

# Taxas de Cupom Cambial no Brasil: Componentes de Curto e Longo Prazo\*

Osmani Teixeira de Carvalho de Guillén<sup>†</sup>e

Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo<sup>‡</sup>

Maio de 2004

## Abstract

This article analyses the behavior of the Brazilian interest rate. We use three measures of return rate, assuming that they are free of exchange rate risk. The series are decomposed into their long run and short run components, as proposed by Vahid and Engle (1993) or Proietti (1997). The results suggest a convergence of the rates to one long run equilibrium. We identify the dominance of the long run component in the composition of the C-Bond rate of return, whilst the short run component dominates in the case of the covered interest premium. There is, however, no clear dominance in the case of uncovered interest premium. If we relate the long run component to economics fundamentals and the short run component to monetary shocks, contagion effect, we can say that C-Bond rate of return is linked to the fundamentals, the uncovered interest premium to nominal variables.

## Resumo

Este artigo analisa o comportamento da taxa de juros livre de risco cambial - cupom cambial - na economia brasileira. Nós identificamos os componentes de curto e longo prazo de três medidas de taxa de retorno, as quais foram submetidas aos tratamentos econométricos propostos em Vahid e Engle (1993) e Proietti (1997). Os resultados sugerem a convergência das taxas de retorno para um equilíbrio de longo prazo. Identificamos a dominância do componente de longo prazo na determinação da trajetória do Prêmio do C-BOND e do componente de curto prazo no caso do Prêmio do *Swap* Cambial. Já para o Prêmio Descoberto de Juros não conseguimos identificar o domínio de qualquer componente. Associando o componente de longo prazo aos fundamentos da economia e os componentes de curto prazo a choques nominais, poderíamos dizer que, em termos relativos, o Prêmio do C-BOND estaria mais fortemente ligado aos fundamentos e o Prêmio do *Swap* Cambial a choques nominais.

Palavras chave: fator estocástico de desconto, cointegração, decomposição tendência-ciclo, cupom cambial, taxas de juros de longo prazo.

Código JEL: C32, E47 e G18.

---

\*Gostaríamos de agradecer os comentários e sugestões de João Victor Issler, Marcelo Fernandes e Ilan Goldfajn, como também a assistência do colega Ricardo dos Santos Maia Clemente na coleta de dados e montagem das séries estudadas.

<sup>†</sup>Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil - osmani.guillen@bcb.gov.br

<sup>‡</sup>Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil - carlos.araujo@bcb.gov.br.

# 1 Introdução

A taxa de retorno dos títulos se constitui em um dos preços mais importantes do sistema econômico, e talvez por isso mesmo as diversas facetas de sua evolução temporal não necessariamente interessam de maneira simétrica aos agentes. Administradores de carteira, por exemplo, em geral estão mais interessados em ativos com menores prazos de maturação e, por conseguinte, em conhecer o comportamento de curto prazo da taxa de juros. Por sua vez, planejadores e banqueiros centrais têm suas preocupações centradas na na fixação ou no fortalecimento das bases para o crescimento sustentável da economia e, conseqüentemente, em conhecer o comportamento de longo prazo das taxas de juros.

Certamente em resposta às diferenças nos interesses dos agentes, o enfoque dado pela literatura ao assunto também se diversifica. Baseada na teoria das expectativas, parcela da literatura [por exemplo, Campbell e Shiller (1983, 1991)] enfatiza os movimentos ao longo da estrutura a termo da taxa de juros -ETTJ, isto é, as relações entre taxas de curto e longo prazo. Esse enfoque busca essencialmente identificar em que nível se encontraria, em época futura, a taxa de juros de curto prazo ou em que medida o *spread* entre as taxas de longo e curto prazo seria um estimador não viesado da variação na taxa de curto prazo. A abordagem desperta maior interesse da parte de investidores individuais, cujas ações são bastante influenciadas pelas oportunidades de arbitragem entre maturidades distintas. Seguindo em outra direção, parte da literatura [por exemplo, Feldstein e Eckstein (1970), Mehra (1994)] estuda os fundamentos, isto é, as variáveis que determinariam deslocamentos da curva de juros como um todo. Neste caso, a abordagem desperta mais interesse da parte de banqueiros centrais e de formuladores de política, pois busca identificar no comportamento de variáveis macroeconômicas - inflação esperada, agregados monetários, renda, balanço em conta corrente, dívida pública, taxa de câmbio real - a origem de mudanças na taxa de juros de equilíbrio em uma perspectiva de longo prazo.<sup>1</sup>

Em uma visão microeconômica, as escolhas dos indivíduos e firmas estabelecem a trajetória da taxa de juros no longo prazo, mas, em termos macroeconômicos, o nível e a trajetória da taxa de juros de curto prazo influenciam as ações dos supracitados agentes. Visto de outra maneira, as ações de política monetária, cujos efeitos reais se restringem ao curto prazo, influenciam as decisões de poupança dos indivíduos e de investimento das firmas; mas, as escolhas do banco central (do formulador de políticas) levam em conta tais decisões porque é o mercado de poupança e investimento quem define a taxa real de retorno do capital. Por fim, ao se analisar o fenômeno em uma terceira dimensão, a econométrica, haveria causalidade reversa entre as decisões microeconômicas e macroeconômicas.

Nos mercados emergentes, haja vista o processo de integração porque passaram essas economias ao longo da última década, tem sido bastante difundida a prática de a mensuração da taxa de retorno em uma moeda externa de referência internacional. No processo de medição desta taxa livre de risco cambial - mais conhecida como "cupom cambial" - invariavelmente recorre-se a uma variante das equações de paridade descoberta ou coberta de juros. A propósito, algumas pesquisas têm se ocupado em fundamentar a existência de desvios em relação as condições de paridade ou em utilizar os próprios desvios para estudar outras questões [Garcia e Barcinski (1996), Cardoso e Goldfajn (1997), Araújo e Flôres (2001)]. Embora neste trabalho tenhamos como pano de fundo as condições de paridade, nossa proposta se afasta das anteriormente citadas: vamos utilizar modelagem multivariada para decompor três séries de retorno - Prêmio Descoberto de Juros - PDJ, *Swap* Cambial e o Prêmio do *Capitalization Bond* (C-Bond) - nos respectivos fatores permanente (tendência ou de baixa frequência) e transitório (ciclo ou de alta frequência). Com isso, o trabalho traria uma contribuição no sentido de, simultaneamente,

---

<sup>1</sup>Claro que isso não excluiria o desejo de conhecer os possíveis desvios da taxa efetiva em relação ao equilíbrio de longo prazo, eventos que, dentre outros motivos, poderiam ter origem no fato de a arbitragem de juros não acontecer imediatamente.

mensurar o componente que mais interessa ao formulador de política (o fator permanente) eo que mais interessa ao *trader* (o fator transitório).

A escolha das séries se justifica porque, em operações de arbitragem de juros entre os mercados financeiros brasileiro e norte-americano, a taxa de retorno de um contrato de *swap* cambial seria uma *proxy* do custo de oportunidade associado à compra de um C-Bond, e vice-versa.<sup>2</sup> Alternativamente, em operação de arbitragem de juros dentro do próprio mercado financeiro brasileiro, o PDJ seria uma *proxy* do custo de oportunidade associado à compra de um contrato de *swap* cambial, e vice-versa. Afastando-se agora da argumentação de caráter macroeconômico, gostaríamos de assinalar que, seguindo Hansen e Jagannathan (1991), em um contexto microfundamentado, pode-se estabelecer os contornos de uma economia na qual esteja garantida a existência de um fator comum ao retorno de instrumentos financeiros, por eles denominado “fator estocástico de desconto”. Isso posto, fica evidenciado que as três séries mantêm vínculos e estão expostas ao mesmo ambiente geral (aos mesmos choques), o que, segundo Proietti (1997), faria com que a aplicação de modelagem univariada levasse a resultados inferiores aos oferecidos pela modelagem multivariada.

Em adição a esta introdução, o plano do texto compreende quatro seções. Na Seção 2, com base em Hansen e Jagannathan (1991) justificamos a existência do fator estocástico de desconto, bem como apresentamos sucintamente a introdução de restrições de co-movimentos em modelos dinâmicos. Em um segundo momento, caracterizamos a metodologia desenvolvida por Vahid e Engel (1993) e a desenvolvida por Proietti (1997), ambas destinadas à decomposição de um vetor de séries de tempo em tendência e ciclo. Na Seção 3 são descritas as séries de tempo objeto do trabalho. Na Seção 4 constam os resultados encontrados e as respectivas interpretações e análises. Por último, vêm as considerações finais.

## 2 Resumo Teórico da Metodologia Utilizada

Sem pretender esgotar o assunto, iniciamos esta seção apresentando uma motivação teórica para o trabalho, que se soma aos argumentos listados na introdução. Seguindo Hansen e Jagannathan (1991), mostramos em que circunstâncias está garantida a existência de um fator comum - o fator estocástico de desconto - entre os retornos dos ativos da economia.<sup>3</sup> Em um segundo momento, introduzindo um caso particular de função utilidade no arcabouço proposto por Hansen e Jagannathan (1991), deixamos indicado que o retorno de um ativo qualquer divide-se em um componente estacionário - o fator estocástico de desconto - e um componente não-estacionário, denominado na literatura I(1) - um processo integrado de primeira ordem.

Vencida a etapa de fundamentação microeconômica da existência de vínculos entre as séries de tempo analisadas, passaremos então a nos ocupar ao tratamento econométrico dado a questão. Especificamente, descreveremos uma tecnologia adequada à decomposição dos retornos - Prêmio do C-Bond, Prêmio Descoberto de Juros e *Swap* Cambial - objeto de análise na etapa empírica do trabalho. Em seguida fazemos a descrição das restrições de co-movimento, para posteriormente nos prendermos à própria decomposição tendência-ciclo.<sup>4</sup> Após apresentar a versão multivariada da decomposição tendência-ciclo de Beveridge-Nelson (1981), discutiremos os efeitos da introdução de restrições de cointegração e de ciclos comuns em vetores

---

<sup>2</sup>A título de ilustração, admitindo que um o investidor internacional tenha decidido compor sua carteira incluindo títulos de responsabilidade de agentes brasileiros - assumir o “risco Brasil” - poderia fazê-lo por intermédio da compra de C-Bonds no mercado norte-americano ou da compra de títulos com cláusula de correção cambial no mercado brasileiro.

<sup>3</sup>Sobre fator estocástico de desconto, ver também Cochrane (2001).

<sup>4</sup>Para uma discussão pormenorizada sobre co-movimentos (tendências e ciclos comuns) ver, por exemplo, Engle e Granger(1987), Engle e Kozicki (1993) ou Vahid e Engle (1997). Já sobre a representação dinâmica dos dados ver, por exemplo, Stock e Watson (1988), Vahid e Engle(1993) ou Engle e Issler (1995).

auto-regressivos (VAR). Isso feito, cuidaremos da metodologia de Vahid e Engel (1993),<sup>5</sup> que sistematiza a operacionalização do processo de decomposição de um vetor de séries de tempo em tendência e ciclo. Entretanto, visto que a aplicabilidade desta técnica se restringe ao caso particular onde a soma do número de tendências e de ciclos comuns se iguala ao número de séries de tempo envolvidas na análise, apresentamos a metodologia de Proietti (1997), que tem aplicação mais ampla.

## 2.1 O Fator Estocástico de Desconto

Cochrane (2001) sugere que a fórmula básica de apreçamento de ativos pode ser escrita como:

$$\frac{p_t}{\Pi_t} = E_t \left[ \left( \beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \right) \frac{x_{t+1}}{\Pi_{t+1}} \right], \quad (1)$$

onde: (i)  $p_t$  representa o preço no período  $t$ , em unidades da moeda corrente, do ativo cujo *payoff* no período  $t+1$  é  $x_{t+1}$ , medido em unidades de moeda corrente; (ii)  $c_t$  e  $c_{t+1}$  representam respectivamente o consumo nos períodos  $t$  e  $t+1$ ; (iii)  $\beta$  representa o fator de desconto subjetivo; e (iv)  $\Pi_t$  e  $\Pi_{t+1}$  representam respectivamente o nível de preços nos períodos  $t$  e  $t+1$ . Uma vez que  $p_t$  e  $\Pi_t$  são mensuráveis:

$$1 = E_t \left[ \left( \beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \right) \frac{\Pi_t}{\Pi_{t+1}} \frac{x_{t+1}}{p_t} \right] = E_t \left[ m_{t+1} \frac{\Pi_t}{\Pi_{t+1}} R_{t+1} \right], \quad (2)$$

onde  $m_{t+1} = \left( \beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \right)$  representa o “fator estocástico de desconto” e  $R_{t+1} = \frac{x_{t+1}}{p_t}$  o retorno bruto do ativo. Como o fator estocástico de desconto pode ser obtido exclusivamente a partir de dados de retornos da economia - ver Hansen e Jagannathan (1991) - uma vez mais a fórmula geral (1) pode ser refinada, de modo que o apreçamento dos ativos de uma economia seria dado por:

$$1 = E_t \left[ m_{t+1} \frac{r_{t+1}^i}{j_{t+1}} \right], i = 1, \dots, N \quad (3)$$

onde: (i)  $r_{t+1}^i$  representa o retorno nominal em  $t+1$  do  $i$ -ésimo ativo da economia; (ii)  $m_{t+1}$  é o fator estocástico de desconto em  $t+1$ ; (iii)  $j_{t+1}$  representa a inflação em  $t+1$ , i.e.,  $j_{t+1} = \Pi_{t+1}/\Pi_t$ ; (iv)  $E_t$  é a esperança condicional no período  $t$ ; e (v)  $N$  é o número de ativos da economia.

Se utilizamos a hipótese que os componentes da equação (3) são lognormais e tomamos o logaritmo de (3). obtemos:

$$0 = E_t \left[ \ln m_{t+1} - \ln j_{t+1} + \ln r_{t+1}^i \right] + \frac{1}{2} E_t \left[ \left\{ \ln m_{t+1} - E_t [\ln m_{t+1}] - (\ln j_{t+1} - E_t [\ln j_{t+1}]) + \ln r_{t+1}^i - E_t [\ln r_{t+1}^i] \right\}^2 \right]. \quad (4)$$

Se definimos,

- $\omega_{m,t+1}^2 = E_t [\ln m_{t+1} - E_t [\ln m_{t+1}]]^2$ ,
- $\omega_{j,t+1}^2 = E_t [\ln j_{t+1} - E_t [\ln j_{t+1}]]^2$ ,
- $\omega_{r,t+1}^2 = E_t [\ln r_{t+1}^i - E_t [\ln r_{t+1}^i]]^2$ ,
- $\omega_{mj,t+1} = E_t [\ln m_{t+1} - E_t [\ln m_{t+1}]] [\ln j_{t+1} - E_t [\ln j_{t+1}]]$ ,

<sup>5</sup>Essa ferramenta proporciona ganhos de eficiência em relação ao Modelo Padrão de Correção de Erro - VECM [ver Engle e Granger (1987)], ao qual a literatura tem recorrido para separar componentes de alta e baixa frequência das taxas de longo prazo [Mehra (1994) e Orr *et all* (1995)].

- $\omega_{mr,t+1} = E_t [\ln m_{t+1} - E_t [\ln m_{t+1}]] [\ln r_{t+1}^i - E_t [\ln r_{t+1}^i]]$  e
- $\omega_{jr,t+1} = E_t [\ln j_{t+1} - E_t [\ln j_{t+1}]] [\ln r_{t+1}^i - E_t [\ln r_{t+1}^i]]$ ,

podemos re-escrever a equação (4) como:

$$0 = E_t [\ln m_{t+1} - \ln j_{t+1} + \ln r_{t+1}^i] + \frac{1}{2} (\omega_{m,t+1}^2 + \omega_{j,t+1}^2 + \omega_{r,t+1}^2 + 2(-\omega_{mj,t+1} + \omega_{mr,t+1} - \omega_{jr,t+1})) \quad (5)$$

ou se fazemos  $\ln \Theta_{t+1}^i = \frac{1}{2} (\omega_{m,t+1}^2 + \omega_{j,t+1}^2 + \omega_{r,t+1}^2 + 2(-\omega_{mj,t+1} + \omega_{mr,t+1} - \omega_{jr,t+1}))$  obtemos:

$$\ln r_{t+1}^i = -(\ln m_{t+1} - \ln j_{t+1}) - \ln \Theta_{t+1}^i + \varepsilon_{t+1}^i, \quad (6)$$

onde  $E_t [\varepsilon_{t+1}^i] = 0$ .

Na equação (6) comprovamos a existência de um componente comum,  $(\ln m_{t+1} - \ln j_{t+1})$ , entre os retornos nominais de cada ativo da economia.

A decomposição do retorno nominal de ativos de uma economia em componentes de curto e longo prazo pode ser estudada no contexto de restrições de co-movimentos em modelos dinâmicos. Na próxima subseção discutimos brevemente a teoria subjacente sobre este assunto.

## 2.2 Restrições de Co-movimentos em Modelos Dinâmicos

Assumimos que  $y_t$  é um vetor de dimensão  $n$ , de variáveis não estacionárias e integradas de ordem um  $[I(1)]$ , e cuja representação de Wold  $[MA(\infty)]$  é dada por:

$$\Delta y_t = C(L) \varepsilon_t, \quad (7)$$

onde  $C(L)$  é uma matriz de polinômios de diferenças, com  $C(0) = I_n$ ,  $\sum_{j=0}^{\infty} \|C_j\| < \infty$ . O vetor  $\varepsilon_t$  tem dimensão  $n \times 1$  e representa o erro de previsão linear, um passo a frente, nas variáveis pertencentes ao vetor  $y_t$ , dadas as informações de suas defasagens. Recorrendo à Teoria dos Polinômios, reescrevemos (7) como:

$$\Delta y_t = C(1) \varepsilon_t + \Delta C^*(L) \varepsilon_t, \quad (8)$$

onde  $C_i^* = \sum_{j=i+1}^{\infty} -C_j$  para todo  $i$  e, em particular,  $C_0^* = I_n - C(1)$ . Integrando ambos os lados de (8) chegamos a:

$$y_t = C(1) \sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} + C^*(L) \varepsilon_t. \quad (9)$$

A Equação (9) é uma representação da versão multivariada da decomposição tendência-ciclo de Beveridge-Nelson(1981). Neste procedimento, as série pertencentes ao vetor  $y_t$  são, ao mesmo tempo, decompostas em duas partes: (i) uma soma de passeios aleatórios (chamada de “tendência”); e (ii) um processo estacionário (chamada de “ciclo”). Podemos definir que as  $n$  variáveis empilhadas no vetor  $y_t$  compartilham tendências estocásticas comuns (ou cointegram) se existem  $r$  vetores linearmente independentes,  $r < n$ , empilhados na matriz  $\alpha'$ , de dimensão  $r \times n$ , com a propriedade  $\alpha' C(1) = 0$ . Por outro lado, as  $n$  variáveis empilhadas no vetor  $y_t$  compartilham ciclos comuns se existem  $s$  vetores linearmente independentes,  $s \leq n - r$ , empilhados na matriz  $\phi'$ , de dimensão  $s \times n$ , com a propriedade  $\phi' C^*(L) = 0$ . Os vetores  $\alpha'_i$  e  $\phi'_j$ , com  $1 \leq i \leq r$  e  $1 \leq j \leq s$ , são respectivamente denominados vetores de cointegração e vetores de ciclos comuns. Além disso, notemos que as propriedades de cointegração e de ciclos comuns, nesta ordem, nada mais representam do que restrições nos elementos das matrizes polinomiais  $C(1)$  e  $C^*(L)$ .

### 2.3 Co-movimentos e a Representação Autoregressiva

Discutiremos agora os efeitos das restrições de cointegração e de ciclos comuns sobre a representação autoregressiva das séries de tempo. Nesse sentido, admitimos que as  $n$  séries empilhadas no vetor  $y_t$  são geradas por um processo vetorial autoregressivo (VAR), conforme abaixo:

$$y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + \varepsilon_t. \quad (10)$$

Desde que os elementos de  $y_t$  cointegrem, o Teorema da Representação de Granger nos permite substituir o sistema (10) por um Modelo Padrão de Correção de Erro (VECM), conforme abaixo:

$$\Delta y_t = \Gamma_1^* \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}^* \Delta y_{t-p+1} + \gamma \alpha' y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (11)$$

Em (11): (i)  $\gamma$  e  $\alpha$  são matrizes de dimensão  $n \times r$  e posto  $r$  (a dimensão do espaço de cointegração); (ii)  $\gamma \alpha' = -(I - \sum_{i=1}^p \Gamma_i)$ ; e (iii)  $\Gamma_j^* = -\sum_{i=j+1}^p \Gamma_i$ ,  $j = 1, \dots, p-1$ . Além disso, cabe destacar que a restrição de cointegração implica que a matriz  $I - \sum_{i=1}^p \Gamma_i$  tem posto menor que  $n$  e que (11) inclui parcimoniosamente (10).<sup>6</sup>

Outro aperfeiçoamento apresentado pela literatura se refere às situações em que as séries compartilham ciclos comuns. Neste contexto, Vahid e Engle (1993) mostraram que a representação dinâmica de  $y_t$  pode conter uma restrição adicional. Para entendermos como isso acontece, chamemos de  $\phi_i$  o  $i$ -ésimo vetor de ciclo comum. Se empilharmos todos esses vetores em uma matriz  $\phi'$  de dimensão  $s \times n$ , esta matriz elimina toda a correlação serial existente em  $\Delta y_t$ , ou seja,  $\phi' \Delta y_t = \phi' \varepsilon_t$ . Entretanto, uma vez que os vetores de ciclos são identificáveis, podemos sem perda de generalidade normalizá-los a fim de encontrar uma sub-matriz identidade de dimensão  $s$  [ver Vahid e Engle (1993) e Issler e Vahid (2001)], conforme abaixo:

$$\phi = \begin{bmatrix} I_s \\ \phi_{(n-s) \times s}^* \end{bmatrix}.$$

Considerando que em  $\phi' \Delta y_t = \phi' \varepsilon_t$  existem  $s$  equações, completando o sistema pela adição das equações de um VECM sem restrições para os  $n-s$  elementos de  $\Delta y_t$  restantes, obtemos,

$$\begin{bmatrix} I_s & \phi^{*'} \\ \mathbf{0} & I_{n-s} \end{bmatrix}_{(n-s) \times s} \Delta y_t = \begin{bmatrix} \mathbf{0} & s \times (np+r) \\ \Gamma_1^{**} & \dots & \Gamma_{p-1}^{**} & \gamma^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta y_{t-p+1} \\ \alpha' y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t, \quad (12)$$

onde  $\Gamma_i^{**}$  e  $\gamma^*$  representam partições de  $\Gamma_i^*$  e  $\gamma$  respectivamente, correspondendo às  $n-s$  equações inferiores da forma reduzida do VECM.

$$v_t = \begin{bmatrix} I_s & \phi^{*'} \\ \mathbf{0} & I_{n-s} \end{bmatrix}_{(n-s) \times s} \varepsilon_t = \Theta \varepsilon_t,$$

Pode ser mostrado que (12) inclui parcimoniosamente (11). Se  $\Theta$  é invertível, é possível recuperar (11) de (12) - a última representação possui  $s(np+r) - s(n-s)$  menos parâmetros a serem estimados.

<sup>6</sup>Conhecidos os vetores de cointegração, as representações VECM e VAR possuem, respectivamente,  $n^2(p-1) + n \cdot r$  e  $n^2 \cdot p$  parâmetros a serem estimados. Assim, desde que  $r < n$ , na primeira representação existem  $n \cdot (n-r)$  parâmetros a menos. Por outro lado, levando em conta os parâmetros livres no vetor de cointegração, a representação VECM possui  $n^2(p-1) + 2n \cdot r - r^2$  parâmetros,  $(n-r)^2$  parâmetros a menos que na representação VAR.

## 2.4 Decomposição Tendência-Ciclo

Nesta sub-seção tratamos dos procedimentos usados neste trabalho, voltados à decomposição de um vetor de séries de tempo em tendência e ciclo, metodologia esta desenvolvida por Vahid e Engle(1993).

Da Equação (9), consideremos o caso especial em que  $n = r + s$  e

$$y_t = C(1) \sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} + C^*(L) \varepsilon_t = \tau_t + c_t.$$

Agora, empilhando as transpostas das matrizes de ciclos comuns e de cointegração obtemos:

$$\begin{bmatrix} \phi' y_t \\ \alpha' y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi' C(1) \sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} \\ \alpha' C^*(L) \varepsilon_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi' T_t \\ \alpha' C_t \end{bmatrix}. \quad (13)$$

Observemos que a matriz  $A = \begin{bmatrix} \phi' \\ \alpha' \end{bmatrix}$  de dimensão  $n \times n$  é invertível, uma vez que tem posto pleno. Isso posto, particionando as colunas de sua inversa  $A^{-1} = [\phi^- \quad \alpha^-]$  e pré-multiplicando  $A$  por  $A^{-1}$  obtemos a decomposição em tendências e ciclos para as variáveis componentes do vetor  $y_t$ , conforme abaixo:

$$y_t = A^{-1} A y_t = \phi^- (\phi' y_t) + \alpha^- (\alpha' y_t), \quad (14)$$

Na expressão acima,  $T_t = \phi^- \phi' y_t$  representa as tendências; e  $C_t = \alpha^- \alpha' y_t$ , os ciclos. Além disso, como tendências e ciclos são combinações lineares das variáveis que compõem  $y_t$ ,  $T_t$  é uma combinação dos ciclos comuns, ao passo que  $C_t$  é uma combinação das relações de cointegração.

A equação (6) pode ser colocada na mesma linha de (14), i.e., o retorno nominal é decomposto em duas partes: (i) uma soma de passeios aleatórios (chamada de “tendência”), representada por  $\ln j_{t+1}$ ; e (ii) um processo estacionário (chamada de “ciclo”), representada por  $\ln m_{t+1}$ .

## 2.5 Decomposição de Proietti

Quando a soma do número de ciclos comuns e de tendências comuns é menor que a dimensão do sistema - número de séries de tempo - não mais podemos recorrer à solução de Vahid e Engle (1993) para a decomposição de um vetor de séries de tempo. Como solução para o problema, Proietti (1997) deriva uma expressão para os componentes não observados, em termos das matrizes da *interim multiplier representation* de sistemas cointegrados.

Da equação (10), podemos escrever o modelo de correção de erro,

$$\Delta y_t = \Gamma_1^* \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}^* \Delta y_{t-p+1} + \Pi y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (15)$$

onde  $\Gamma_j^* = -I_n + \sum_{i=1}^j \Gamma_i$  e  $\Pi = \sum_{i=1}^p \Gamma_i - I_n = -\Gamma(1)$ . Se o posto de  $\Pi$  é igual a  $r$ ,  $0 < r < n$ , a matriz  $\Pi$  admite a fatorização  $\Pi = -\gamma \alpha'$ , onde  $\alpha$  e  $\gamma$  são matrizes de dimensão  $n \times r$ . A equação (15) é conhecida como *interim multiplier representation* de um sistema cointegrado, nomenclatura adotada por Hylleberg e Mizon (1989). Adotando a representação espaço-estado utilizada por Clements e Mizon (1991), este modelo pode ser escrito como:

$$\Delta y_t = Z f_t \quad (16)$$

e

$$f_t = \Theta f_{t-1} + Z' \varepsilon_t \quad (17)$$

onde (16) é a equação de medida com  $Z = [I_N 0 \dots 0]$  e

$$f_t = \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta y_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta y_{t-p+1} \\ \alpha' y_{t-p} \end{bmatrix},$$

é um vetor de dimensão  $m = Np + r$ . A equação (17) é a equação de transição, onde:

$$\Theta = \begin{bmatrix} \Gamma_1^* & \Gamma_2^* & \cdots & \Gamma_{p-1}^* & -\gamma\alpha' & -\gamma \\ I_N & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & I_N & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & \alpha' & I_r \end{bmatrix}.$$

Esta representação será estável se os valores das raízes do determinante da equação  $|I_m - \Theta z|$  estão fora do círculo unitário.

Conforme estabelecido em Beveridge e Nelson (1981) e Stock e Watson (1988), ignorando-se as condições iniciais e os componentes determinísticos, as séries do vetor  $y_t$  podem ser decompostas numa tendência ( $T_t$ ) e em um componente cíclico ( $C_t$ ), onde:

$$T_t = y_t + \lim_{l \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^l E_t [\Delta y_{t+i}]$$

e

$$C_t = - \lim_{l \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^l E_t [\Delta y_{t+i}].$$

Partindo da representação espaço-estado, podemos calcular os limites acima e chegar a expressões explícitas para os componentes cíclicos e de tendência,

$$C_t = \psi_t = -Z [I_m - \Theta]^{-1} \Theta f_t \quad (18)$$

e

$$T_t = y_t - C_t = y_t + Z [I_m - \Theta]^{-1} \Theta f_t \quad (19)$$

ou usando as fórmulas (6) e (7) de Proietti (1977),

$$C_t = -(I_N - P) (\Gamma^*(1) + \gamma\alpha')^{-1} \Gamma^{**}(L) \Delta y_t + P y_t \quad (20)$$

e

$$T_t = (I_N - P) (\Gamma^*(1) + \gamma\alpha')^{-1} \Gamma^*(L) y_t, \quad (21)$$

onde  $\Gamma^*(L) = I_N - \Gamma_1^* L - \dots - \Gamma_{p-1}^* L^{p-1}$ ,  $\Gamma^*(L) = \Gamma^*(1) + \Delta \Gamma^{**}(L)$ ,  $\Gamma^{**}(L) = \Gamma_0^{**} + \Gamma_1^{**} L + \dots + \Gamma_{p-2}^{**} L^{p-2}$ ,  $\Gamma_j^{**} = \sum_{i=j+1}^{p-1} \Gamma_i^*$  e  $P = (\Gamma^*(1) + \gamma\alpha')^{-1} \gamma \left[ \alpha' (\Gamma^*(1) + \gamma\alpha')^{-1} \gamma \right]^{-1} \alpha'$ . A matriz  $P$  é a matriz de projeção não ortogonal cujas colunas são uma transformação linear do espaço gerado por  $\gamma$  e o espaço das linhas é o mesmo daquele gerado pelo vetor  $\alpha$ .

### 3 Dados

Visto que a economia brasileira pertence ao grupo das denominadas emergentes, optamos por trabalhar com medidas supostamente livres do risco cambial, pois, principalmente após a adoção do câmbio flutuante, em janeiro de 1999, a marcante volatilidade desse preço poderia introduzir vieses nos parâmetros estimados e comprometer a validade dos testes estatísticos implementados. Posto isso, são utilizadas inicialmente duas (posteriormente três) métricas representativas dos retornos associados a títulos de responsabilidade de agentes domésticos [Equações (22), (23) e (24)], emitidos no mercado doméstico ou no mercado internacional.

Definimos o Prêmio Descoberto de Juros - PDJ como:

$$r_{1,t} = [i_t - (s_t - s_{t-1})], \quad (22)$$

onde: (i)  $r_{1,t}$  representa uma taxa de retorno que, sob a hipótese de eficiência dos mercados estaria líquida do prêmio de risco cambial, associada a títulos de responsabilidade de agentes brasileiros, emitidos no mercado doméstico e resgatáveis em moeda doméstica; (ii) a taxa de juros nominal interna ( $i_t$ ) equivale a Taxa Selic;<sup>7</sup> e (iii) a taxa de câmbio à vista ( $s_t$ ).<sup>8</sup>

De maneira similar, denotamos o Retorno do *Capitalization Bond* (Prêmio do C-Bond) por:

$$r_{2,t} = \text{Retorno do } \textit{Capitalization Bond} \quad (23)$$

Em (23): (i)  $r_{2,t}$  representa uma taxa de retorno associada a títulos de responsabilidade de agentes brasileiros, emitidos no mercado internacional (Estados Unidos) e resgatáveis em moeda externa (Dólar dos Estados Unidos); e (ii) o Retorno do C-Bond é igual à taxa média de rendimento desses títulos (calculada com base na cotação de compra), publicada pela Agência Bloomberg.

Identificamos por último o Prêmio Coberto de Juros - PCJ ou Prêmio do *Swap* Cambial por:

$$r_{3,t} = \text{Retorno do } \textit{swap} \text{ cambial} \quad (24)$$

Em (24): (i)  $r_{3,t}$  representa uma taxa de retorno, livre de risco cambial, associada a títulos de responsabilidade de agentes brasileiros e resgatáveis em moeda doméstica; e (ii) a taxa de retorno embutida nos contratos de *swap* cambial é igual aos valores publicados pela Bolsa de Mercadorias e de Futuros (BM & F), para as operações da espécie com vencimento em um ano (360 dias).

As séries têm periodicidade semanal, escolhendo-se a informação relativa ao dia de quarta-feira e, na ausência desta, respectivamente, a de quinta-feira e terça-feira. O intervalo de tempo considerado se estende de 20 de Janeiro de 1999 a 30 de julho de 2003 - população amostral com 237 observações. É importante destacar que também avaliamos a possibilidade de trabalhar com dados diários e mensais, entretanto, uma vez que os primeiros continham muito ruído e os últimos determinavam a perda de muita informação, a idéia foi descartada.

Por si só, a caracterização acima sugere a existência de elos comuns às três séries, pois além de estarem líquidas do prêmio de risco cambial (seriam taxas em dólar ou cupom cambial), referem-se ao retorno de títulos de responsabilidade de agentes domésticos, cujos preços irremediavelmente estão sujeitos a choques comuns. Mas, somemos a isso: (i) a possível observância do fator estocástico comum, conforme proposto em Hansen e Jagannathan (1991); (ii) a condição de não arbitragem entre os mercados financeiros doméstico e externo [(23) e (24)] e (iii) a condição de não arbitragem dentro do próprio mercado doméstico [(22) e (24)].

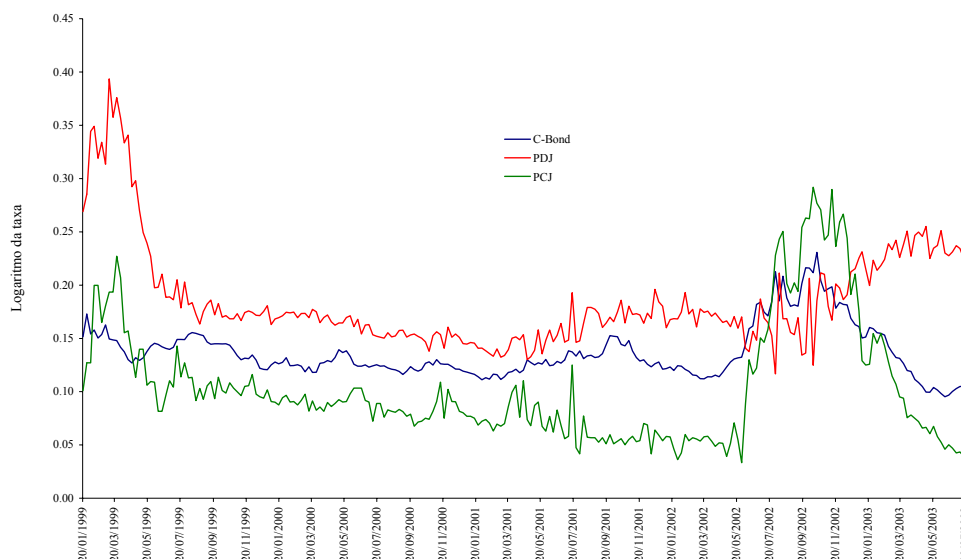
<sup>7</sup>Taxa média ponderada e ajustada das operações de financiamento por um dia, lastreadas em títulos públicos federais e cursadas no sistema eletrônico Selic, na forma de operações compromissadas.

<sup>8</sup>Cotação média do dólar dos Estados Unidos, calculada com base nas informações registradas junto ao Banco Central do Brasil, a respeito de operações de venda cursadas no mercado de taxas livres (conhecida como Ptax).

Por outro lado, não podemos perder de mente que: (i) por se referirem a títulos emitidos e negociados em mercados diferentes, não necessariamente os respectivos preços [por conseguinte (22), (23) e (24)] estão sujeitos aos mesmos choques; (ii) pode haver divergências nas preferências e no grau de aversão ao risco de agentes que operam em diferentes mercados; (iii) por traz da referência a (22) e (24) como taxas em dólar, subjaz a suposição de que a desvalorização cambial efetiva seja um estimador não viesado do prêmio de risco cambial, no caso de (22), e de que o risco cambial esteja sendo corretamente apreçado, no caso de (24); e (iv) as taxas de retorno (22) (24) e (23) poderiam respectivamente ser vistas como o retorno de operações de curto, médio e longo prazos.

A apresentação desses argumentos, digamos, conflituosos, cumpre o objetivo de mostrar que, embora aprioristicamente próximas, as séries de retorno podem divergir bastante em nível e/ou em volatilidade, o que, aliás, podemos verificar a partir do Gráfico 1.

Gráfico 1



O Gráfico 1, de um lado sugere divergência mais acentuada entre o Prêmio Descoberto e as demais medidas; de outro, maior proximidade entre o Prêmio do *Swap* Cambial e o Prêmio do C-Bond. Porém, tendo-se em mente o caráter exploratório da análise gráfica, qualquer generalização quanto a similaridade ou dissimilaridade precisa ser amparada em investigação criteriosa, o que será feito na seção 4.

## 4 Resultados

Nosso objetivo final consiste em decompor as três séries de retorno - Prêmio Descoberto de Juros, Prêmio do C-Bond e Prêmio do *Swap* Cambial - nos respectivos componentes de curto e longo prazo. Na consecução desta tarefa, o primeiro passo consiste em avaliar o comportamento individualizado de cada série, especificamente, investigar sobre a existência de raiz unitária. Segue-se a análise multivariada, abrangendo três etapas: (i) especificação do Vetor Autoregressivo que melhor representa a dinâmica do sistema; e (ii) averiguação da existência de relações de longo prazo (relações de cointegração) e de relações de curto prazo (ciclos comuns); e (iii) considerando as restrições impostas pelas relações encontradas no item (ii), identificar as

relações que definem os componentes de curto e longo prazo.

A Tabela 1 mostra os resultados da aplicação dos testes ADF [ver Dickey e Fuller (1979)]. Aceitamos a hipótese de não estacionaridade, com um alto nível de significância, para as três séries estudadas.

Variável	Estatística t	Prob.
C-Bond	-1.72	0.42
PDJ	-1.95	0.31
PCJ	-2.09	0.25

Valores críticos: -3,4579 (1%), -2,8735 (5%), -2,5732 (10%).

Voltando-se agora para os procedimentos multivariados, recorreremos a critérios de informação e testes de diagnóstico para ajustar os vetores autoregressivos - VAR que melhor representam a dinâmica dos sistemas. Inicialmente o modelo contempla apenas duas variáveis - Prêmio do C-Bond e PCJ - conjunto ao qual o PDJ é incorporado em um segundo momento. No que se refere ao VAR bivariado, os critérios de informação utilizados para seleção de defassagens indicam três defassagens como a melhor especificação [VAR(3)], ao passo que no VAR trivariado, a estrutura que melhor descreve a dinâmica do sistema conteria duas defassagens [VAR(2)].

Número de equações de cointegração	Autovalor	Estatística do traço	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%	Estatística do máximo autovalor	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%
Nenhum**	0.0823	26.64	19.96	24.6	20.34	15.67	20.2
Até um	0.0262	6.30	9.24	12.97	6.30	9.24	12.97

\*\* indica a rejeição da hipótese ao nível de significância de 5%(1%) level

As Tabelas 2 e 3 apresentam os resultados dos testes de cointegração, com base na técnica de Johansen (1988, 1991). Para o VAR bivariado [Prêmio do C-Bond e PCJ], tanto a estatística do traço quanto a estatística do máximo autovalor sugerem a existência de um vetor de cointegração [ $\alpha' = (1; -0,4396)$ ], ao nível de significância de um por cento. Para o VAR trivariado [Prêmio do C-Bond, PCJ e PDJ], as mesmas estatísticas apontam para a existência de uma relação de cointegração [ $\alpha' = (1; -0,4549; -0,5354)$ ], ao nível de cinco por cento de significância.

Número de equações de cointegração	Autovalor	Estatística do traço	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%	Estatística do máximo autovalor	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%
Nenhum*	0.0733	25.54	24.31	29.75	18.05	17.89	22.99
Até um	0.0286	7.49	12.53	16.31	6.87	11.44	15.69
Até dois	0.0026	0.61	3.84	6.51	0.61	3.84	6.51

\*\* indica a rejeição da hipótese ao nível de significância de 5%(1%) level

Tanto com duas quanto com três variáveis, portanto, a ocorrência de cointegração assegura a presença de um elo linear entre as tendências estocásticas das medidas de retorno. Dessa forma, tanto no vetor bivariado quanto no trivariado as medidas de retorno mover-se-iam estocasticamente juntas, ao longo do tempo, na direção de um equilíbrio de longo prazo. Sobre este equilíbrio, deve ficar claro que estamos nos referindo à definição econométrica do termo, que pode ou não contemplar um vínculo com as forças de mercado ou com as regras de comportamento dos indivíduos e firmas, ficando a interpretação econômica do fenômeno a depender da situação envolvida. No caso em pauta, associamos o equilíbrio de longo prazo aos níveis de

taxas de juros compatíveis com a evolução dos fundamentos da economia. Por outro lado, a própria natureza estocástica do movimento conjunto abriria espaço à ocorrência de desvios de curto prazo em relação ao equilíbrio de longo prazo. Poderíamos interpretar o fenômeno como sendo resultado do fato de a taxa de juros de equilíbrio de curto prazo (a taxa efetiva), além de refletir mudanças nos fundamentos - dívida pública, inflação, déficit público, déficit em conta corrente - reflete a ocorrência de choques - monetários, efeito contágio.

Considerando as supracitadas relações de cointegração e o Teorema da Equivalência, as formas reduzidas finais dos VAR irrestritos são dadas por Modelos de Correção de Erro (representações VECM) de segunda ordem para o caso VAR bivariado e de primeira ordem para o caso do VAR trivariado. Com base nestas estruturas, a próxima etapa consiste em utilizarmos a metodologia de Vahid e Engle (1993) para testar a existência de ciclos comuns condicionada nos vetores de cointegração encontrados anteriormente. Nesse sentido, calculamos as correlações canônicas das primeiras diferenças de cada variável com a defasagem dessa última e o termo de correção de erro diferenciado uma vez.<sup>9</sup> Isso posto, as Tabelas 4 e 5 apresentam os quadrados das correlações canônicas, os valores das estatísticas de teste  $C(p,s)$  obtidas, os graus de liberdade e a probabilidade de obter a hipótese testada (*p-value*), nesta ordem, para os modelos VAR bivariado e trivariado.

Tabela 4 - Características comuns				
Hipótese Nula	Quadrado da Correlação Canônica	C(p,s)	DF	p-value
$s > 0$	0.019	4.41	4	0.354
$s > 1$	0.192	54.21	10	0.000

Fica evidenciado que, no caso do Prêmio do C-Bond e do *Swap* Cambial, aceitamos a hipótese de existência de um ciclo comum, sendo o vetor de ciclos comuns normalizado dado por  $[\phi' = (1; 0, 0395)]$ .

Tabela 5 - Características comuns				
Hipótese Nula	Quadrado da Correlação Canônica	C(p,s)	DF	p-value
$s > 0$	0.054	12.93	2	0.002
$s > 1$	0.124	44.08	6	0.000
$s > 1$	0.298	127.34	12	0.000

Ao introduzir a terceira série (Prêmio Descoberto), não mais conseguimos sustentar a hipótese de existência de ciclos comuns. A propósito, conforme antecipado na introdução desta seção, a aplicabilidade da técnica de Vahid e Engle (1993) se restringe ao caso particular onde a soma do número de tendências e de ciclos comuns se iguala ao número de séries de tempo envolvidas na análise. Dessa forma, não é possível o uso de tal procedimento para identificar os componentes tendencial e cíclico das séries no caso do modelo trivariado. A fim de prosseguir com a análise do modelo com Prêmio do C-Bond, PDJ e *Swap* Cambial recorreremos metodologia de Proietti (1997) para mensuração de componentes não observados.

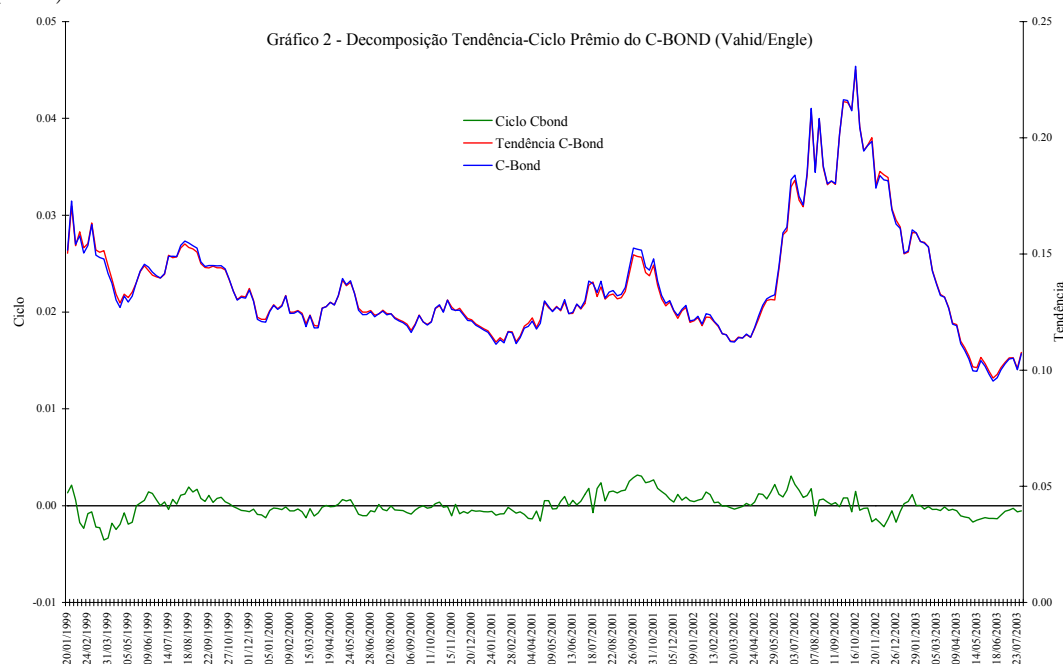
A fim de finalizar a análise do modelo bivariado, levamos em (14) os vetores de cointegração e os vetores de ciclos comuns anteriormente identificados, de modo a encontrarmos os parâmetros

<sup>9</sup> A hipótese nula é de que a dimensão do espaço de *cofeatures* (características comuns) seja pelo menos  $s$  ou, equivalentemente, de que existam pelo menos  $n-s$  ciclos comuns. A estatística do teste é dada por:  $C(p, s) = -(T - p - 1) \sum_{i=1}^s \log(1 - \lambda_i^2)$ , onde  $\lambda_i$  ( $i = 1, \dots, s$ ) são as  $s$  menores correlações canônicas entre as variáveis utilizadas. Sob a nula, esta estatística tem distribuição  $\chi^2$  com  $s^2 + snp + sr - sn$  graus de liberdade, onde  $n$  é a dimensão do sistema,  $p$  é a ordem das defasagens do sistema em diferenças e  $r$  é o número de vetores de cointegração.

das equações que definem os componentes de curto e longo prazo - Tabela 6.<sup>10</sup>

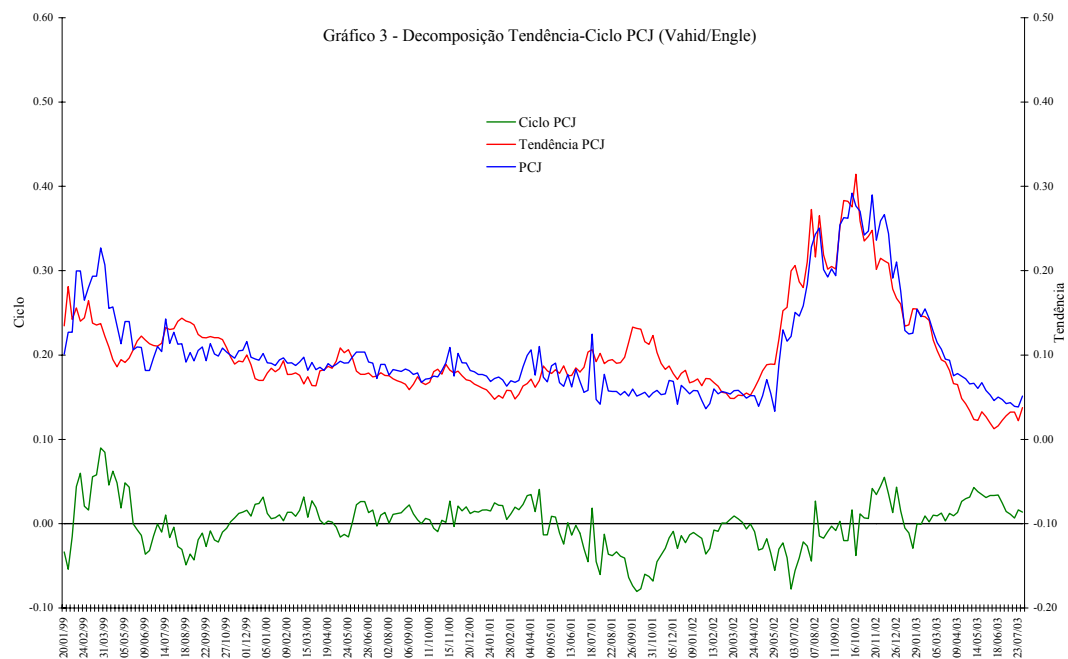
Tabela 6 - Decomposição Tendência-Ciclo		
Variável	Tendência	Ciclo
Prêmio do C-Bond	$1,10 \text{ C-BOND}_t - 0,04 \text{ PCJ}_t$	$-0,10 \text{ C-BOND}_t + 0,04 \text{ PCJ}_t$
PCJ	$2,50 \text{ C-BOND}_t - 0,10 \text{ PCJ}_t$	$-2,50 \text{ C-BOND}_t + 1,10 \text{ PCJ}_t$

Os Gráficos 2 e 3 ilustram, a decomposição em tendência e ciclo do Prêmio do C-Bond e do *Swap* Cambial. Cabe reafirmar que neste caso foi utilizada a tecnologia de Vahid e Engle (1993).



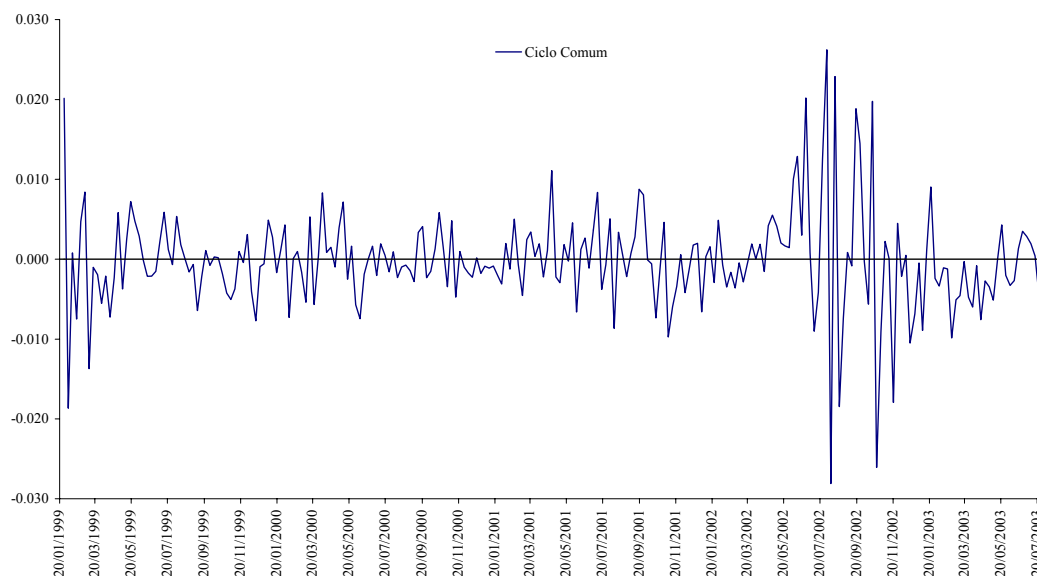
Uma análise preliminar sugere que: (i) a trajetória do Prêmio do C-Bond é dominada pela tendência estocástica, ou em outras palavras, o componente cíclico tem uma contribuição pequena para esta variável; e (ii) o componente cíclico é importante na trajetória do Prêmio do *Swap* Cambial (PCJ). Comparando os valores da Tabela 6, verificamos que o componente cíclico do *Swap* Cambial é de uma ordem de grandeza de cerca de vinte vezes superior ao componente cíclico do Prêmio do C-Bond, implicando maior menor volatilidade da parte do último.

<sup>10</sup>No Apêndice A construímos as matrizes de decomposição, com o intuito de ilustrar como acontecem as diversas etapas do processo.



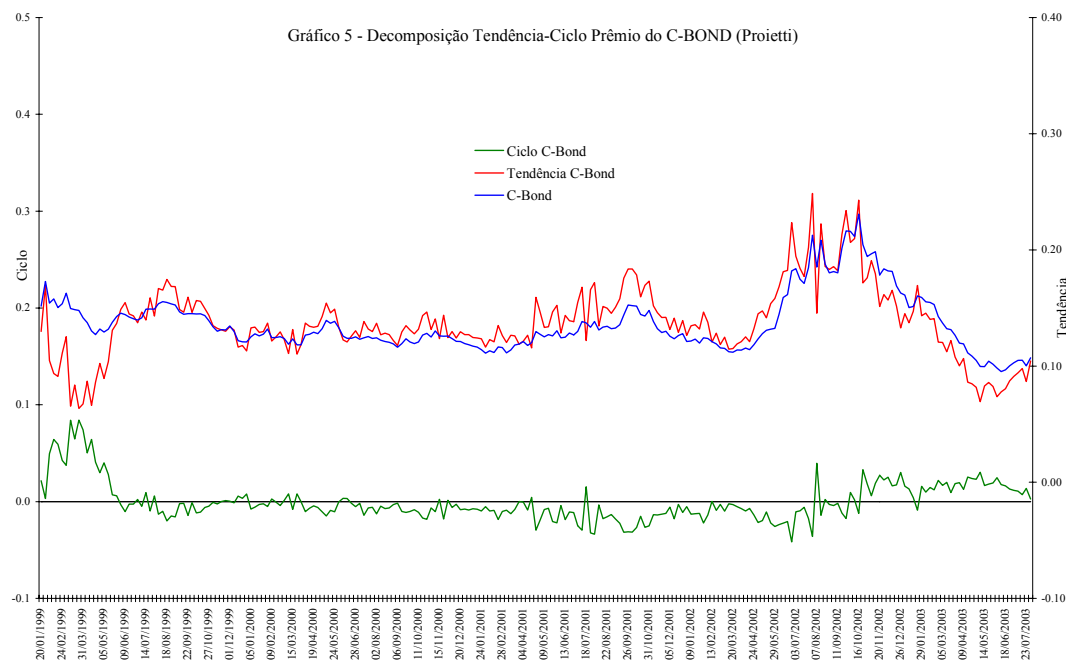
O evolução temporal do ciclo comum existente entre o Prêmio do C-Bond e o *Swap* Cambial (PCJ) é ilustrada no Gráfico 4, cujos valores são encontrados por intermédio da multiplicação do vetor de ciclos comuns pelas primeiras diferenças das séries em questão. É interessante notar o incremento na volatilidade do ciclo comum nos últimos meses de 2002, que pode ser associado à crise de confiança por que passou a economia brasileira.

Gráfico 4 - Ciclo comum (Vahid/Engle)

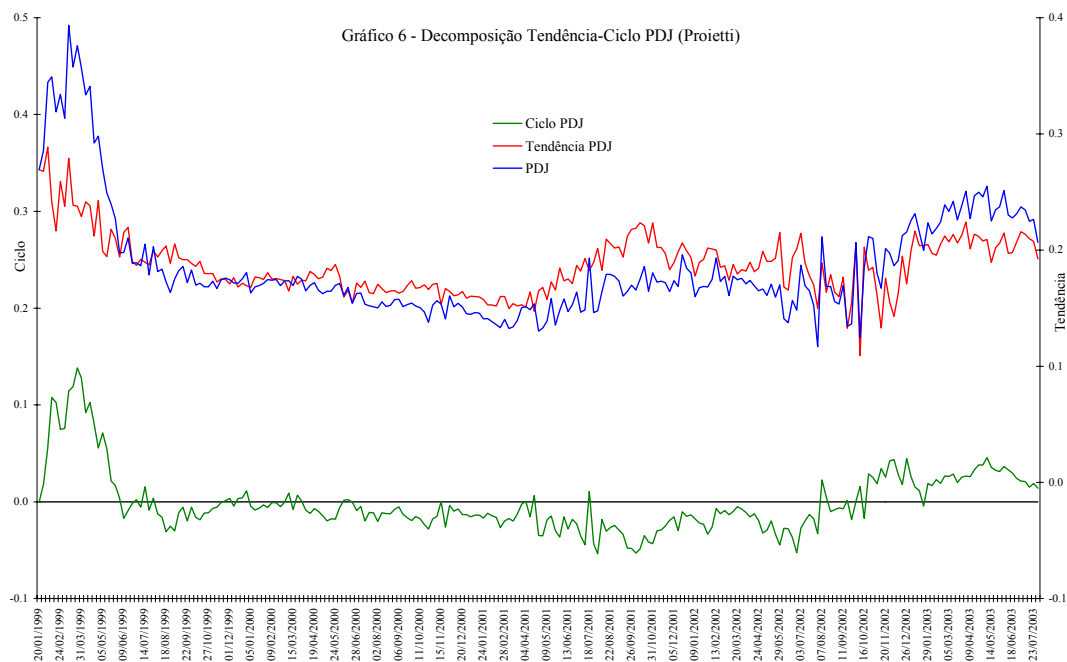


Dada a não observância de ciclos comuns quando as três séries são analisadas conjunta-

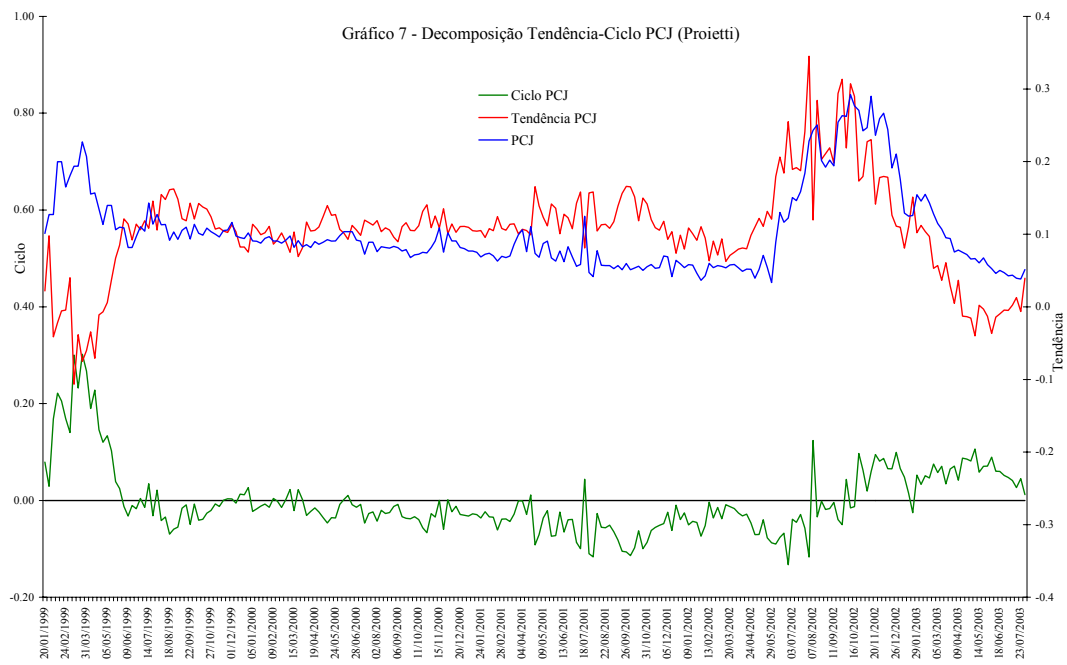
mente, procedemos a decomposição em tendência de ciclo utilizando a metodologia de Proietti(1997). Basicamente, o procedimento consiste em: (i) encontrar a ordem do VAR que melhor representa o movimento dos dados estudados, o que no caso em pauta nos levou a um modelo com duas defassagens ( $p=2$ ); (ii) verificar se existem relações de longo prazo, o que no caso nos levou a concluir pela presença de uma relação de cointegração, cuja normalização é  $[\alpha' = (1; -0,4549; -0,5354)]$ ; (iii) estimar o modelo de correção de erro representado pela equação (15), impondo a relação de cointegração encontrada anteriormente; e (iv) efetuar a decomposição de Beveridge-Nelson, que consiste em calcular a equação do ciclo (20) utilizando os valores dos parâmetros do modelo de correção de erro estimados na terceira etapa e, residualmente, obter o componente de tendencial subtraindo-se o componente cíclico dos valores efetivamente observados, equação (19).



A decomposição em tendência e ciclo, segundo Proietti (1997), está ilustrada nos Gráficos 5 (para o Prêmio do C-Bond), Gráfico 6 (para o Prêmio Descoberto de Juros) e Gráfico 7 (para o *Swap* Cambial ou PCJ).

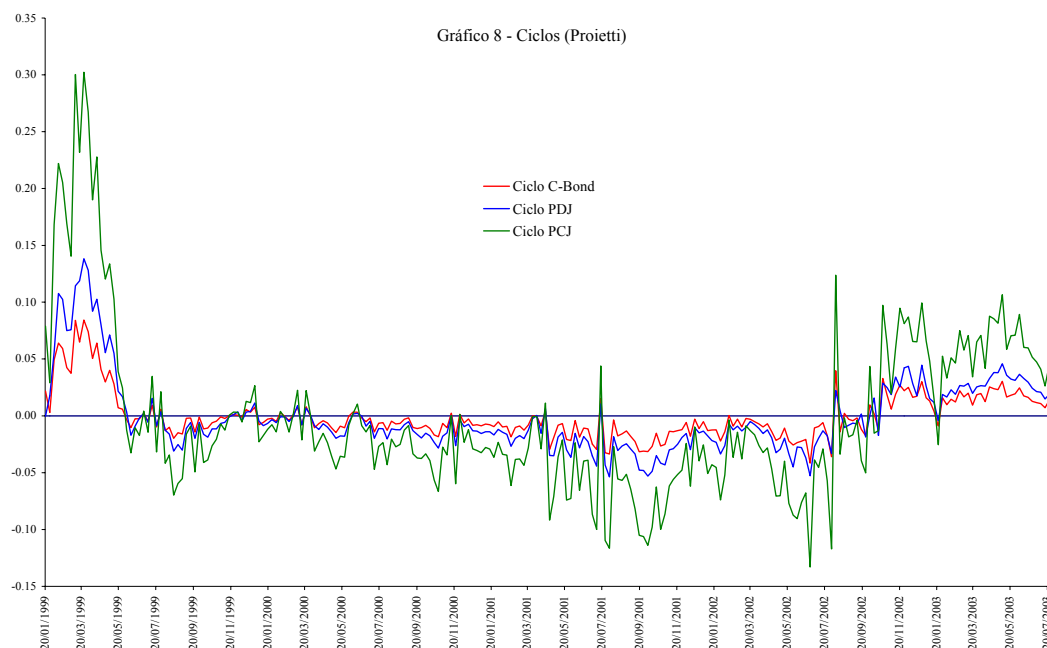


Explorando os gráficos obtidos podemos resaltar os seguintes pontos: (i) existe uma certa semelhança entre as tendências estocásticas do Prêmio do C-Bond e do *Swap* Cambial, ao passo que a tendência estocástica do Prêmio Descoberto não se aproxima muito das anteriores; (ii) a amplitude do ciclo do Prêmio do C-Bond aumentou quando comparada a decomposição segundo Vahid e Engle (1993).



Por fim, o Gráfico 8 mostra o comportamento dos componentes cíclicos, também mensura-

dos segundo Proietti (1997). É interessante notar que existe uma acentuada similaridade entre as evoluções temporais dos ciclos, apesar da diferença de amplitude verificada. O ciclo do C-Bond se apresenta como o mais estável, interpretamos o fato como resultado de o retorno de uma posição nestes títulos vincular-se mais de perto aos fundamentos macroeconômicos, comparativamente aos retornos de posições nos demais instrumentos.



## 5 Conclusão

Neste trabalho, separamos em seus componentes de curto e longo prazo, três medidas distintas de cupom cambial - o prêmio de juros líquido do prêmio pelo risco cambial - pago aos detentores de títulos de responsabilidade de agentes brasileiros - Prêmio Descoberto de Juros, Prêmio do C-Bond e Prêmio Coberto de Juros (Prêmio do *Swap* Cambial). No esforço de pesquisa, apresentamos uma justificativa teórica microfundamentada para a decomposição tendência-ciclo, a partir da comprovação de que os retornos nominais de instrumentos financeiros possuem dois componentes, um estacionário e outro não estacionário. Em um segundo momento, vem a parte empírica do trabalho, em cuja execução recorreremos a uma representação VAR, submetida às restrições sugeridas pela metodologia de Vahid e Engle (1993) e/ou de Proietti (1997).

Ao utilizarmos apenas duas séries (Prêmio do C-Bond e Prêmio do *Swap* Cambial) inferimos que a trajetória do Prêmio do C-Bond seria dominada pela tendência estocástica, enquanto que o componente cíclico seria relativamente mais importante na determinação do movimento do Prêmio do *Swap* Cambial. Por outro lado, no experimento que incorpora o Prêmio Descoberto como terceira variável, verificamos similaridade entre os comportamentos dos componentes tendências do Prêmio do C-Bond e da Prêmio do *Swap* Cambial, ao passo que o componente tendencial do Prêmio Descoberto mostra comportamento diferenciado dos demais. Quanto aos três componentes cíclicos, possuem movimentos parecidos, embora diverjam em termos de amplitude, sendo esta maior no caso do Prêmio do *Swap* Cambial. Intuitivamente, associamos o componente de longo prazo aos fundamentos da economia e o componente de curto prazo a choques monetários, efeito contágio - choques nominais. Dessa forma, o Prêmio do C-Bond se

ligaria mais fortemente aos fundamentos, o Prêmio do *Swap* Cambial às variáveis nominais e o Prêmio Descoberto a ambos.

Em uma perspectiva macroeconômica, a presença de cointegração indica que as séries convergem para um equilíbrio de longo prazo. Esse resultado é animador porque vai ao encontro do pensamento de Fisher (1930), para quem os retornos esperados de títulos negociados em economias distintas seriam igualados, via especulação, uma vez convertidos para a mesma moeda e desde que apresentassem prazos de maturação e riscos de default equivalentes - o retorno ajustado pelo risco deveria ser o mesmo.

Finalmente, entendemos que a pesquisa pode se estender. De modo particular, o debate seria enriquecido com a identificação dos eventuais vínculos entre os componentes de longo prazo das taxas de cupom (retorno) e os fundamentos da economia, bem como os eventuais vínculos entre os componentes cíclicos com choques nominais.

## References

- [1] **Araújo, C. H. V. e Flôres Júnior, R.G., 2001**, “Análise do Financiamento Externo a uma Pequena Economia,” Texto para Discussão n. 10, Banco Central do Brasil
- [2] **Beveridge, S. e Nelson, C.R., 1981**, “A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into a Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the ‘Business Cycle’,” *Journal of Monetary Economics*, 7, 151-174.
- [3] **Campbell, J. Y. e Shiller, R. J., 1983**, “A Simple Account of the Behavior of Long-Term Interest Rate,” National Bureau of Economic Research Working Paper n. 1203
- [4] **Campbell, J. Y. e Shiller, R.J., 1991**, “Yield Spread and Interest Rate Moviments: A Bird’s Eye View,” *Review of Economic Studies*, 58, 495-514.
- [5] **Cati, R.C., Garcia, M.G.P. e Perron, P., 1999**, “Unit Root in the Presence of Abrupt Governmental Interventions with an Application to Brazilian Data”, *Journal of Applied Econometrics* 14, 27-56.
- [6] **Cardoso, E. e Goldfajn, I., 1997**, “Capital Flows to Brazil: The Endogeneity of Capital Controls,” International Monetary Fund Working Paper n. 115.
- [7] **Cochrane, J.H., 2001**, “Asset Pricing,” Princeton University Press.
- [8] **Dickey, D. e Fuller, W. A., 1979**, “Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431
- [9] **Engle, R.F. e Granger, C.W.J., 1987**, “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, 55, 251-276.
- [10] **Engle, R.F. e Kozicki, S., 1993**, “Testing for Common Features”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 369-395.
- [11] **Engle, R.F. e Issler, J. V., 1995**, “Estimating Common Sectorial Cycles”, *Journal of Monetary Economics*, 35, 83-113.
- [12] **Engle, R.C., 1995**, “The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence,” National Bureau of Economic Research, Working Paper, n 5312.
- [13] **Feldstein, M. e Eckstein, O., 1970**, “The Fundamental Determinants of the Interest Rate,” *The Review of Economics and Statistics*, 363-375

- [14] **Fisher, I., 1930**, “The Theory of Interest,” Macmillan, New York.
- [15] **Garcia, M.G.P. e Barcinski, A., 1996**, “Capital Flows to Brazil in Nineties: Macroeconomic Aspects and the Effectiveness of Capital Controls,” Texto para Discussão n.0 357, Departamento de Economia, PUC-RJ.
- [16] **Hansen, L. P. e Jagannathan, R., 1991**, “Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies”. *Journal of Political Economy*, 99, 225-262.
- [17] **Hodrick, R.J., 1987**, “The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets,” Harwood.
- [18] **Issler, J.V. e Vahid, F., 2001**, “Common Cycles and the Importance of Transitory Shocks to Macroeconomic Aggregates,” *Journal of Monetary Economics*, 47, 449-475.
- [19] **Johansen, S., 1988**, “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Dynamic and Control*, 12, 251-276.
- [20] **Johansen, S., 1991**, “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- [21] **Lewis, K.K., 1995**, “Puzzles in International Financial Markets,” em G. N. Grossman e K. Rogoff (Eds.), *Handbook of International Economics*, 1913-1971, Elsevier Science.
- [22] **Mehra, Y.P., 1994**, “An Error-Correction Model of the Long-Term Bond Rate,” *Federal Reserve Bank of Richmond Quarterly Review*, Vol. 80, 49-68.
- [23] **Nelson, C.R. e Plosser, C., 1982**, “Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series,” *Journal of Monetary Economics*, 10, 1045-1066.
- [24] **Orr, A. Edey, M. e Kennedy, M. 1995**, “The Determinants of Real Long-Term Interest Rates: 17 Countries Pooled-Time-Series Evidences,” *Economics Department Working Paper n. 155*, Organisation for Economic Co-Operation and Development.
- [25] **Stock, J.H. e Watson, M.W., 1988**, “Testing for Common Trends,” *Journal of the American Statistical Association*, 83, 1097-1107.
- [26] **Vahid, F. e Engle, R.F., 1993**, “Common Trends and Common Cycles,” *Journal of Applied Econometrics*, 8, 341-360.
- [27] **Vahid, F. e Engle, R.F., 1993**, “Codependent Cycles,” *Journal of Econometrics*, 80, 199-121.

## A Cálculo das Matrizes de Decomposição

Uma vez encontrados os vetores de ciclos comuns e cointegração, calculamos as decomposições  $T_t = \phi^- \phi' y_t$  e  $C_t = \alpha^- \alpha' y_t$  empilhando as matrizes de ciclos comuns e cointegração encontradas,

$$A_2 = \begin{bmatrix} \phi' \\ \alpha' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -0,04 \\ 1,000 & -0,44 \end{bmatrix}$$

e Calculando suas inversas e particionando o resultado  $A^{-1} = [\phi^- \quad \alpha^-]$ ,

$$A_2^{-1} = \begin{bmatrix} 1,10 & -0,10 \\ 2,50 & -2,50 \end{bmatrix} \implies \phi^- = \begin{bmatrix} 1,10 \\ 2,50 \end{bmatrix} \text{ e } \alpha^- = \begin{bmatrix} -0,10 \\ -2,50 \end{bmatrix}$$

então as matrizes de decomposição tendência ciclo no sistema de duas variáveis são

$$\phi^{-}\phi' = \begin{bmatrix} 1,10 & -0,04 \\ 2,50 & -0,10 \end{bmatrix} \text{ e } \alpha^{-}\alpha' = \begin{bmatrix} -0,10 & 0,04 \\ -2,50 & 1,10 \end{bmatrix}.$$