

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†

Julho de 2005

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.

Área ANPEC: 3 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças.

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

A grande variação do Real em relação ao dólar americano após a flutuação cambial de janeiro de 1999 colocou um grande desafio para a política monetária brasileira. Existe sempre no nosso país o receio de retornar ao período de inflação descontrolada, onde o par inflação-depreciação tinham grande importância. Vale a pena lembrar que após a desvalorização, a taxa média de câmbio saltou abruptamente para níveis de aproximadamente 2,00 R\$/US\$, após um período de relativa calma esta taxa chega a níveis de 4 R\$/US\$ no período pré-eleitoral, para finalmente cair ao nível de 2,50 R\$/US\$ no período recente.

Alguns modelos monetários assumem a paridade do poder de compra, o que implica numa relação de um para um entre a taxa de câmbio e os índices de preços domésticos. Em geral, estudos do mecanismo de transmissão têm rejeitado esta hipótese, principalmente no curto prazo. A existência de defasagens na transmissão das variações da taxa de câmbio sobre inflação, implica que a depreciação cambial terá um impacto limitado sobre a inflação doméstica e os fluxos comerciais serão também relativamente insensíveis a estas variações.

Uma medida do grau de transmissão é importante para a política econômica, porque pode implicar em políticas antinflacionárias mais ou menos custosas para o país.

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.

Esta pesquisa utiliza o modelo de correção de erro (VECM) para estudar o mecanismo de transmissão da taxa de câmbio para diversos índices de inflação. Identificamos dois vetores de cointegração e um vetor de ciclo comum, o que indica a

existência de relações de longo e curto prazo. Os resultados indicam uma transmissão incompleta e relativamente pequena para os índices de inflação.

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 seção terceira são descritas as séries de tempo objeto do trabalho. Na seção quatro 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), IGP-M, IPA-DI e 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.¹ 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 Engel (1993),² 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:

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

¹Para uma discussão pormenorizada sobre co-movimentos (tendências e ciclos comuns) ver, por exemplo, Engle e Granger(1987), Engel 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).

²Essa 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 ε_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 séries 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 α' , 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 ϕ' , de dimensão $s \times n$, com a propriedade $\phi' C^*(L) = 0$. Os vetores α'_i e ϕ'_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) γ e α 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).³

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 ϕ'_i o i -ésimo vetor de ciclo comum. Se empilharmos todos esses vetores em uma matriz ϕ' de dimensão $s \times n$, esta matriz elimina toda a correlação serial existente em Δy_t , ou seja, $\phi' \Delta y_t = \phi' \epsilon_t$. 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 $\phi' \Delta y_t = \phi' \epsilon_t$ existem s equações, completando o sistema pela adição das equações de um VECM sem restrições para os $n - s$ elementos de Δy_t restantes, obtemos,

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

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

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

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

³Conhecidos 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 $A^{-1} = \begin{bmatrix} \phi^- & \alpha^- \end{bmatrix}$ 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 das seções seguintes. Visto que a primeira parte do Plano Real foi caracterizada por rigidez cambial e pela própria característica da transmissão de variações da taxa de câmbio para índices de inflação, optamos por trabalhar com dados pertencentes ao período do câmbio flutuante. Nosso conjunto de dados é formado por observações mensais, abrange o período pós-desvalorização cambial, janeiro de 1999 a março de 2005 (75 observações).

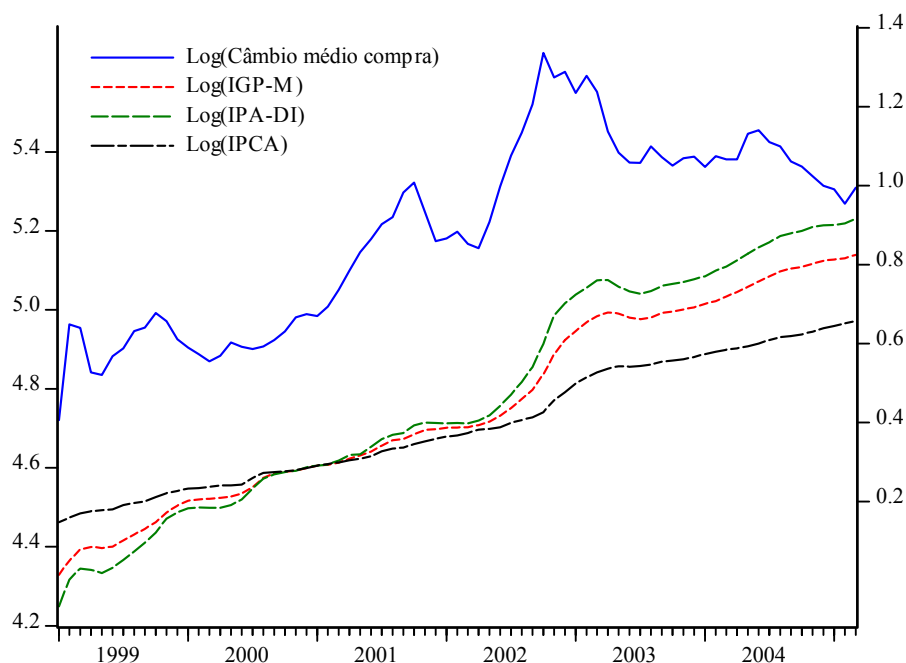
A taxa de câmbio é o logaritmo da média do mês da taxa de câmbio livre (R\$/US\$), série 3697 que pode ser obtida na página do Banco Central do Brasil. A Figura 1 a seguir ilustra a evolução temporal do logaritmo desta série.

As medidas de inflação utilizadas neste estudo foram obtidas na base de dados do IPEA (Ipeadata), elas são:

- IPCA, Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo, (% a.m.) - IBGE.
- IGP-M, Índice Geral de Preços - Mercado (% a.m.) - FGV/Conj. Econômica. Compreende o período entre os dias 20 do mês de referência e 21 do mês anterior. Registra 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%).
- IPA-DI, Índice de Preços por Atacado - Disponibilidade Interna, (% a.m.) - FGV/Conj. Econômica. 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).

Visto que estas séries de dados encontram-se definidas em termos de variações percentuais, construímos outras series de índices de preços definindo para todas elas a data de janeiro de 2000 igual a cem, e a partir das variações percentuais das séries originais obtemos as séries cujos logaritmos podem ser visualizadas na Figura 1.

Figura 1



A Figura 1 exhibe a evolução temporal do logaritmo das séries utilizadas neste estudo, embora aprioristicamente próximas, as séries de inflação podem divergir em

nível e/ou em volatilidade. Como será mostrado na análise econométrica a seguir, podem ser identificadas tendências comuns de longo prazo e curto prazo entre as séries.

4 Resultados

Nosso objetivo final consiste em analisar o mecanismo de transmissão para a economia brasileira, para conseguir este objetivo, identificamos componentes de curto e longo prazo de dois conjuntos de dados. O primeiro conjunto de dados é composto pelo logaritmo da taxa de câmbio média, o logaritmo do IGP-M e o logaritmo do IPCA, enquanto que o segundo conjunto é composto pelo logaritmo da taxa de câmbio média, o logaritmo do IPA-DI e o logaritmo do IPCA. 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; (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 com 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 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992). Os dois primeiros testes indicam a aceitação da hipótese nula de não estacionariedade para todas as séries estudadas, resultado reforçado pelo teste KPSS, que sugere a rejeição da hipótese nula de estacionariedade.

Variável	ADF		Phillips-Perron		KPSS
	Estat. t	Prob.	Estat. t	Prob.	Estat. LM
Log da Taxa de câmbio média (compra)	-2.8788	0.053	-2.8705	0.054	0.950
Log do IGP-M	-0.6928	0.842	-0.7906	0.816	1.165
Log do IPA-DI	-1.0153	0.744	-1.1221	0.703	1.163
Log do IPCA	-0.1467	0.940	0.0588	0.960	1.169

Valores críticos: (ADF, PP) -3,5203 (1%), -2,9007 (5%), -2,5877 (10%); (KPSS) 0,739 (1%), 0,463 (5%), 0,347 (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. A tabela com os critérios de seleção de lags é omitida por motivos de economia de espaço. Para os dois conjuntos de dados estudados neste artigo, a estrutura que melhor descreve a dinâmica do sistema seria um VAR trivariado que conteria três defasagens [VAR(3)].

Tabela 2 - Teste de cointegração (Câmbio - IGP-M - IPCA)							
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**	0.3278	51.23	34.91	41.07	29.79	22	26.81
Até um*	0.2003	21.44	19.96	24.6	16.76	15.67	20.2
Até dois	0.0604	4.67	9.24	12.97	4.67	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).

Tabela 3 - Teste de cointegração (Câmbio - IPA-DI - IPCA)							
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**	0.3493	52.87	34.91	41.07	32.22	22	26.81
Até um*	0.1909	20.65	19.96	24.6	15.88	15.67	20.2
Até dois	0.0616	4.77	9.24	12.97	4.77	9.24	12.97

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

Para o VAR trivariado [Log(taxa de câmbio média), Log(IGP-M) e Log(IPCA)], tanto a estatística do traço quanto a estatística do máximo autovalor sugerem a existência de dois vetores de cointegração:

$$\alpha' = \begin{bmatrix} 1,0 & 0,0 & -1,04 \\ 0,0 & 1,0 & -1,50 \end{bmatrix}.$$

Para o VAR trivariado [Log(taxa de câmbio média), Log(IPA-DI) e Log(IPCA)], as mesmas estatísticas apontam para a existência de duas relação de cointegração:

$$\alpha' = \begin{bmatrix} 1,0 & 0,0 & -1,09 \\ 0,0 & 1,0 & -1,75 \end{bmatrix}.$$

A ocorrência de cointegração assegura a presença de um elo linear entre as tendências estocásticas das séries estudadas. Dessa forma, o câmbio e as medidas de inflação

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 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 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.⁴

Tabela 4 - Características comuns (Câmbio - IGP-M - IPCA)				
Hipótese Nula	Quadrado da Correlação Canônica	C(p,s)	DF	p-value
$s > 0$	0.124	9.51	11.00	0.575
$s > 1$	0.318	37.10	22.00	0.023
$s > 2$	0.846	171.97	33.00	0.000

⁴A 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 λ_i ($i = 1, \dots, s$) são as s menores correlações canônicas entre as variáveis utilizadas. Sob a nula, esta estatística tem distribuição χ^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.

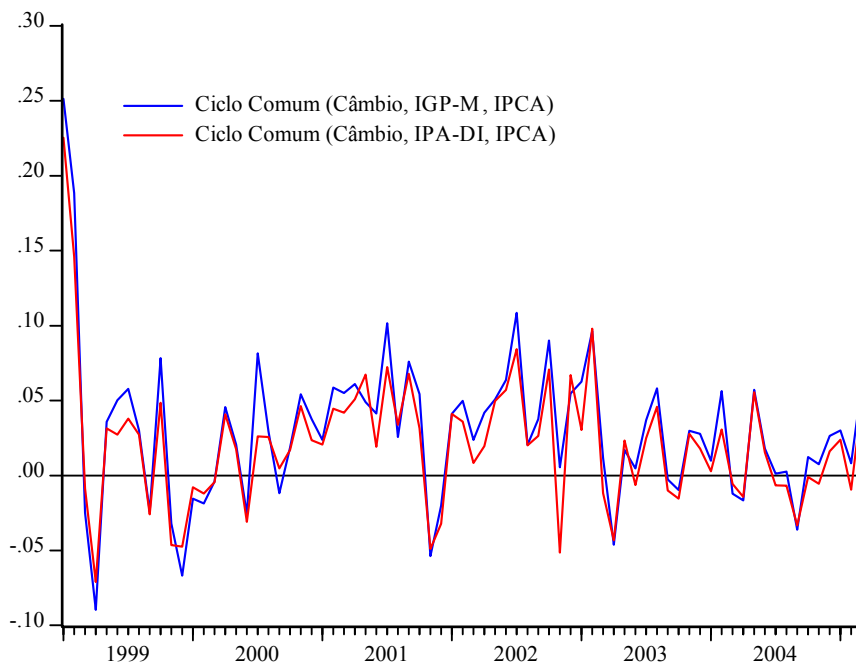
Isso posto, as Tabelas 4 e 5 apresentam os quadrados das correlações canônicas, os valores das estatísticas de teste $C(p,s)$ obtidas, os graus de liberdade e a probabilidade de obter a hipótese testada (p -value), nesta ordem, para os os dois conjuntos de dados anteriormente citados.

Fica evidenciado que, no caso do modelo [Log(taxa de câmbio média), Log(IGP-M) e Log(IPCA)] aceitamos a hipótese de existência de um ciclo comum, sendo o vetor de ciclos comuns normalizado é dado por $[\phi' = (1, -4.40, 9.76)]$.

Hipótese Nula	Quadrado da Correlação Canônica	C(p,s)	DF	p-value
$s > 0$	0.054	3.97	11.00	0.971
$s > 1$	0.449	46.89	22.00	0.002
$s > 2$	0.797	161.73	33.00	0.000

Para o caso do modelo [Log(taxa de câmbio média), Log(IPA-DI) e Log(IPCA)], também aceitamos a hipótese de existência de um ciclo comum, sendo o vetor de ciclos comuns normalizado é dado por $[\phi' = (1, -2.37, 6.08)]$.

Figura 2 - Ciclos comuns (Vahid/Engle)



Os Figura 2 ilustra a evolução temporal do ciclo comum, cujos valores são

encontrados por intermédio da multiplicação do vetor 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:

$$\begin{aligned} \text{Câmbio} &\rightarrow \text{IGP-M} \rightarrow \text{IPCA} \\ \text{Câmbio} &\rightarrow \text{IPA-DI} \rightarrow \text{IPCA} \end{aligned}$$

Tabela 6 - Função Resposta ao Impulso				
Período	(Câmbio - IGP-M - IPCA)		(Câmbio - IPA-DI - IPCA)	
	IGP-M	IPCA	IPA-DI	IPCA
1	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.01	0.00	0.02	0.00
3	0.02	0.00	0.03	0.01
4	0.03	0.01	0.05	0.01
5	0.05	0.02	0.06	0.01
6	0.06	0.02	0.08	0.02
7	0.08	0.03	0.09	0.03
8	0.09	0.03	0.11	0.03
9	0.10	0.04	0.12	0.04
10	0.11	0.05	0.13	0.04
11	0.12	0.05	0.14	0.05
12	0.13	0.06	0.16	0.06
13	0.13	0.06	0.17	0.06
14	0.14	0.07	0.18	0.07
15	0.15	0.07	0.19	0.08
16	0.16	0.08	0.20	0.08
17	0.17	0.08	0.21	0.09
18	0.17	0.09	0.23	0.10
19	0.18	0.10	0.24	0.10
20	0.19	0.10	0.25	0.11
21	0.20	0.11	0.26	0.12
22	0.21	0.11	0.28	0.12
23	0.22	0.12	0.29	0.13
24	0.23	0.13	0.30	0.14

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

A segunda e terceira colunas da tabela 6 exibem os resultados da análise impulso-resposta para o modelo [Log(taxa de câmbio média), 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, 6% do choque é passado para o IGP-M; após doze meses, 12% do choque é transmitido; e finalmente 23% 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, 6% após doze meses e 13% após 24 meses.

A quarta e quinta colunas da tabela 6 exibem a análise para o modelo [Log(taxa de câmbio média), 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, 16% do choque é transmitido; e finalmente 30% 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, 6% após doze meses e 14% 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 8 e 9 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 cambio são consideráveis.

5 Conclusão

Neste trabalho, analisamos o mecanismo de transmissão de variações da taxa de cambio para índices de preços domésticos. O grau de transmissão é uma variável importante quando se pensa em política monetária. No caso brasileiro é importante ter uma medida da propagação de choques da taxa de câmbio, já que temos observado grandes depreciações e apreciações cambiais no período recente.

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 series 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 a 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.

A tabela 7 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.

Tabela 7 - Resposta a um choque na taxa de câmbio				
Meses	3	6	12	24
IGP-M	2.00%	4.81%	12.51%	22.90%
IPCA - 1	0.47%	2.17%	5.67%	12.61%
IPA-DI	3.25%	7.94%	15.56%	30.21%
IPCA - 2	0.50%	2.04%	5.66%	13.98%

Ao analisar os resultados da decomposição de variância, verificamos que o percentual da variância prevista do IGP-M, IPA-DI e IPCA, devida a inovações do câmbio não são desprezíveis.

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 medida de inflação de importados.

References

- [1] **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.
- [2] **Cardoso, E. e Goldfajn, I., 1997**, “Capital Flows to Brazil: The Endogeneity of Capital Controls,” International Monetary Fund Working Paper n. 115.
- [3] **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
- [4] **Engle, R.F. e Granger, C.W.J., 1987**, “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, 55, 251-276.
- [5] **Engle, R.F. e Kozicki, S., 1993**, “Testing for Common Features”, *Journal of Business and Economic Statistics*”, 11, 369-395.
- [6] **Engle, R.F. e Issler, J. V., 1995**, “Estimating Common Sectorial Cycles”, *Journal of Monetary Economics*, 35, 83-113.
- [7] **Golberg, P.K. e Knetter, M.M., 1997**, “Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, 3, 1243-1272.
- [8] **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.
- [9] **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.
- [10] **Johansen, S., 1988**, “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Dynamic and Control*, 12, 251-276.
- [11] **Johansen, S., 1991**, “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, 59, 1551-1580.

- [12] **Kim, K., 1998**, “U.S. Inflation and the Dollar Exchange Rate: A Vector Error Correction Model,” *Applied Econometrics*, Vol. 30, 5, 613-619.
- [13] **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.
- [14] **McCarthy, J., 2000**, “Pass-Through of Exchanges Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies,” Working Paper 79, BIS.
- [15] **Menon, J., 1995**, “Exchange Rate Pass-Through,” *Journal of Economic Surveys*, Vol. 9, 2, 197-231.
- [16] **Nelson, C.R. e Plosser, C., 1982**, “Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series,” *Journal of Monetary Economics*, 10, 1045-1066.
- [17] **Phillips, P.C.B. e Perron, P., 1988**, “Testing for a unit root in time series regression,” *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- [18] **Stock, J.H. e Watson, M.W., 1988**, “Testing for Common Trends,” *Journal of the American Statistical Association*, 83, 1097-1107.
- [19] **Vahid, F. e Engle, R.F., 1993**, “Common Trends and Common Cycles,” *Journal of Applied Econometrics*, 8, 341-360.
- [20] **Vahid, F. e Engle, R.F., 1993**, “Codependent Cycles,” *Journal of Econometrics*, 80, 199-121.

A Tabelas

Tabela 8 - Decomposição de Variância

Período	Câmbio			IGP-M			IPCA		
	Câmbio	IGP-M	IPCA	Câmbio	IGP-M	IPCA	Câmbio	IGP-M	IPCA
1	100.00	0.00	0.00	14.43	85.57	0.00	0.74	43.74	55.51
2	98.49	0.47	1.04	37.88	60.47	1.65	6.23	49.96	43.81
3	97.13	1.64	1.23	51.63	47.03	1.34	18.60	49.25	32.15
4	95.11	3.11	1.78	60.16	38.92	0.92	30.85	45.05	24.10
5	92.17	4.78	3.06	65.44	33.75	0.81	40.09	40.26	19.65
6	88.47	6.66	4.87	68.64	30.32	1.04	46.31	36.10	17.59
7	84.35	8.70	6.95	70.45	27.91	1.64	50.28	32.69	17.02
8	80.07	10.76	9.16	71.29	26.08	2.63	52.71	29.87	17.42
9	75.83	12.75	11.41	71.41	24.59	3.99	54.07	27.46	18.47
10	71.80	14.61	13.59	71.02	23.29	5.69	54.71	25.32	19.97
11	68.08	16.31	15.62	70.27	22.08	7.65	54.86	23.38	21.76
12	64.69	17.84	17.47	69.27	20.94	9.79	54.69	21.60	23.71
13	61.64	19.21	19.15	68.13	19.85	12.02	54.32	19.95	25.73
14	58.92	20.43	20.65	66.92	18.79	14.29	53.83	18.43	27.74
15	56.47	21.53	22.00	65.69	17.77	16.54	53.28	17.02	29.71
16	54.28	22.51	23.21	64.47	16.80	18.73	52.69	15.71	31.59
17	52.31	23.40	24.29	63.29	15.86	20.85	52.10	14.52	33.38
18	50.53	24.20	25.27	62.14	14.98	22.88	51.52	13.43	35.05
19	48.91	24.93	26.16	61.04	14.15	24.81	50.94	12.44	36.62
20	47.43	25.61	26.97	59.98	13.37	26.65	50.37	11.55	38.08
21	46.07	26.23	27.71	58.96	12.65	28.39	49.81	10.75	39.44
22	44.81	26.80	28.39	57.97	12.00	30.03	49.25	10.05	40.69
23	43.64	27.33	29.03	57.01	11.41	31.59	48.70	9.44	41.86
24	42.55	27.83	29.62	56.06	10.88	33.06	48.15	8.91	42.94

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

Tabela 9 - Decomposição de Variância

Período	Câmbio			IPA-DI			IPCA		
	Câmbio	IPA-DI	IPCA	Câmbio	IPA-DI	IPCA	Câmbio	IPA-DI	IPCA
1	100.00	0.00	0.00	18.57	81.43	0.00	0.01	21.95	78.04
2	99.15	0.06	0.79	49.67	50.33	0.00	7.36	35.69	56.95
3	98.70	0.10	1.20	53.50	45.88	0.62	20.66	41.99	37.35
4	98.43	0.12	1.44	53.51	44.57	1.92	30.84	44.01	25.15
5	97.34	0.64	2.02	53.20	43.65	3.16	37.75	43.90	18.35
6	94.59	1.85	3.56	53.71	42.58	3.71	42.87	42.61	14.52
7	90.14	3.57	6.30	54.85	41.49	3.66	47.05	40.59	12.35
8	84.61	5.52	9.87	56.24	40.39	3.37	50.54	38.16	11.30
9	78.71	7.54	13.76	57.62	39.23	3.14	53.38	35.49	11.12
10	72.88	9.51	17.62	58.87	37.96	3.17	55.61	32.71	11.67
11	67.38	11.34	21.27	59.90	36.56	3.54	57.26	29.90	12.83
12	62.36	13.00	24.63	60.66	35.02	4.32	58.36	27.14	14.50
13	57.87	14.48	27.66	61.13	33.38	5.49	58.93	24.49	16.58
14	53.88	15.77	30.35	61.29	31.68	7.04	59.03	22.02	18.95
15	50.37	16.91	32.72	61.15	29.95	8.90	58.71	19.77	21.53
16	47.27	17.91	34.82	60.74	28.24	11.02	58.03	17.76	24.20
17	44.53	18.80	36.67	60.09	26.58	13.34	57.07	16.03	26.90
18	42.11	19.58	38.31	59.22	25.00	15.78	55.89	14.55	29.56
19	39.95	20.28	39.76	58.16	23.53	18.30	54.53	13.33	32.14
20	38.03	20.91	41.06	56.96	22.19	20.85	53.06	12.34	34.59
21	36.30	21.48	42.23	55.65	20.97	23.38	51.52	11.57	36.91
22	34.73	21.99	43.27	54.24	19.90	25.86	49.93	11.00	39.07
23	33.32	22.46	44.22	52.78	18.96	28.27	48.33	10.59	41.07
24	32.03	22.89	45.08	51.27	18.15	30.58	46.75	10.33	42.92

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