000	
S 6,1_3	1.18676	0.2081	5.70	0.0000	
S 6,1_4	-1.10235	0.2253	-4.89	0.0000	
S 12,1_1	1.11872	0.3002	3.73	0.0003	
S 12,1_2	0.899992	0.1692	5.32	0.0000	
S 12,1_3	-0.817121	0.1743	-4.69	0.0000	
S 12,1_4	1.71957	0.3135	5.48	0.0000	
S 24,1_1	0.188470	0.3020	0.624	0.5337	
S 24,1_4	-1.99394	0.3072	-6.49	0.0000	
S 36,1_1	-0.299070	0.1700	-1.76	0.0809	
S 36,1_4	0.978612	0.1647	5.94	0.0000	
I:1998(6)	5.17473	0.7011	7.38	0.0000	
I:1999(3)	2.20642	0.7144	3.09	0.0025	
I:1999(5)+I:1999(4)	-2.62873	0.5122	-5.13	0.0000	
I:2000(7)-I:1999(7)	-2.34954	0.4930	-4.77	0.0000	
I:2001(5)	2.34127	0.6561	3.57	0.0005	
I:2001(10)	0.683133	0.9936	0.688	0.4930	
I:2002(7)	3.27317	0.6794	4.82	0.0000	
I:2002(10)+I:2001(10)	1.71632	0.7340	2.34	0.0209	
Constant	U	0.0248135	0.06847	0.362	0.7176

sigma = 0.64288 RSS = 54.1416822

URF equation for: S 12,1

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
S 6,1_1	-1.23962	0.2853	-4.35	0.0000
S 6,1_2	-1.05023	0.2718	-3.86	0.0002

S 6,1_3	1.43827	0.2770	5.19	0.0000
S 6,1_4	-1.39279	0.2999	-4.64	0.0000
S 12,1_1	1.48365	0.3995	3.71	0.0003
S 12,1_2	0.973078	0.2251	4.32	0.0000
S 12,1_3	-1.00580	0.2319	-4.34	0.0000
S 12,1_4	1.74662	0.4172	4.19	0.0001
S 24,1_1	0.361363	0.4019	0.899	0.3703
S 24,1_4	-1.76043	0.4088	-4.31	0.0000
S 36,1_1	-0.307351	0.2263	-1.36	0.1767
S 36,1_4	0.854936	0.2191	3.90	0.0002
I:1998(6)	5.97285	0.9330	6.40	0.0000
I:1999(3)	2.43661	0.9508	2.56	0.0115
I:1999(5)+I:1999(4)	-3.29525	0.6816	-4.83	0.0000
I:2000(7)-I:1999(7)	-2.82813	0.6561	-4.31	0.0000
I:2001(5)	2.55415	0.8732	2.93	0.0041
I:2001(10)	-1.15965	1.322	-0.877	0.3821
I:2002(7)	5.07607	0.9042	5.61	0.0000
I:2002(10)+I:2001(10)	4.49314	0.9768	4.60	0.0000
Constant	U	0.0635670	0.09111	0.698 0.4866

sigma = 0.855554 RSS = 95.88840299

URF equation for: S 24,1

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
S 6,1_1	-1.45049	0.3649	-3.98	0.0001
S 6,1_2	-0.696123	0.3477	-2.00	0.0473
S 6,1_3	1.40195	0.3543	3.96	0.0001
S 6,1_4	-1.06082	0.3835	-2.77	0.0065
S 12,1_1	1.11475	0.5110	2.18	0.0309
S 12,1_2	0.695284	0.2880	2.41	0.0171
S 12,1_3	-0.956725	0.2966	-3.23	0.0016
S 12,1_4	1.03752	0.5337	1.94	0.0540
S 24,1_1	0.813318	0.5141	1.58	0.1160

S 24,1_4	-1.08485	0.5229	-2.07	0.0400
S 36,1_1	-0.155494	0.2894	-0.537	0.5920
S 36,1_4	0.579981	0.2803	2.07	0.0405
I:1998(6)	7.95098	1.193	6.66	0.0000
I:1999(3)	2.81824	1.216	2.32	0.0220
I:1999(5)+I:1999(4)	-3.18277	0.8718	-3.65	0.0004
I:2000(7)-I:1999(7)	-3.02090	0.8391	-3.60	0.0004
I:2001(5)	2.56716	1.117	2.30	0.0231
I:2001(10)	-1.69855	1.691	-1.00	0.3171
I:2002(7)	6.45617	1.156	5.58	0.0000
I:2002(10)+I:2001(10)	5.91741	1.249	4.74	0.0000
Constant	U	0.136400	0.1165	1.17 0.2439

sigma = 1.09427 RSS = 156.8629097

URF equation for: S 36,1

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
S 6,1_1	-1.71449	0.4223	-4.06	0.0001
S 6,1_2	-0.510330	0.4025	-1.27	0.2070
S 6,1_3	1.44438	0.4101	3.52	0.0006
S 6,1_4	-1.13898	0.4439	-2.57	0.0114
S 12,1_1	1.43739	0.5914	2.43	0.0164
S 12,1_2	0.545977	0.3333	1.64	0.1038
S 12,1_3	-0.961065	0.3433	-2.80	0.0059
S 12,1_4	1.09537	0.6177	1.77	0.0785
S 24,1_1	-0.0328808	0.5950	-0.0553	0.9560
S 24,1_4	-1.10917	0.6053	-1.83	0.0692
S 36,1_1	0.628435	0.3350	1.88	0.0629
S 36,1_4	0.591454	0.3244	1.82	0.0706
I:1998(6)	7.89242	1.381	5.71	0.0000
I:1999(3)	2.94033	1.408	2.09	0.0386
I:1999(5)+I:1999(4)	-3.18545	1.009	-3.16	0.0020
I:2000(7)-I:1999(7)	-3.05554	0.9713	-3.15	0.0020



I:2001(5)		2.45653	1.293	1.90	0.0596
I:2001(10)		-1.43270	1.958	-0.732	0.4656
I:2002(7)		6.53981	1.339	4.89	0.0000
I:2002(10)+I:2001(10)		6.65435	1.446	4.60	0.0000
Constant	U	0.178554	0.1349	1.32	0.1879

sigma = 1.26661 RSS = 210.1640346

log-likelihood -160.664603 -T/2log|Omega| 702.050025

|Omega| 9.73205553e-005 log|Y'Y/T| -3.35742583

R^2(LR) 0.997205 R^2(LM) 0.725033

no. of observations 152 no. of parameters 84

When the log-likelihood constant is NOT included:

AIC -8.13224 SC -6.46115

HQ -7.45338 FPE 0.000337760

When the log-likelihood constant is included:

AIC 3.21927 SC 4.89036

HQ 3.89813 FPE 28.7412

F-test on regressors except unrestricted:  $F(80,507) = 21.8141$  [0.0000] \*\*

F-tests on retained regressors,  $F(4,128) =$

S 6,1_1	8.98473 [0.000]**	S 6,1_2	10.8756 [0.000]**
S 6,1_3	10.6072 [0.000]**	S 6,1_4	20.6315 [0.000]**
S 12,1_1	22.4127 [0.000]**	S 12,1_2	12.1931 [0.000]**
S 12,1_3	7.45617 [0.000]**	S 12,1_4	24.7954 [0.000]**
S 24,1_1	36.1150 [0.000]**	S 24,1_4	26.2432 [0.000]**
S 36,1_1	37.5712 [0.000]**	S 36,1_4	19.3412 [0.000]**
I:1998(6)	25.2153 [0.000]**	I:1999(3)	2.64665 [0.036]*
I:1999(5)+I:1999(4)	8.71298 [0.000]**	I:2000(7)-I:1999(7)	5.73248 [0.000]**
I:2001(5)	3.48914 [0.010]**	I:2001(10)	5.22243 [0.001]**
I:2002(7)	8.85387 [0.000]**	I:2002(10)+I:2001(10)	14.3695 [0.000]**
Constant U	0.696311 [0.596]		

correlation of URF residuals (standard deviations on diagonal)

	S 6,1	S 12,1	S 24,1	S 36,1
S 6,1	0.64288	0.93628	0.83110	0.73523
S 12,1	0.93628	0.85555	0.94090	0.84862
S 24,1	0.83110	0.94090	1.0943	0.96840
S 36,1	0.73523	0.84862	0.96840	1.2666

correlation between actual and fitted

S 6,1	S 12,1	S 24,1	S 36,1
0.92387	0.93483	0.94216	0.94434

Single-equation diagnostics using reduced-form residuals:

S 6,1	: AR 1-7 test:	$F(7,124) = 0.73223$ [0.6450]
S 6,1	: ARCH 1-7 test:	$F(7,138) = 4.6778$ [0.0001]**
S 6,1	: Normality test:	$\chi^2(2) = 16.303$ [0.0003]**
S 6,1	: Hetero test:	$F(27,118) = 3.7058$ [0.0000]**
S 12,1	: AR 1-7 test:	$F(7,124) = 0.59431$ [0.7596]
S 12,1	: ARCH 1-7 test:	$F(7,138) = 2.5302$ [0.0177]*
S 12,1	: Normality test:	$\chi^2(2) = 12.974$ [0.0015]**
S 12,1	: Hetero test:	$F(27,118) = 3.1080$ [0.0000]**
S 24,1	: AR 1-7 test:	$F(7,124) = 0.61911$ [0.7393]
S 24,1	: ARCH 1-7 test:	$F(7,138) = 1.5634$ [0.1513]
S 24,1	: Normality test:	$\chi^2(2) = 16.483$ [0.0003]**
S 24,1	: Hetero test:	$F(27,118) = 2.6525$ [0.0002]**
S 36,1	: AR 1-7 test:	$F(7,124) = 1.0518$ [0.3988]
S 36,1	: ARCH 1-7 test:	$F(7,138) = 1.2453$ [0.2823]
S 36,1	: Normality test:	$\chi^2(2) = 15.053$ [0.0005]**
S 36,1	: Hetero test:	$F(27,118) = 2.3210$ [0.0011]**

Vector AR 1-7 test:  $F(112,399) = 1.7409$  [0.0001]\*\*

Vector Normality test:  $\chi^2(8) = 119.56$  [0.0000]\*\*

Vector ZHetero test:  $F(108,459) = 4.0898$  [0.0000]\*\*

Vector RESET23 test:  $F(32,444) = 2.6917$  [0.0000]\*\*