

# O mecanismo de transmissão da taxa de câmbio para índices de preços: uma análise VECM para o Brasil.

Osmani Teixeira de Carvalho de Guillén\*  
Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo†

Junho de 2006

## Abstract

This article uses a Vector Error Correction Model (VECM) framework to study exchange rate pass-through to producer and consumer prices in Brasil. We identify two long-run and one short-run relations in data. We calculate the impulse-response function of domestic prices to exchange rate shock. Exchange rate pass-through is shown to be incomplete. We verify that pass-through is modest for producer prices and very small for consumer prices. An exchange rate shock does, therefore, have a limited impact on consumer price inflation.

## Resumo

Este artigo usa o Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM) para estudar a transmissão de variações na taxa de câmbio para os índices ao produtor e consumidor. Identificamos duas relações de longo prazo e uma relação de longo prazo nos dados utilizados. Calculamos as funções resposta ao impulso dos índices de preços domésticos a choques na taxa de câmbio. Mostramos que a transmissão para índices de preços é incompleta. Verificamos que a transmissão para preços ao produtor é modesta e muito pequena para o índice ao consumidor. Choques na taxa de câmbio têm, por esta razão, um impacto limitado no índice de preços ao consumidor.

Palavras chave: mecanismo de transmissão, índices de preços, cointegração, decomposição tendência-ciclo.

Código JEL: E31, E52, E58.

---

\*DEPEP, Banco Central do Brasil e Ibmec-RJ - osmani.guillen@bcb.gov.br

†DEPEP, Banco Central do Brasil - carlos.araujo@bcb.gov.br.

# 1 Introdução

Tanto teórica quanto empiricamente, pode-se chegar a qualquer combinação de realinhamento da taxa real de câmbio e de inflação após eventos de depreciação ou apreciação do câmbio nominal. Dessa forma, dentre os grandes desafios com que se deparam os formuladores de política monetária está o dimensionamento do impacto das variações da taxa nominal de câmbio sobre os índices de preços domésticos. Nesse sentido, dois fatos estilizados que emergem da literatura de um lado indicam que a inflação em geral é menor e mais estável sob regimes de câmbio administrado, mas, em contrapartida, a volatilidade das variáveis reais é superior. No caso da economia brasileira, a adoção do regime de flutuação cambial a partir de 1999 se constituiu em ponto de inflexão, no sentido de que a partir de então a questão do *pass-through* teve que ser tratada segundo novos paradigmas, necessidade esta potencializada pela crescente integração da economia ao resto do mundo, quer em termos comerciais, quer em termos financeiros.

Em uma perspectiva teórica, alguns modelos monetários assumem a paridade do poder de compra, o que implicaria uma relação de um para um entre a variação da taxa de câmbio nominal e a razão entre as variações dos índices de preços doméstico e externo. Entretanto, estudos do mecanismo de transmissão têm rejeitado essa hipótese, principalmente no curto prazo. Menon (1995) apresenta uma revisão de quarenta e três estudos sobre o mecanismo de transmissão para países industrializados, conclui que a transmissão é incompleta e varia significativamente entre os diferentes países, identifica como os maiores fatores o grau de abertura e o tamanho do país. Goldberg e Knetter (1997) calculam que somente sessenta por cento das variações da taxa de câmbio são repassadas para preços de importados. Uma explicação geralmente aceita para este fenômeno é que as empresas preferem não remarcar preços, preferindo reduzir o mark-up sobre preços. Kim (1998) investiga este mecanismo para os Estados Unidos usando um ferramental de cointegração multivariada, os resultados indicam uma contribuição significativa para os preços ao consumidor. Goldfajn e Werlang (2000) estudam o mecanismo de transmissão usando um painel de setenta e um países. Este estudo conclui que a transmissão sobre índices ao produtor cresce com o tempo e o grau da transmissão é maior em economias emergentes. McCarthy (2000) estuda a transmissão para países industrializados usando um modelo VAR, os resultados indicam uma correlação positiva da transmissão com o grau de abertura do país e com a persistência da variação da taxa de câmbio.

Em resumo, em geral a literatura empírica mostra que a depreciação ou apreciação do câmbio nominal cambial tem impacto limitado sobre a inflação doméstica e, de modo parcitular, essa afirmativa também se aplica à economia brasileira. Esta pesquisa tenta contribuir para o aprofundamento do debate sobre os mecanismos de repasse de variações cambiais para os preços no Brasil. Para tanto, recorreremos a um modelo de correção de erro (VECM) para estudar o fenômeno. Identificamos dois vetores de

cointegração e um vetor de ciclo comum, o que indica a existência de relações de longo e curto prazo entre variações do cambial e variações de índices de preços. Apesar desse resultado, as evidências dão suporte à hipótese de que a transmissão é incompleta, relativamente pequena.

O plano do texto compreende quatro seções além desta introdução. A segunda seção apresenta sucintamente a introdução de restrições de co-movimentos em modelos dinâmicos, descrevemos a metodologia desenvolvida por Vahid e Engle (1993) destinada à decomposição de um vetor de séries de tempo em tendência e ciclo. Na terceira seção são descritas as séries de tempo objeto do trabalho. Na quarta seção constam os resultados encontrados e as respectivas interpretações e análises. Por último, na quinta seção, vêm as considerações finais.

## 2 Resumo Teórico da Metodologia Utilizada

Sem pretender esgotar o assunto, iniciamos esta seção apresentando a modelagem multivariada que motiva a 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 das séries - Câmbio livre médio (compra), Índice de Preço das Importações (IPI), Índice Geral de Preços - Mercado (IGP-M), Índice de Preços no Atacado - Disponibilidade Interna (IPA-DI) e Índice de Preços ao Consumidor - Amplo (IPCA) - 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>1</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 auto-regressivos (VAR). Isso feito, cuidaremos da metodologia de Vahid e Engle (1993),<sup>2</sup> que sistematiza a operacionalização do processo de decomposição de um vetor de séries de tempo em tendência e ciclo.

### 2.1 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:

$$\Delta y_t = C(L) \varepsilon_t, \quad (1)$$

---

<sup>1</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).

<sup>2</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)].

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 (1) como:

$$\Delta y_t = C(1) \varepsilon_t + \Delta C^*(L) \varepsilon_t, \quad (2)$$

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 (2) chegamos a:

$$y_t = C(1) \sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} + C^*(L) \varepsilon_t. \quad (3)$$

A Equação (3) 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  $C^*(L)$ .

## 2.2 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:

$$y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

Desde que os elementos de  $y_t$  cointegrem, o Teorema da Representação de Granger nos permite substituir o sistema (4) por um Modelo Padrão de Correção de Erro (VECM), conforme abaixo:

$$\Delta y_t = \Gamma_1^* \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}^* \Delta y_{t-p+1} + \gamma \alpha' y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

Em (5): (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 (5) inclui parcimoniosamente (4).<sup>3</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,

$$\begin{bmatrix} I_s & \phi^{*'} \\ \mathbf{0}_{(n-s) \times s} & I_{n-s} \end{bmatrix} \Delta y_t = \begin{bmatrix} \mathbf{0}_{s \times (np+r)} \\ \Gamma_1^{**} & \dots & \Gamma_{p-1}^{**} & \gamma^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta y_{t-p+1} \\ \alpha' y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t, \quad (6)$$

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

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

Pode ser mostrado que (6) inclui parcimoniosamente (5). Se  $\Theta$  é invertível, é possível recuperar (5) de (6) - a última representação possui  $s(np + r) - s(n - s)$  menos parâmetros a serem estimados.

---

<sup>3</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.

## 2.3 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 (3), 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:

$$\begin{bmatrix} \phi' y_t \\ \alpha' y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi' C(1) \sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} \\ \alpha' C^*(L) \varepsilon_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi' T_t \\ \alpha' C_t \end{bmatrix}. \quad (7)$$

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:

$$y_t = A^{-1} A y_t = \phi^- (\phi' y_t) + \alpha^- (\alpha' y_t), \quad (8)$$

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.

## 3 Dados

Esta seção apresenta o conjunto de dados utilizados na análise econométrica contida nas seções que se seguem. Considerando que a primeira parte do Plano Real foi caracterizada pela adoção de um regime de câmbio fixo e que um fato estilizado presente na literatura nos ensina haver alterações nos mecanismos de transmissão quando há mudança de regime cambial, optamos por uma amostra restrita ao período de flutuação cambial. Precisamente, o conjunto de informação é constituído por observações mensais, estendendo-se de janeiro de 1999 a dezembro de 2005 (84 observações).

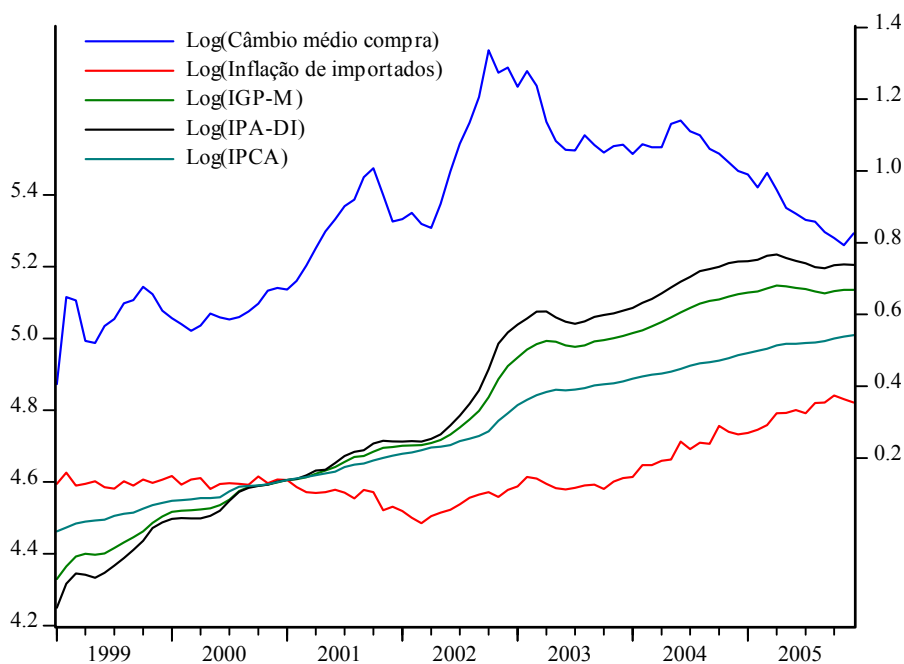
As séries de tempo utilizadas são:

- Câmbio - média mensal da taxa de câmbio livre (R\$/US\$), calculada pelo Banco Central do Brasil.
- Índice de Preço das Importações (IPI) - índice dos preços das importações, segundo o total brasileiro, elaborado pela FUNCEX (base: 1996 = 100).

- Índice Nacional de Preços ao Consumidor - Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).
- Índice Geral de Preços - Mercado (IGP-M), calculado pela Fundação Getulio Vargas (FGV)<sup>4</sup>.
- Índice de Preços por Atacado - Disponibilidade Interna (IPA-DI), calculado pela Fundação Getulio Vargas (FGV)<sup>5</sup>.

Com vistas à uniformização das datas base, construímos novas séries de índices de preços de modo que os valores relativos a janeiro de 2000 sejam iguais a cem. Por intermédio da Figura 1 podem ser visualizada a evolução do logaritmo de cada uma das séries.

Figura 1



Embora aprioristicamente fosse plausível supor algumas proximidade das séries de índices de preços (equivalentemente, das taxas de inflação), nota-se as séries divergem,

<sup>4</sup>A coleta de preços compreende o período entre os dias 21 do mês anterior e 20 do mês de referência. Busca registrar o ritmo evolutivo de preços como medida síntese da inflação nacional. É composto pela média ponderada do Índice de Preços por Atacado (IPA) (60%), Índice de Preços ao Consumidor (IPC-FGV) (30%) e Índice Nacional de Preços da Construção Civil (INCC) (10%).

<sup>5</sup>Refere-se ao período entre o primeiro e o último dia do mês de referência. Compreende bens de consumo (Grupo I) e bens de produção (Grupo II).

em algumas situações acentuadamente, tanto em nível quanto em volatilidade. Apesar dessa constatação a que se chega pela simples análise gráfica, podem ser identificadas tendências comuns de longo prazo e curto prazo entre as séries, conforme mostra a análise econométrica desenvolvida na próxima seção.

## 4 Resultados

Nosso objetivo final consiste em analisar o mecanismo de transmissão das variações da taxa de câmbio nominal para os índices de preços. Para tanto, inicialmente buscamos identificar componentes de curto e longo prazo de dois conjuntos de dados. O primeiro compõe-se do logaritmo do câmbio, do IPI, do IGP-M e do IPCA, enquanto o segundo incorpora o logaritmo do IPA-DI e exclui o do IGP-M. A realização dos exercícios propriamente ditos engloba uma etapa univariada que consiste em avaliar o comportamento individualizado de cada série, especificamente, investigar sobre a existência de raiz unitária; que se segue de uma análise multivariada, abrangendo quatro passos: (i) especificação do Vetor Autoregressivo que melhor representa a dinâmica do sistema; (ii) averiguação da existência de relações de longo prazo (relações de cointegração) e de relações de curto prazo (ciclos comuns); (iii) considerando as restrições impostas pelas relações encontradas no item (ii), identificar as relações que definem os componentes de curto e longo prazo; e (iv) analisar funções resposta ao impulso e a decomposição de variância, levando em conta as restrições identificadas nos itens anteriores.

### 4.1 Identificação de Relações de Longo Prazo

A Tabela 1 mostra os resultados da aplicação dos testes ADF [ver Dickey e Fuller (1979)], Phillips and Perron (1988) e KPSS [ver Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992)].

Tabela 1 - Teste de Raiz unitária					
Variável	ADF		Phillips-Perron		KPSS
	Estat. t	Prob.	Estat. t	Prob.	Estat. LM
Log da Taxa de câmbio média (compra)	-3.0762	0.032	-3.0466	0.035	0.725
Log da inflação de importados	1.1251	0.997	0.8311	0.994	0.676
Log do IGP-M	-1.5748	0.491	-1.5619	0.498	1.141
Log do IPA-DI	-1.6324	0.462	-1.8520	0.353	1.135
Log do IPCA	-0.6096	0.862	-0.4504	0.895	1.151

Valores críticos: (ADF, PP) -3,5203 (1%), -2,9007 (5%), -2,5877 (10%); (KPSS) 0,739 (1%), 0,463 (5%), 0,347 (10%).

Os dois primeiros testes indicam a aceitação da hipótese nula de não estacionariedade para todas as séries de inflação estudadas, resultado reforçado pelo teste KPSS, que sugere a rejeição da hipótese nula de estacionariedade. Para a série de câmbio os resultados são conflitantes, os testes ADF e Phillips-Perron indicam a rejeição da

hipótese de não estacionariedade a um nível de significância de 5%, enquanto que o KPSS indica a rejeição da hipótese nula de estacionariedade. Neste caso adotamos o resultados do KPSS.

Voltando-se agora para os procedimentos multivariados, recorremos a critérios de informação e testes de diagnóstico para ajustar os vetores autoregressivos - VAR que melhor representam a dinâmica dos sistemas. Utilizamos os critérios: i) FPE: erro de previsão final Akaike (1970); ii) AIC: critério de informação de Akaike (1974); iii) SC: critério de informação de Schwarz (1978); e iv) HQ: critério de informação de Hannan-Quinn (1979). As tabelas com os critérios de seleção de lags foram incluídas no apêndice A, tabelas A1 e A2. Para o primeiro conjunto de dados [Log(Taxa de câmbio média), Log(inflação de importados), Log(IGP-M) e Log(IPCA)] escolhemos três defasagens tendo como suporte os critérios FPE, AIC e HQ. Para o segundo conjunto de dados [Log(Taxa de câmbio média), Log(inflação de importados), Log(IPA-DI) e Log(IPCA)] os critérios FPE e HQ indicam três defasagens.

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**	0.3799	80.80	47.21	54.46	40.14	27.07	32.24
Até um**	0.3182	40.66	29.68	35.65	32.18	20.97	25.52
Até dois	0.0931	8.49	15.41	20.04	8.21	14.07	18.63
Até três	0.0033	0.28	3.76	6.65	0.28	3.76	6.65

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

A Tabela 2 apresenta a seguir os resultados do teste de cointegração, com base na técnica de Johansen (1988, 1991), para o VAR multivariado [Log(Taxa de câmbio média), Log(inflação de importados), Log(IGP-M) e Log(IPCA)], com duas defasagens na representação VECM, tanto a estatística do traço quanto a estatística do máximo autovalor sugerem a existência de dois vetores de cointegração a um nível de significância de 1%.

A Tabela 3 exibe os coeficientes normalizados dos vetores de cointegração estimados seguindo a metodologia introduzida por Johansen (1988, 1991).

Vetor	1	0	1	0
1	1	0	-4.53 -(2.39)	3.88 -(3.65)
2	0	1	2.62 -(1.41)	-3.19 -(2.16)

Desvio padrão entre parênteses.

Para o VAR multivariado [Log(Taxa de câmbio média), Log(inflação de importados), Log(IPA-DI) e Log(IPCA)], com duas defasagens na representação VECM, as mesmas estatísticas apontam para a existência de duas relações de cointegração a um nível de significância de 1%, como pode ser visto na tabela 4 a seguir.

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**	0.3562	77.64	47.21	54.46	36.99	27.07	32.24
Até um**	0.3114	40.65	29.68	35.65	31.34	20.97	25.52
Até dois	0.0954	9.31	15.41	20.04	8.42	14.07	18.63
Até três	0.0106	0.89	3.76	6.65	0.89	3.76	6.65

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

Os coeficientes normalizados dos vetores de cointegração estimados seguindo a metodologia introduzida por Johansen (1988, 1991) são exibidos na Tabela 5.

Vetor	1	0	1	0
1	1	0	-3.30 -(1.31)	3.14 -(2.37)
2	0	1	1.86 -(0.80)	-2.60 -(1.46)

Desvio padrão entre parênteses.

A ocorrência de cointegração assegura a presença de um elo linear entre as tendências estocásticas das séries estudadas. Dessa forma, a taxa de câmbio e os índices de preços mover-se-iam estocasticamente juntos, ao longo do tempo, na direção de um equilíbrio de longo prazo que satisfaz as restrições impostas pelos vetores de cointegração identificados.

Sobre esse 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 taxa de câmbio e inflação 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 câmbio de equilíbrio de curto prazo (a taxa efetiva), além de refletir mudanças nos fundamentos - dívida pública, déficit público, déficit em conta corrente, risco político - reflete a ocorrência de choques monetários, efeito contágio, etc.

## 4.2 Identificação de Relações de Curto Prazo

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 multivariado. 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>6</sup>

Tabela 6 - Características comuns [Log(Taxa de câmbio média), Log(inflação de importados), Log(IGP-M) e Log(IPCA)]				
Hipótese Nula	Quadrado da Correlação Canônica	C(p,s)	DF	p-value
$s > 0$	0.107	9.16	14.00	0.8206
$s > 1$	0.259	33.44	28.00	0.2201
$s > 2$	0.395	74.18	42.00	0.0016
$s > 3$	0.861	234.23	56.00	0.0000

Isso posto, a Tabela 6 apresenta 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 o conjunto de dados [Log(Taxa de câmbio média), Log(inflação de importados), Log(IGP-M) e Log(IPCA)].

Fica evidenciado que, no caso deste modelo aceitamos a hipótese de existência de dois ciclos comuns, sendo os vetores de ciclos comuns normalizados dados por

<sup>6</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.

Tabela 7 – Coeficientes normalizados dos vetores de cointegração				
Vetor	[Log(Câmbio), Log(Inf. Import.), Log(IGP-M), Log(IPCA)]			
1	1.00	0.43	-5.59	13.43
2	-0.02	1.00	1.69	-3.96

A Figura 2, do apêndice B, exibe a evolução temporal dos ciclos comuns identificados por esta metodologia, cujos valores são encontrados por intermédio da multiplicação dos vetores de ciclos comuns pelas primeiras diferenças das séries em questão. Cabe reafirmar que neste caso foi utilizada a tecnologia de Vahid e Engle (1993).

A Tabela 8 apresenta as estatísticas descritas anteriormente para para o segundo conjunto de dados [Log(Taxa de câmbio média), Log(inflação de importados), Log(IPA-DI) e Log(IPCA)], também aceitamos a hipótese de existência de dois ciclos comuns.

Tabela 8 - Características comuns				
[Log(Taxa de câmbio média), Log(inflação de importados), Log(IPA-DI) e Log(IPCA)]				
Hipótese Nula	Quadrado da Correlação Canônica	C(p,s)	DF	p-value
$s > 0$	0.087	7.37	14.00	0.9197
$s > 1$	0.232	28.74	28.00	0.4259
$s > 2$	0.462	78.92	42.00	0.0005
$s > 3$	0.822	218.53	56.00	0.0000

Neste modelo aceitamos a hipótese da existência de dois ciclos comuns, sendo o vetor de ciclos comuns normalizado dado por:

Tabela 9 – Coeficientes normalizados dos vetores de cointegração				
Vetor	[Log(Câmbio), Log(Inf. Import.), Log(IGP-M), Log(IPCA)]			
1	1.00	0.43	-2.56	7.29
2	-0.18	1.00	1.06	-2.94

Os Figura 3, do apêndice B, ilustra a evolução temporal do ciclo comum, cujos valores são encontrados por intermédio da multiplicação dos vetores de ciclos comuns pelas primeiras diferenças das séries em questão. Cabe reafirmar que neste caso foi utilizada a tecnologia de Vahid e Engle (1993).

### 4.3 Função resposta ao impulso

Para determina as funções resposta ao impulso devemos determinar uma ordem plausível das variáveis, vale a pena lembrar que esta ordem é importante na

decomposição de Cholesky. Para a análise das funções dos modelos estudados utilizamos a seguinte ordem:

Câmbio → Inflação de importados → IGP-M → IPCA

Câmbio → Inflação de importados → IPA-DI → IPCA

Tabela 10 - Função Resposta ao Impulso						
Período	Conjunto 1			Conjunto 2		
	Inf. Imp.	IGP-M	IPCA	Inf. Imp.	IPA-DI	IPCA
1	0.0047	0.0018	0.0001	0.0055	0.0041	0.0001
2	0.0083	0.0088	0.0021	0.0093	0.0173	0.0020
3	0.0104	0.0196	0.0059	0.0117	0.0336	0.0058
4	0.0140	0.0314	0.0107	0.0164	0.0498	0.0107
5	0.0176	0.0429	0.0159	0.0200	0.0651	0.0161
6	0.0198	0.0542	0.0213	0.0225	0.0798	0.0216
7	0.0212	0.0649	0.0267	0.0245	0.0938	0.0274
8	0.0224	0.0749	0.0320	0.0265	0.1070	0.0331
9	0.0234	0.0840	0.0370	0.0284	0.1193	0.0388
10	0.0245	0.0924	0.0419	0.0305	0.1308	0.0443
11	0.0256	0.1003	0.0464	0.0327	0.1417	0.0496
12	0.0270	0.1076	0.0508	0.0351	0.1520	0.0548
13	0.0286	0.1147	0.0551	0.0377	0.1619	0.0598
14	0.0305	0.1215	0.0592	0.0406	0.1713	0.0647
15	0.0327	0.1282	0.0633	0.0437	0.1805	0.0695
16	0.0351	0.1347	0.0672	0.0470	0.1893	0.0742
17	0.0378	0.1412	0.0712	0.0505	0.1979	0.0789
18	0.0407	0.1476	0.0751	0.0543	0.2062	0.0835
19	0.0438	0.1539	0.0791	0.0583	0.2143	0.0880
20	0.0470	0.1600	0.0829	0.0624	0.2222	0.0925
21	0.0504	0.1661	0.0868	0.0668	0.2298	0.0969
22	0.0540	0.1720	0.0906	0.0713	0.2371	0.1013
23	0.0578	0.1778	0.0944	0.0760	0.2443	0.1056
24	0.0617	0.1834	0.0982	0.0809	0.2512	0.1099

Efeito acumulado de uma inovação de um desvio padrão (decomposição de Cholesky, graus de liberdade ajustados para pequenas amostras).

A segunda, terceira e quarta colunas da tabela 10 exibem os resultados da análise impulso-resposta para o modelo [Log(Taxa de câmbio média), Log(inflação de importados), Log(IGP-M) e Log(IPCA)]. Verificamos que a reação do IGP-M é mais rápida e forte a choques da taxa de câmbio que o IPCA. Depois de seis meses, 5% do choque é passado para o IGP-M; após doze meses, 11% do choque é transmitido; e finalmente 18% do choque é absorvido pelo índice de inflação após vinte e quatro meses. Quando consideramos o IPCA, 2% do choque é transmitido após seis meses, 5% após doze meses e 10% após 24 meses.

A quinta, sexta e sétima colunas da tabela 10 exibem a análise para o modelo [Log(Taxa de câmbio média), Log(inflação de importados), Log(IPA-DI) e Log(IPCA)], verificamos um comportamento parecido ao anterior do IPA-DI, só que esta variável reage com uma intensidade um pouco maior a choques da taxa de câmbio. Depois de seis meses, 8% do choque é passado para o IPA-DI; após doze meses, 15% do choque é transmitido; e finalmente 25% do choque é absorvido pelo índice de inflação após vinte e quatro meses. Quando consideramos o IPCA os resultados são parecidos com conjunto anteriormente considerado, 2% do choque é transmitido após seis meses, 5% após doze meses e 11% após 24 meses.

#### 4.4 Decomposição de variância

A decomposição de variância fornece informação sobre a importância relativa das inovações aleatória sobre as variáveis que compõem o sistema estudado.

As Tabelas A3 e A4 do apêndice A exibem as decomposições de variância para os modelos estudados. Verificamos que o percentual da variância prevista do IGP-M, IPA-DI e IPCA, devida a inovações do câmbio são consideráveis.

## 5 Conclusão

Neste trabalho, analisamos o mecanismo de transmissão de variações da taxa de câmbio para índices de preços domésticos, tendo em vista a importância dessa análise para condução da política monetária. O ferramental econométrico utilizado é baseado no modelo de correção de erro vetorial (VECM) com restrições de longo e curto prazo. Em primeiro lugar mostramos que os dados utilizados são integrados de ordem um, indicando que a utilização de modelos com as séries em diferenças é uma abordagem correta. A seguir identificamos dois vetores de cointegração e um vetor de ciclo, o que indica a existência de tendências de longo prazo e movimento comum de curto prazo entre as séries. Finalmente, geramos as funções de resposta ao impulso para cada conjunto de dados e também a decomposição de variância para cada variável analisada.

Os resultados estão em linha com outros trabalhos realizados para outros países, no sentido que a transmissão das variações cambiais não são completamente repassadas para índices de preços. Verificamos que as reações do IGP-M e do IPA-DI são mais rápidas e intensas a choques da taxa de câmbio que o IPCA.

Meses	3	6	12	24
Inf. Imp.	1.04%	1.98%	2.70%	6.17%
IGP-M	1.96%	5.42%	10.76%	18.34%
IPCA	0.59%	2.13%	5.08%	9.82%
Inf. Imp.	1.17%	2.25%	3.51%	8.09%
IPA-DI	3.36%	7.98%	15.20%	25.12%
IPCA	0.58%	2.16%	5.48%	10.99%

Inovação de um desvio padrão (decomposição de Cholesky, graus de liberdade ajustados para pequenas amostras)

A tabela 11 resume os resultados da análise de resposta ao impulso. Quando consideramos o IGP-M, dois por cento do choque é transmitido nos primeiros três meses, seis por cento após seis meses, doze por cento passados um ano e vinte e três por cento após dois anos. Com IPA-DI os resultados são um pouco maiores, chegando a trinta por cento após dois anos. Por último, a transmissão para o IPCA é bem menor, meio por cento nos primeiros três meses, dois por cento após seis meses, seis por cento passados um ano e treze por cento passados dois anos.

		Meses			
		3	6	12	24
Inflação de Importados	Câmbio	8.65	6.59	3.13	2.45
	Inf. Imp.	84.25	72.28	66.88	59.11
	IGP-M	5.72	17.75	21.72	25.38
	IPCA	1.37	3.38	8.27	13.06
IGP-M	Câmbio	47.78	46.07	40.20	41.38
	Inf. Imp.	7.61	9.46	9.51	7.51
	IGP-M	44.36	42.09	46.03	47.65
	IPCA	0.24	2.38	4.27	3.46
IPCA	Câmbio	22.49	38.62	39.63	39.50
	Inf. Imp.	3.02	6.73	8.51	7.19
	IGP-M	42.67	41.06	45.56	46.49
	IPCA	31.81	13.59	6.30	6.82

Ordem para decomposição de Cholesky: Câmbio - Inflação de importados - IGP-M - IPCA

As Tabelas 12 e 13 exibem um resumo da decomposição de variância para três, seis, doze e vinte e quatro meses. Os resultados evidenciam que o percentual da variância prevista para o IGP-M, IPA-DI e IPCA, devida a inovações do câmbio, não são desprezíveis. A inflação de importados mostra-se imune a inovações no câmbio.

		Meses			
		3	6	12	24
Inflação de Importados	Câmbio	9.95	8.27	4.48	3.71
	Inf. Imp.	84.47	75.54	69.13	59.39
	IGP-M	4.49	12.09	16.54	21.23
	IPCA	1.09	4.09	9.85	15.67
IGP-M	Câmbio	53.93	47.05	43.35	45.93
	Inf. Imp.	7.48	10.29	10.21	8.36
	IGP-M	38.01	37.62	39.34	39.67
	IPCA	0.58	5.04	7.10	6.04
IPCA	Câmbio	24.08	41.44	46.07	47.92
	Inf. Imp.	3.75	9.56	12.25	10.96
	IGP-M	35.35	34.68	35.35	34.32
	IPCA	36.83	14.32	6.32	6.80

Ordem para decomposição de Cholesky: Câmbio - Inflação de importados - IPI-DI - IPCA

Como possível extensão do trabalho, entendemos que o debate seria enriquecido com a identificação do grau de transmissão para outros índices de preços ao consumidor, como também para alguma outra medida de inflação de importados.

## References

- [1] **Akaike, H., 1970**, “Statistical predictor identification,” *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 22, 203–217.
- [2] **Akaike, H., 1974**, “A New Look at Statistical Model Identification,” *IEEE Transaction on Automatic Control*, 19, 716 – 723.
- [3] **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.
- [4] **Cardoso, E. e Goldfajn, I., 1997**, “Capital Flows to Brazil: The Endogeneity of Capital Controls,” International Monetary Fund, Working Paper n. 115.
- [5] **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
- [6] **Engle, R.F. e Granger, C.W.J., 1987**, “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, 55, 251-276.
- [7] **Engle, R.F. e Kozicki, S., 1993**, “Testing for Common Features”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 369-395.
- [8] **Engle, R.F. e Issler, J. V., 1995**, “Estimating Common Sectorial Cycles”, *Journal of Monetary Economics*, 35, 83-113.
- [9] **Golberg, P.K. e Knetter, M.M., 1997**, “Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?,” *Journal of Economic Literature*, 35, 3, 1243-1272.
- [10] **Goldfajn, I. e Werlang, S.R.C., 2000**, “The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study,” Working Paper 5, Banco Central do Brasil.
- [11] **Hannan, E.J. e Quinn, B.G., 1979**, “The determination of the order of an autoregression,” *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, 41, 190-195.
- [12] **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.
- [13] **Johansen, S., 1988**, “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Dynamic and Control*, 12, 251-276.

- [14] **Johansen, S., 1991**, “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- [15] **Kim, K., 1998**, “U.S. Inflation and the Dollar Exchange Rate: A Vector Error Correction Model,” *Applied Econometrics*, 30, 5, 613-619.
- [16] **Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. e Shin, Y., 1992**, “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root,” *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- [17] **McCarthy, J., 2000**, “Pass-Through of Exchanges Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies,” Working Paper 79, BIS.
- [18] **Menon, J., 1995**, “Exchange Rate Pass-Through,” *Journal of Economic Surveys*, 9, 2, 197-231.
- [19] **Nelson, C.R. e Plosser, C., 1982**, “Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series,” *Journal of Monetary Economics*, 10, 1045-1066.
- [20] **Phillips, P.C.B. e Perron, P., 1988**, “Testing for a unit root in time series regression,” *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- [21] **Schwarz, G., 1978**, “Estimating the Dimension of a Model,” *The Annals of Statistics*, 6, 461–464.
- [22] **Stock, J.H. e Watson, M.W., 1988**, “Testing for Common Trends,” *Journal of the American Statistical Association*, 83, 1097-1107.
- [23] **Vahid, F. e Engle, R.F., 1993**, “Common Trends and Common Cycles,” *Journal of Applied Econometrics*, 8, 341-360.
- [24] **Vahid, F. e Engle, R.F., 1993**, “Codependent Cycles,” *Journal of Econometrics*, 80, 199-121.

## A Tabelas

Tabela A1 - Critérios de seleção da ordem do VAR						
[Log(Câmbio), Log(Inf. Import.), Log(IGP-M), Log(IPCA)]						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	442.5691	NA	3.43E-10	-10.44212	-10.32637	-10.39559
1	1058.069	1157.726	2.17E-16	-24.71593	-24.13716	-24.48327
2	1103.056	80.33491	1.09E-16	-25.4061	<b>-24.36433*</b>	-24.98732
3	1133.139	50.85321	<b>7.85e-17*</b>	<b>-25.74139*</b>	-24.2366	<b>-25.13648*</b>
4	1139.828	10.67195	9.93E-17	-25.51973	-23.55192	-24.72868
5	1160.619	31.18565	9.04E-17	-25.63378	-23.20297	-24.65662
6	1180.28	<b>27.61875*</b>	8.55E-17	-25.72095	-22.82712	-24.55765
7	1190.137	12.90867	1.03E-16	-25.5747	-22.21785	-24.22527
8	1202.978	15.59228	1.18E-16	-25.49947	-21.67962	-23.96392

\* indica a ordem de seleção pelo critério. LR: estatística de teste LR sequencial modificada (cada teste ao nível de 5%). FPE: erro de previsão final. AIC: critério de informação de Akaike. SC: critério de informação de Schwarz. HQ: critério de informação de Hannan-Quinn.

Tabela A2 - Critérios de seleção da ordem do VAR						
[Log(Câmbio), Log(Inf. Import.), Log(IPA-DI), Log(IPCA)]						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	406.7599	NA	8.04E-10	-9.589521	-9.473768	-9.54299
1	1011.471	1137.432	6.58E-16	-23.60644	-23.02768	-23.37378
2	1051.834	72.07762	3.69E-16	-24.18652	<b>-23.14474*</b>	-23.76774
3	1079.831	47.32865	<b>2.79e-16*</b>	-24.47217	-22.96738	<b>-23.86726*</b>
4	1090.872	17.61341	3.18E-16	-24.35411	-22.3863	-23.56307
5	1105.572	22.05003	3.35E-16	-24.32315	-21.89234	-23.34599
6	1128.502	<b>32.21063*</b>	2.93E-16	<b>-24.48814*</b>	-21.59432	-23.32485
7	1139.942	14.98102	3.42E-16	-24.37957	-21.02273	-23.03015
8	1150.799	13.18281	4.1E-16	-24.25711	-20.43725	-22.72156

\* indica a ordem de seleção pelo critério. LR: estatística de teste LR sequencial modificada (cada teste ao nível de 5%). FPE: erro de previsão final. AIC: critério de informação de Akaike. SC: critério de informação de Schwarz. HQ: critério de informação de Hannan-Quinn.

Tabela A3 - Decomposição de Variância

Período	Inflação Importados				IGP-M				IPCA			
	Câmbio	Inf. Imp.	IGP-M	IPCA	Câmbio	Inf. Imp.	IGP-M	IPCA	Câmbio	Inf. Imp.	IGP-M	IPCA
1	9.13	90.87	0.00	0.00	15.33	7.94	76.73	0.00	0.15	2.13	39.80	57.92
2	10.79	88.98	0.11	0.13	38.85	6.92	53.61	0.61	9.89	2.73	43.56	43.81
3	8.65	84.25	5.72	1.37	47.78	7.61	44.36	0.24	22.49	3.02	42.67	31.81
4	8.11	78.22	12.30	1.37	49.26	8.32	41.77	0.65	31.33	4.44	41.20	23.02
5	7.62	74.60	15.83	1.95	47.85	8.98	41.58	1.59	36.25	5.75	40.67	17.34
6	6.59	72.28	17.75	3.38	46.07	9.46	42.09	2.38	38.62	6.73	41.06	13.59
7	5.59	70.66	18.96	4.79	44.52	9.71	42.77	3.00	39.69	7.40	41.84	11.08
8	4.84	69.59	19.78	5.79	43.18	9.81	43.52	3.49	40.10	7.85	42.69	9.36
9	4.26	68.79	20.39	6.57	42.07	9.82	44.25	3.86	40.14	8.15	43.54	8.17
10	3.79	68.10	20.89	7.22	41.21	9.76	44.92	4.10	40.01	8.34	44.32	7.32
11	3.42	67.48	21.33	7.77	40.60	9.65	45.52	4.23	39.82	8.46	45.00	6.72
12	3.13	66.88	21.72	8.27	40.20	9.51	46.03	4.27	39.63	8.51	45.56	6.30
13	2.91	66.29	22.08	8.72	39.95	9.35	46.46	4.24	39.48	8.50	46.01	6.01
14	2.74	65.67	22.43	9.16	39.84	9.17	46.81	4.17	39.37	8.45	46.35	5.83
15	2.61	65.02	22.78	9.59	39.83	8.99	47.10	4.08	39.29	8.38	46.60	5.73
16	2.52	64.36	23.12	10.00	39.90	8.80	47.33	3.97	39.26	8.28	46.76	5.70
17	2.46	63.68	23.45	10.41	40.02	8.61	47.50	3.87	39.25	8.16	46.86	5.73
18	2.43	62.99	23.76	10.82	40.18	8.43	47.63	3.76	39.26	8.04	46.91	5.80
19	2.41	62.30	24.07	11.22	40.36	8.25	47.72	3.67	39.29	7.90	46.91	5.90
20	2.40	61.63	24.36	11.61	40.56	8.07	47.77	3.59	39.32	7.77	46.87	6.04
21	2.40	60.97	24.64	11.99	40.77	7.91	47.79	3.53	39.37	7.63	46.81	6.20
22	2.41	60.33	24.90	12.36	40.98	7.76	47.77	3.49	39.41	7.48	46.72	6.38
23	2.43	59.71	25.15	12.72	41.18	7.63	47.73	3.46	39.46	7.34	46.61	6.59
24	2.45	59.11	25.38	13.06	41.38	7.51	47.65	3.46	39.50	7.19	46.49	6.82

Ordem para decomposição de Cholesky: Câmbio - IGP-M - IPCA

Tabela A4 - Decomposição de Variância

Período	Inflação Importados				IPA-DI				IPCA			
	Câmbio	Inf. Imp.	IPA-DI	IPCA	Câmbio	Inf. Imp.	IPA-DI	IPCA	Câmbio	Inf. Imp.	IPA-DI	IPCA
1	11.91	88.09	0.00	0.00	24.64	6.87	68.49	0.00	0.08	2.46	22.58	74.88
2	12.51	86.91	0.00	0.58	52.12	5.72	42.15	0.01	10.17	3.22	32.63	53.98
3	9.95	84.47	4.49	1.09	53.93	7.48	38.01	0.58	24.08	3.75	35.35	36.83
4	10.56	80.38	7.71	1.35	51.62	8.83	37.50	2.04	33.30	5.96	35.40	25.34
5	9.58	77.54	10.36	2.52	48.94	9.76	37.59	3.71	38.57	8.02	34.88	18.53
6	8.27	75.54	12.09	4.09	47.05	10.29	37.62	5.04	41.44	9.56	34.68	14.32
7	7.17	74.05	13.19	5.59	45.75	10.57	37.75	5.93	43.29	10.58	34.57	11.56
8	6.33	72.89	13.98	6.80	44.83	10.66	38.02	6.50	44.47	11.24	34.60	9.69
9	5.69	71.90	14.67	7.74	44.17	10.62	38.36	6.84	45.18	11.67	34.76	8.39
10	5.19	70.96	15.33	8.52	43.73	10.52	38.72	7.02	45.59	11.96	34.98	7.47
11	4.79	70.04	15.96	9.21	43.47	10.38	39.05	7.10	45.86	12.15	35.19	6.80
12	4.48	69.13	16.54	9.85	43.35	10.21	39.34	7.10	46.07	12.25	35.35	6.32
13	4.23	68.23	17.08	10.46	43.36	10.02	39.59	7.03	46.26	12.29	35.46	5.99
14	4.04	67.33	17.57	11.05	43.45	9.83	39.79	6.93	46.43	12.28	35.53	5.76
15	3.90	66.45	18.04	11.61	43.62	9.64	39.94	6.80	46.60	12.23	35.55	5.63
16	3.80	65.58	18.48	12.14	43.84	9.44	40.06	6.66	46.76	12.14	35.53	5.57
17	3.74	64.72	18.89	12.65	44.09	9.26	40.14	6.52	46.93	12.03	35.47	5.57
18	3.69	63.88	19.29	13.14	44.36	9.08	40.17	6.38	47.09	11.91	35.37	5.63
19	3.66	63.07	19.66	13.61	44.64	8.92	40.18	6.26	47.25	11.77	35.25	5.73
20	3.65	62.28	20.01	14.06	44.93	8.77	40.14	6.16	47.40	11.62	35.10	5.88
21	3.66	61.51	20.34	14.49	45.20	8.64	40.08	6.08	47.54	11.47	34.93	6.06
22	3.67	60.78	20.66	14.90	45.47	8.52	39.97	6.03	47.68	11.30	34.74	6.28
23	3.68	60.07	20.95	15.30	45.71	8.43	39.84	6.02	47.80	11.14	34.54	6.52
24	3.71	59.39	21.23	15.67	45.93	8.36	39.67	6.04	47.92	10.96	34.32	6.80

Ordem para decomposição de Cholesky: Câmbio - Inflação de importados - IPA-DI - IPCA

## B Gráficos

Figura 2 - Ciclos Comuns  
[Log(Taxa de câmbio média), Log(inflação de importados), Log(IGP-M) e Log(IPCA)]

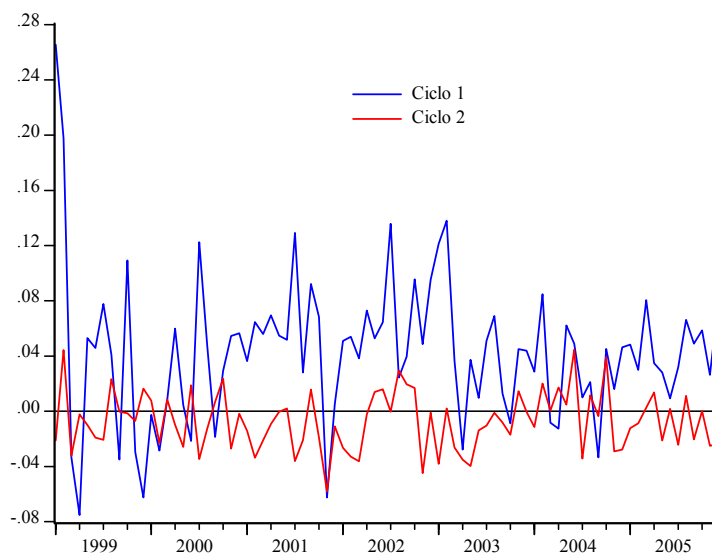


Figura 3 - Ciclos Comuns  
[Log(Taxa de câmbio média), Log(inflação de importados), Log(IPA-DI) e Log(IPCA)]

