

# Risco País, Fluxos de Capitais e Determinação da Taxa de Juros no Brasil: Uma Análise de Impactos por Meio da Metodologia *VEC*

Milton Biage

*Departamento de Economia, Universidade Federal de Santa Catarina e  
Programa de Pós-Graduação em Economia,  
Universidade Federal de Uberlândia, Brasil*

Vanessa Petrelli Correa

*Universidade Federal de Uberlândia, Brasil*

Henrique Dandas Neder

*Universidade Federal de Uberlândia, Brasil*

---

## Resumo

O trabalho analisou as inter-relações entre as taxas de juros domésticas (SELIC e SWAP DI-PRÉ 360) e outras variáveis que teoricamente as afetam ou são afetadas por elas, como: o índice EMBI+, o câmbio, a inflação e a razão DLSP/PIB. Além destas variáveis foram introduzidos na análise os fluxos de capitais mais voláteis do Balanço de Pagamentos Brasileiro (ou seja, os componentes da Conta “Outros Investimentos”: Moeda e Depósitos de Brasileiros e de Estrangeiros, e da Conta “Investimento em Carteira”: Aplicações de Estrangeiros em Títulos de Renda Fixa). O estudo constituiu-se na elaboração de modelos VARs com Correção de Erros para o período de Jan 1995 à Dez 1998 (primeiro período), e para o período de Jan 1999 à Maio 2006 (segundo período). A análise possibilitou determinar as inter-relações de inovações entre estas variáveis, por meio de Funções Impulso-Resposta (FIR) e Decomposição de Variância (DV). Foram efetuados os testes de causalidade de Granger que serviram de base para a escolha da ordem das variáveis no modelo, com a finalidade de estabelecer corretamente as relações de impactos em inovações nas FIRs e nas DVs. As análises de instabilidade dos modelos estimados demonstraram-se que a economia brasileira operou de forma instável e explosiva no primeiro período e, de forma instável, contudo, não explosiva no segundo período. Os resultados evidenciaram que, no primeiro período, os fluxos de capitais determinaram a dinâmica das variáveis macroeconômicas internas, ao passo que, no segundo período, os impactos de causalidade destes fluxos diminuíram, contudo, mantendo-se influentes, essencialmente, na composição da taxa de câmbio. A taxa SELIC comportou-se de forma insensível aos fluxos de capitais ou a qualquer outra variável macroeconômica, demonstrando um caráter fortemente exógeno.

*Palavras-chave:* Taxas de Juros, Risco-País, Fluxos de Capitais, Volatilidade, Vetor Auto-Regressivo, Função Impulso-Resposta, Decomposição de Variância

*Classificação JEL:* C32, E44, E62, F31, G15

---

## Abstract

The work analyzed the relationship among the SELIC and SWAP rates, ratio of Public Debt to GDP, EMBI+ Index, inflation, exchange rate and capital flows highly unstable of the Brazilian balance of Payments (the fixed Investments in Portfolio and Other Investments in currency and deposit of Brazilians in abroad and of foreign in the country). The study constitutes in the elaboration of Vector Error Correction models for the periods January 1995 to December 1998 (first period) and January 1999 to May 2006 (second period). The analysis makes possible to evaluate the innovation shock relationships among these variables by Impulse Response Functions (IRFs) and Variance Decompositions (VDs). Granger Causality Test were performed and based the order of the variables in the model, with the purpose of establishing the relationships of impacts in innovations correctly, in the IFRs and in the VDs. The analyses of instabilities of the estimated models shows that the Brazilian economy operated in an unstable and explosive path in the first period and, in an unstable path, but not explosive, in the second period. The results showed that, in the first period, the flows of capitals determined the dynamics of the internal macroeconomic variables. In the second period, however, the causality impacts of these flows decreased, affecting the composition of the exchange rate. The SELIC rate behaved in an insensitive way either to the capital flows or any other macroeconomic variable, suggesting that it is an exogenous variable.

---

## 1. Introdução

A integração dos mercados financeiros, crescentemente sustentados por títulos de dívida direta, conjugados com a abertura e a desregulamentação financeira, permite que os investidores (domésticos ou estrangeiros) diversifiquem suas aplicações e dirijam recursos a diferentes países. A forte mobilidade de capitais evidencia que, em condições de ampla abertura financeira, os capitais que buscam aplicações alternativas só se dirigirão para ativos considerados menos atrativos, se a rentabilidade oferecida mais que compensar o risco envolvido. Esta questão leva à compreensão de que o direcionamento desse tipo de recursos a países periféricos, que não têm moeda forte, depende dos requerimentos desses capitais. Isto mostra que os ativos financeiros existentes nos mercados apresentam diferentes hierarquias, o que nos leva à discussão sobre quais são os condicionantes demandados e dos impactos que estes exercem sobre o perfil dos juros domésticos dos países em questão.

---

\* Recebido em junho de 2006, aprovado em junho de 2007.  
*E-mail address:* milton@ufu.br.

Nesse contexto, o direcionamento dos recursos mais voláteis para os países periféricos depende dos ativos envolvidos oferecerem um *spread* acima da rentabilidade dos papéis mais estáveis, deduzidos o Risco País. Esses requerimentos afetam os juros Domésticos, particularmente dos países periféricos interessados em atrair esse tipo de capital, sendo que existem intensos debates quanto aos determinantes de cada uma dessas variáveis.

Portanto, o objetivo deste trabalho é o de analisar, para o caso do Brasil, a inter-relação entre as Taxas de juros domésticas (SELIC e SWAP DI-PRÉ 360), a razão Dívida PIB, o índice EMBI (Risco País), a taxa de câmbio (CAMBIO), o Índice de Preços (IPCA) e três dos fluxos de capitais selecionados dentre os mais voláteis do Balanço de Pagamentos nacional no interregno jan1995-mai2006, considerando seu “terceiro nível de abertura”, conforme Biage e Correa (2007).

Para realizar nosso intento, o presente estudo envolve a montagem de dois modelos econométricos VAR (*Vector Auto-Regressive*), para dois períodos distintos da economia brasileira após a implantação do Plano Real: Jan 1995 a Dez 1998, em que dominou o regime de câmbio administrado e Jan 1999 a Maio 2006, em que se estabeleceu a prática de câmbio flutuante, conjugado a metas inflacionárias. A separação em duas fases visou destacar as dinâmicas macroeconômicas distintas que se processaram e os modelos elaborados foram efetuados com base na metodologia VAR com Correção de Erros, VEC (*Vector Error Correction*). O intuito da utilização desta metodologia foi o de obter as equações de equilíbrio de longo prazo (Equações de Cointegração) e as relações de variações (flutuações). Os testes de causalidade de Granger foram efetuados com o intuito de obter o bloco de exogeneidade e as relações de causalidade das variáveis, que serviram como base para estabelecer a ordem das variáveis nas estimativas das Funções Impulso Resposta e Decomposição de Variância, seqüência esta de grande importância para obter adequadamente as ponderações corretas nas relações entre inovações estocásticas das variáveis, tanto na análise da Função Impulso-Resposta como na análise de Decomposição de Variância ((Enders 1995, p. 316) e Saatçioolu e Korap (2006)). Parte do trabalho descreve o porquê da escolha desta metodologia. Observe-se que neste estudo, concentramos a nossa atenção nas relações de impactos entre os choques estocásticos em inovações, por meio de análises das técnicas de Funções Impulso Resposta e Decomposição de Variância, deixando para um outro artigo a análise do comportamento das tendências de equilíbrio de longo prazo.

## **2. Flexibilidade dos Capitais e Impactos sobre a Determinação da Taxa de Juros em Países Emergentes**

Dentro da perspectiva teórica do modelo de expectativas racionais (plena informação, perfeita mobilidade de capitais, ausência de risco de crédito e indiferença aos riscos) não existe possibilidade de realização de ganhos de arbitragem e vigora a Paridade Coberta de Juros (PCJ). Ou seja, a idéia por trás deste argumento é a de que, em condições de perfeita mobilidade de capitais, ativos

com características semelhantes, mas vinculados a dois países distintos, devem ter rendimentos semelhantes, descontada a variação esperada do câmbio. No caso dos títulos de um país periférico, comparado com os de um país que tenha moeda forte e que apresentem prazos e perfis comparáveis, se estabeleceria a seguinte relação:

$$i = i^* + \text{expectativa de variação do câmbio} \quad (1)$$

Conforme a relação (1), a taxa de juros de papéis periféricos negociados nos mercados domésticos em moeda local, requerida pelos aplicadores,  $i$  é aquela que cobre a taxa de juros do título em moeda forte,  $i^*$ , mais a variação esperada do câmbio. Esta última é definida pela diferença entre a taxa de câmbio futura e a taxa de câmbio à vista. Isto porque, assumindo neutralidade no risco e que os agentes formem “expectativas racionais”, a taxa de câmbio futura efetiva torna-se um estimador não-viesado da taxa de câmbio à vista, que se efetivará no futuro, havendo divergência apenas quando da ocorrência de um erro puramente aleatório (Miguel 2001). Assim, vigorando a PCJ, a oportunidade de arbitragem seria eliminada. No entanto não é esta relação que se estabelece de fato nos mercados financeiros, sendo que duas questões devem ser levantadas.

A primeira questão é a de que para devedores vinculados a países periféricos, como o brasileiro, existe um viés, no que tange à taxa de rentabilidade requerida pelos aplicadores. Esse desvio aponta que não há perfeita mobilidade de capitais e que os mercados exigem um spread para ficar com títulos de devedores vinculados a países que não têm moeda forte. Nesse caso, podemos definir a formação da taxa de juros requerida da seguinte forma:

$$i = i^* + \text{expectativa de variação do câmbio} + \text{Risco-País} \quad (2)$$

De acordo com a relação (2), o Risco País existe porque, no caso de moedas não conversíveis, não é possível emitir dívida externa denominada na própria moeda, sendo que elas perdem relativamente à função de reserva de valor para os aplicadores internacionais. Especialmente os capitais de curto prazo terão interesse em dirigir-se para aplicações vinculadas a determinado país periférico, somente se a rentabilidade oferecida em dólar mais do que compensar a expectativa de ganho (em dólar) que eles têm em mercados mais seguros.

Uma das formas de medir o interesse dos capitais sobre os títulos (públicos e privados) de um país, que não tenha moeda conversível, é observar a rentabilidade mínima, em dólar, requerida pelos mercados para os credores deterem tais papéis. Para levantar esta rentabilidade, costumam-se utilizar como parâmetro os Títulos da Dívida Externa Soberana, que são considerados os títulos mais confiáveis do país em questão, sendo que geram rentabilidade em dólar. Então, nos mercados financeiros atuais, a diferença, em pontos, entre a rentabilidade em mercado de tais títulos e a do Treasury Bond Norte americano (T-bond, considerado o título mais seguro dos mercados financeiros) dá uma indicação do grau de confiança dos aplicadores, acerca dos papéis do país sob análise. Concretamente, essa diferença é uma das expressões do que se convencionou chamar de Risco País, sendo que

o indicador mais utilizado é medido pelo índice EMBI+, calculado pelo J. P. Morgan.<sup>1</sup> Nestas condições, os detentores de capital indicam que estão requerendo um rendimento em dólar que cubra a taxa de juros internacional mais um spread: o Risco País.

A segunda questão refere-se à análise do movimento do câmbio. Conforme detalhamos acima, se o título analisado tiver uma remuneração em moeda local, é preciso levar em conta o movimento esperado do câmbio até o final do contrato. Concretamente, este é medido pelas projeções das desvalorizações cambiais no mercado futuro de câmbio ou pelas taxas dos SWAPs entre juros domésticos e câmbio (Garcia e Olivares 2000). No que tange a esses mercados futuros, contrariamente à discussão teórica referente à Paridade Coberta de Juros, as projeções das desvalorizações cambiais nos mercados futuros (ft) não consideram unicamente o “movimento esperado do câmbio”. Essas projeções, na verdade, incorporam também um “Prêmio de Risco de câmbio”, que varia de acordo com a percepção de maior ou menor incerteza do mercado. Desta forma, os valores de mercado futuro, que passaremos a chamar de Forward Premium, de fato, incorporam a somatória destas duas variáveis: Desvalorização Esperada + Prêmio de Risco de câmbio e a Relação (2) pode ser escrita como  $i = i^* + \text{Forward Premium} + \text{Risco País}$ . Um fato também importante de observar-se é que, no caso do Brasil, estudos empíricos denotam que ambas variam na mesma direção (Garcia e Olivares 2000).

Seguindo essa perspectiva, em situação de ampla abertura financeira, a atuação das Autoridades Monetárias de países periféricos no que se refere ao ajuste dos juros e/ou do câmbio, leva em consideração estes requerimentos.

Em situação de câmbio administrado e forte abertura financeira, a atuação, com o intuito de atrair os capitais mais voláteis, envolve a intervenção no mercado de câmbio (usando as Reservas), conjugada ao ajuste das taxas de juros domésticas. Como o câmbio não é determinado pelo mercado, são as taxas de juros que devem se mover diretamente para garantir os movimentos das variáveis especificadas. Ou seja, os Juros ofertados pelo país como forma de atrair capital (estrangeiro e doméstico), mantê-lo internamente à economia e evitar saídas especulativas seriam aqueles que permitissem oferecer uma rentabilidade capaz de cobrir o Risco-Brasil e o Forward Premium.

Especialmente no Brasil, onde a remuneração dos títulos públicos está vinculada à taxa básica de juros e, quanto maior for a necessidade de atração de capitais, a referida taxa básica leva em conta estes movimentos,<sup>2</sup> especialmente, nos momentos de fuga de capitais. Como o prêmio de Risco de Câmbio dá-se na mesma direção do Risco-País e como, neste caso, a taxa básica de juros doméstica deveria cobrir os dois, então, conjectura-se que as taxas nominais e reais tendem a ser mais altas nos países que não têm moeda forte e, ainda, adotam o regime de câmbio

<sup>1</sup> No caso do EMBI+ Brasil, este leva em conta 18 Títulos da Dívida Externa brasileira, sendo que até recentemente o principal deles era C-Bond, que tinha o maior peso no índice.

<sup>2</sup> A taxa requerida pode ser observada a partir do mercado futuro de juros – a taxa SWAP DI-PRÉ 360.

administrado, para satisfazer esses requisitos de risco. Este é um dos pontos que pretendemos levantar na comparação dos dois períodos selecionados, indicando que o próprio nível excessivamente alto das taxas de juros domésticas gera efeitos altamente instáveis.

Quando se adota o Regime de Câmbio Flexível, muda-se o foco de manejo da Política Econômica. Os choques externos passam a ser absorvidos, principalmente, pela variação do câmbio. Aí os juros, teoricamente, passariam a ser relativamente mais estáveis, podendo seguir o objetivo de controle de inflação, sendo esta a perspectiva do modelo de Metas inflacionárias. O nosso ponto, no entanto, é o de que, mesmo aí, os juros não ficam livres da dinâmica de atração-manutenção dos fluxos de capitais.

A interpretação que seguimos é a de que os movimentos dos investidores em direção da aplicação em países emergentes, que geram variações abruptas do Risco-País e também no Risco de Câmbio, não são meramente determinados por fundamentos macroeconômicos. Eles têm sua dinâmica influenciada por fatores especulativos, que têm relação com a política monetária dos países centrais e com o momento do ciclo financeiro internacional (expansão ou retração internacional de liquidez). Estes movimentos especulativos também podem ter a ver com vários outros fatores, como: os efeitos contágio e à dinâmica de negociação dos títulos envolvidos. Neste sentido, as decisões de aplicação e resgate dos investidores, que geram impactos sobre o Risco-País, estão fortemente vinculadas a estas questões e; os movimentos dos juros e do câmbio acabam sendo continuamente influenciados pela dinâmica volátil desses capitais, sendo que a instabilidade permanece, mesmo quando melhoram os Fundamentos Macroeconômicos. São estes aspectos que pretendemos destacar, ao buscar a lógica de interação entre as variáveis selecionadas para o nosso estudo.

### **3. Variáveis Selecionadas para Análise Empírica e Fonte de Dados**

As relações entre Fluxos de Capitais, Juros, Dívida Pública e Risco-País têm sido objetos de várias pesquisas, especialmente após as crises da Ásia e da Rússia. Larrain et alii (1997), por exemplo, analisaram a relação entre Fluxos de Capitais e Diferencial de Juros, sendo que o estudo englobou vários países periféricos. A conclusão foi a de que o diferencial de juros mostrou-se importante para explicar os fluxos de capitais de curto prazo. Por outro lado, observaram que, no caso dos capitais de longo prazo, o impacto não foi tão direto, mas que as taxas também serviram como sinalizador para o movimento dos fluxos de capitais, especialmente, no caso da América Latina. Para o caso específico da Economia Brasileira, Razin e Sadka (2002) incorporaram a questão da relação entre as variáveis Risco-país e o Risco de default, questionando como tal situação poderia afetar os fluxos de capitais, o Diferencial de Juros (Paridade Descoberta de Juros) e o próprio custo do serviço da Dívida Pública. Uma das conclusões foi a de que há uma indexação do serviço da Dívida de Curto prazo com o Risco País. Vieira (2003) também efetuou

um estudo empírico para a economia brasileira, e o período da análise englobou janeiro de 1995 a outubro de 2002. O objetivo básico da análise visou verificar a interação dinâmica entre as variáveis: Fluxos de Capitais, Risco-País, Diferencial de Juros e Endividamento Público, utilizando um modelo VAR irrestrito. O trabalho concluiu-se que o Risco País e o Diferencial de Juros responderam por cerca de 35% da variância no Endividamento Público, incluindo ou não os fluxos de capitais na análise. Ainda, observou que o Endividamento Público não era relevante para as demais variáveis. O teste de causalidade de Granger indicou causalidade do Risco-País para o Endividamento Público, mas não no sentido inverso.

Conforme anteriormente anunciado, o nosso trabalho envolve também a análise da interação entre fluxos de capitais, Risco País e rentabilidade requerida pelos capitais, só que em nosso estudo utilizaremos a metodologia VEC, na medida em que pretendemos analisar as relações entre as variáveis e seus efeitos de curto e longo prazo. Ademais, organizamos o estudo nos dois períodos já descritos, construindo dois modelos. Ao invés do Diferencial de Juros usamos diretamente a taxa SELIC, que é basicamente definida pela Autoridade Monetária, a depender dos propósitos da Política Econômica adotada. No que tange à taxa de juros doméstica que o mercado estaria requerendo,  $i$ , utilizamos a taxa SWAP DI-PRÉ 360, que é uma taxa de um ano, que estaria sendo comparada com a taxa dos Títulos Treasury de um ano,  $i^*$ .<sup>3</sup> Como não houve possibilidade de levantamento de dados desde 1995, optamos por utilizar a referida Taxa SWAP apenas nas análises do segundo período, cujos dados encontram-se disponíveis.

No que se refere aos dados de Fluxos de Capitais do Balanço de Pagamentos brasileiro, o nosso intuito foi o de utilizar nos modelos aqueles que fossem os mais voláteis e tivessem um viés de curto prazo. Para a seleção dos mesmos, utilizamos o trabalho de Biage e Correa (2007) que fizeram um estudo da volatilidade da Conta Financeira do Balanço de Pagamentos Brasileiro, entre Jan 1995 a Maio 2006, no qual levantaram quais foram os fluxos mais voláteis e quais exerciam maiores influências de volatilidade sobre a Conta Financeira. O estudo estendeu-se e incorporou à análise de volatilidade os sub-fluxos componentes da Conta Financeira, abrindo-a até o seu “quarto nível”. Após a verificação de que os fluxos de Investimento em Carteira e de Outros Investimentos (ambos do primeiro nível) eram os principais responsáveis pela volatilidade e, dentro destes, os mais voláteis foram os fluxos relativos ao “terceiro nível de abertura”. Ou seja, os fluxos que mais influenciaram a volatilidade da Conta Financeira no interregno em questão foram: Moeda e Depósitos de Brasileiros (OIB), Empréstimos e Financiamentos de Estrangeiros (EFE), Moeda e Depósitos de Estrangeiros (OIE) (todos eles componentes da conta Outros Investimentos) e Investimentos de Estrangeiros em títulos de Renda Fixa (IE) (componente da conta Investimento em Carteira). No caso de nosso artigo, não utilizamos o fluxo de Empréstimos e Financiamento

---

<sup>3</sup> Pastore e Pinotti (2002, 2005) levantam a relação entre Taxa SELIC, Risco País (Índice EMBI) e Taxa SWAP DI-PRÉ 360, fazendo ilações quanto a relação entre estas variáveis entre si e o Risco País. Eles Montam um modelo VAR relacionando SELIC e Taxa SWAP DI-PRÉ 360.

de Estrangeiros, pois estes englobam os Empréstimos às Autoridades Monetárias (especialmente os do FMI), que têm uma dinâmica particular que não pretendemos considerar no presente estudo. Todos os outros três fluxos (OIB, OIE, IE) foram utilizados em separado no modelo que construímos. No caso da Dívida Pública, utilizamos a razão Dívida Líquida/PIB, que é comumente considerada pelas agências de Rating como um dos indicadores de vulnerabilidade externa. Por fim, salientamos que utilizamos também os dados de Inflação (IPCA) e do Câmbio para observar a sua relação com as demais variáveis. Isto posto, o Quadro (1) descreve as variáveis utilizadas.

Quadro 1 – Variáveis utilizadas no estudo de construção do modelo VAR

Variável	Especificação	Descrição
Taxa de Juros (SELIC)	Taxa SELIC Overnight; Banco Central – série 4.189	% ao ano, taxa média mensal
Taxa de juros LP (SWAP)	Taxa Swap DI Pré 360; BM&F/Banco Central série 7.827	% ao ano, taxa média mensal
Fluxos de capitais (IE)	Investimentos em Carteira de Estrangeiros – Renda Fixa-Negociados no Exterior	US\$ Milhões (mensal).
Fluxos de capitais (OIB)	Outros Investimentos de Brasileiros – Moeda e Depósitos	US\$ Milhões (mensal).
Fluxos de capitais (OIE)	Outros Investimentos de Estrangeiros – Moeda e Depósitos	US\$ Milhões (mensal).
Risco País (EMBI)	Índice Embi + Brasil; JP Morgan	Em pontos (média mensal)
Taxa de Inflação	IPCA	Índice mensal
Taxa de câmbio	Taxa média (compra e venda) comercial; Banco Central	Média mensal
Dívida (DIVPUB)	Dívida Líquida do Setor Público/PIB; BACEN; série 4.513	% mensal

#### 4. Fundamentos do modelo VAR e o modelo VEC

Quando não estamos seguros da natureza endógena das variáveis, ou seja, que alguma variável seja exógena com relação às demais, em um conjunto de  $n$  variáveis, então propomos um modelo em que uma seqüência  $\{y_i\}$  seja afetada por todas as demais e, assim, qualquer outra variável também seja afetada pelas outras inclusas no sistema. Esta situação é descrita pelo modelo VAR Estruturado ou Primitivo, com  $m$  lags de defasagens, o qual permite capturar efeitos contemporâneos (*feedback*) e defasados entre o conjunto de variáveis. Entretanto, os efeitos de *feedback* são caracterizados como componentes determinísticos, o que impede a solução do modelo Estruturado. Ademais, esse sistema não se conceitua na forma reduzida para as suas equações (Enders 1995, p. 294), a qual pode ser obtida por meio de manipulação algébrica, obtendo o modelo VAR na forma padrão ou VAR Irrestrito, que assume a seguinte forma:

$$\vec{x}_t = A_0 + \sum_{i=1}^m (A_i \times \vec{x}_{t-i}) + \vec{\xi}_t \quad (3)$$



onde  $m$  representa o número de lags (defasagens) incluso no modelo,  $\vec{x}_t$  é um vetor coluna ( $n \times 1$ ) de variáveis dependentes, assumido ser constituído por variáveis estacionárias,  $\vec{x}_{t-i}$  (variáveis explicativas) é o vetor  $\vec{x}_t$  com  $i$  defasagens, com  $i = 1, 2, \dots, m, n$  representa o número de variáveis inclusa no modelo,  $A_0$  é um vetor coluna ( $n \times 1$ ) de constantes, representando os interceptos das equações do modelo,  $A_i$  são vetores-coluna ( $n \times 1$ ) de coeficientes de impactos do vetor  $\vec{x}_{t-i}$ , e, finalmente,  $\vec{\xi}_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ), composto pelos termos de erros de previsão (ou termo estocástico), em cada variável dependente inclusa modelo. Estes termos de erros têm médias zero, variância constante e são individualmente não-correlacionados, contudo, podem apresentar correlação entre si (entre cada série de erros dos componentes de  $\vec{\xi}_t$ ).

Contudo, o modelo VAR Irrestrito, dado pela Eq. (3), encontra-se associado ao modelo VAR Estruturado, caracterizado pela seguinte relação:

$$B\vec{x}_t = B_0 + \sum_{i=1}^m (B_i \times \vec{x}_{t-i}) + \vec{\varepsilon}_t \quad (4)$$

onde, como anteriormente, o vetor de variáveis dependentes  $\vec{x}_t$  é assumido ser constituído por variáveis estacionárias, os componentes do vetor  $\vec{\varepsilon}_t$  caracterizam as respectivas perturbações estocásticas em cada variável do sistema, as quais são não correlacionadas, e constituindo, cada uma individualmente, um ruído branco. Mais especificamente, estas perturbações são denominadas de choques estocásticos ou choques puros em inovações exógenas que atuam sobre cada variável inclusa no modelo. O vetor  $\vec{B}_0$  representa os efeitos de níveis nas variáveis (intercepto), que associados aos termos de impactos defasados constituem as tendências estocásticas no modelo. A matriz de coeficientes  $B_i$ , com  $i = 1, 2, \dots, m$ , incorpora os efeitos passados das variáveis sobre elas mesmas ou sobre as demais. Finalmente, o modelo VAR Estruturado, dado pelo sistema (4) incorpora efeitos de realimentação (*feedback*), os quais se referem aos impactos instantâneos (contemporâneos) sobre alguma variável, devido às mudanças unitárias sobre demais. Os pesos destes efeitos contemporâneos encontram-se representados pela seguinte matriz  $B$ :

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & \cdots & b_{1n} \\ b_{21} & 1 & b_{23} & \cdots & b_{2n} \\ \vdots & & & & \\ b_{n1} & b_{n2} & b_{n3} & \cdots & 1 \end{bmatrix}, \text{ com } i = 1, 2, \dots, m \quad (5)$$

Onde, por exemplo,  $b_{12}$  representa o impacto contemporâneo da variável  $x_2$  sobre a variável  $x_1$  do vetor  $\vec{x}_t$ , e assim, subsequentemente. Considerando um exemplo de um modelo de três variáveis, os componentes  $\varepsilon_{x_1t}, \varepsilon_{x_2t}$  e  $\varepsilon_{x_3t}$ , de  $\vec{\varepsilon}_t$  representam, respectivamente, inovações sobre as variáveis  $x_{1t}, x_{2t}$  e  $x_{3t}$ . Naturalmente, a inovação  $\varepsilon_{x_1t}$  tem efeito contemporâneo direto sobre a variável  $x_{1t}$ ,  $\varepsilon_{x_2t}$  tem efeito contemporâneo direto sobre a variável  $x_{2t}$ , e assim por diante.

Contudo, estas inovações atuam também instantaneamente, de forma indireta, sobre as demais variáveis, por meio de seus coeficientes  $b_{ij}$  (caso estes não sejam nulos), no modelo (4). Esse modelo é usado para capturar os efeitos de *feedback* de inovações em uma determinada variável macroeconômica sobre as demais.

Os parâmetros incluídos em (3) encontram-se relacionados com aqueles do modelo (4), por meio das seguintes relações.

$$A_o = B^{-1}B_0, A_i = B^{-1}B_i, \quad \text{com} \quad (6)$$

$$i = 1, 2, \dots, m \quad \text{e} \quad (7)$$

$$\vec{\xi}_t = B^{-1}\vec{\varepsilon}_t \quad (8)$$

onde  $B^{-1}$  é a matriz inversa de  $B$ , definida pela Eq. (5).

Observa-se que ao estimarmos a regressão do modelo VAR Irrestrito (Eq. (3)), obtém-se os vetores de coeficientes  $A_0, A_1, A_2, \dots, A_m$  e os componentes do vetor erro de previsão,  $\vec{\varepsilon}_t$ . Contudo, numa análise estruturada, principalmente, na determinação dos impactos dos choques em inovações em cada variável dependente incluída no modelo, torna-se necessário determinar  $B$  (ou  $B^{-1}$ ),  $\vec{\varepsilon}_t, B_0, B_1, B_2, \dots, B_m$  e, assim, por diante. Para tanto, deve-se proceder a uma análise de identificação dos parâmetros  $B_0, B_1, B_2, \dots, B_m$  e os termos de  $\vec{\varepsilon}_t$ , por meio das Relações (6) a (8), estabelecendo-se um conjunto de equações, nas quais são envolvidas  $(n^2 - n)/2$  parâmetros a mais que equações, a serem identificados. Portanto, nesse processo de identificação devem ser restringidos  $(n^2 - n)/2$  elementos da matriz  $B$ , por meio de evidências de bases econômicas.

Um exemplo típico desse processo de identificação, o qual constitui o objetivo do nosso estudo, refere-se a determinação da função Impulso-Resposta e, conseqüentemente, a Decomposição de Variância. Para tanto, deve-se obter a representação Vetor Média Móvel (VMA) correspondente ao modelo (3) que assume a seguinte forma:

$$\vec{x}_t = \vec{X} + \sum_{i=0}^{\infty} (A_i \times \vec{\xi}_{t-i}) \quad (9)$$

ou, se substituir (8) em (9), obtém-se:

$$\vec{x}_t = \vec{X} + \sum_{i=0}^{\infty} (A_i \times B^{-1} \times \vec{\varepsilon}_{t-i}) \quad (10)$$

onde  $\vec{X}$  representa um vetor  $(n \times 1)$  de termos médios, relativos a cada variável dependente incluída no modelo e o segundo termo do lado direito de (10) representa a função resposta impulso do sistema, cujos multiplicadores de impactos dos choques em inovações ( $\vec{\varepsilon}_{t-i}$ ), no lag  $i$ , caracterizados pela matriz  $\phi(i)$ , são determinados pela seguinte relação:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \phi(i) \times \vec{\varepsilon}_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \times B^{-1} \times \vec{\varepsilon}_{t-i} \quad (11)$$

ou seja,

$$\phi(i) = A_i \times B^{-1} \quad (12)$$

Conseqüentemente, a estimativa da Função Impulso-Resposta, FIR e, em decorrência, a Decomposição de Variância, DV (a qual é determinada a partir da matriz de multiplicadores,  $\phi(i)$ ), depende, a priori, em estabelecer e resolver o sistema dado pelas Relações (6) a (8), assumindo  $(n^2 - n)/2$  restrições de elementos da matriz  $B$  (ou  $B^{-1}$ ). Nesse caso, estas restrições deverão ser feitas por meio de evidências econômicas sobre as variáveis do modelo. Contudo, em geral, na maioria dos trabalhos que utilizam à modelagem VAR, a identificação das restrições do sistema é feita pelo procedimento da decomposição de Choleski, que sem nenhum critério de análise de exogeneidade dos impactos das variáveis, são zerados os elementos abaixo da diagonal principal da matriz  $B$ , causando fortes viés nas estimativas das FIR e das DVs no modelo.

Por meio do sistema (11), podemos observar que no procedimento de decomposição de Choleski, na ordem estabelecida, a variável  $x_{nt}$  recebe contribuições contemporâneas de choques em inovações, somente daqueles provenientes da própria variável  $x_{nt}$ . A variável  $x_{n-1t}$  recebe contribuições contemporâneas de choques em inovações provenientes da própria variável  $x_{n-1t}$  e aqueles provenientes da  $x_{nt}$  e, assim por diante, de tal modo que a variável  $x_{1t}$  recebe contribuições contemporâneas de choques em inovações provenientes da própria variável  $x_{1t}$  e, também, de todas as demais variáveis do modelo. Logicamente, se mudar a seqüência destas variáveis, mudar-se-á a forma de interação entre os choques puros em inovações. *A pergunta a ser respondida trata-se em saber como a variável  $x_{2t}$  receberá os impactos dos choques em inovações da variável  $x_{1t}$  e como a variável  $x_{3t}$  receberá os impactos dos choques em inovações provenientes das variáveis  $x_{1t}$  e  $x_{2t}$  e, assim, subseqüentemente?*

A resposta para esta questão envolve a compreensão de que estes impactos de choques em inovações atuam primeiramente na variável  $x_{1t}$ , repassando para as variáveis  $x_{2t}, x_{3t}, \dots, x_{nt}$ , de forma indireta, por meio dos termos defasados de  $x_{1t-i}$ , com  $i$  defasagens, inclusas como variáveis explicativas no modelo, respectivamente, nas equações que têm  $x_{2t}, x_{3t}, \dots, x_{nt}$ , como variáveis dependentes. Estes impactos indiretos e defasados dos choques em inovações, repassados pela variável  $x_{1t}$  para as variáveis  $x_{2t}, x_{3t}, \dots, x_{nt}$ , e da variável  $x_{2t}$  para a variável  $x_{3t}, \dots, x_{nt}$  (e, assim, por diante), só poderão ocorrer se existe uma relação de causalidade entre as variáveis.

Portanto, é nesse estágio, conforme sugerido por (Enders 1995, p. 329, passo 1), que devemos introduzir a análise de Causalidade de Granger, realizando-se o teste de exogeneidade do sistema e, assim, estabelecendo a ordem de impactos das variáveis. Neste caso, deve-se introduzir as variáveis no modelo, de tal modo que as variáveis com maior poder de causalidade devem ser introduzidas no início da

seqüência e, conseqüentemente, aquelas variáveis com menor poder de causalidade ou totalmente endógenas, sendo inclusas no final. Naturalmente, a essa análise deve-se adicionar a percepção do entendimento da lógica das relações entre as variáveis, do ponto de vista econômico.

## 5. Modelos VARs com Correção de Erros

Uma maneira mais interessante de estimar os modelos estruturais (ou modelos VAR), diferentemente do procedimento descrito no item anterior, no qual as variáveis integrantes das equações dinâmicas devem ser estacionárias, trata-se em estabelecer modelos integrados por variáveis não-estacionárias. Nos modelos VAR irrestritos (integrados por variáveis estacionárias), as tendências estocásticas são removidas por diferenciação, resultando em séries estacionárias. Contudo, o apropriado modo de tratar as variáveis não-estacionárias é encontrar as combinações lineares das variáveis integradas que são estacionárias, denominadas de co-integradas (Enders 1995, p. 359).

O conceito de cointegração estabelece que existe pelo menos uma relação de equilíbrio entre um conjunto de variáveis cointegradas, implicando que essas tendências de equilíbrio no longo prazo devem estar relacionadas, de tal forma que as variáveis não podem mover-se no longo prazo, independentemente uma da outra. Assim, as trajetórias dinâmicas de longo prazo de cada variável devem manter alguma relação com os desvios correntes nas relações de equilíbrio. Essa relação só terá sentido, se os desvios nas variáveis que integram as relações de equilíbrio forem de natureza temporária (de curto prazo). Um modelo VAR que envolva as equações de cointegração é denominado de VAR com Correção de Erros.

Uma característica da formulação VAR com Correção de Erros é a inclusão de diferenças e níveis na formulação do modelo, permitindo investigar tanto os efeitos de longo prazo, como os de curto prazo. Como discutido em Hendry e Juselius (2000), em algumas situações, as equações de cointegração incluem um intercepto e uma tendência determinística. A interpretação da tendência e do intercepto, em termos de efeitos dinâmicos é difícil, contudo, o intercepto representa o efeito de tendência estocástica e a tendência determinística, os efeitos exógenos. Em outros modelos, simplesmente, a combinação de variáveis (sem intercepto) pode representar a tendência estocástica (no caso de um passeio aleatório), mas não a tendência determinística. Neste contexto, é importante formular adequadamente os aspectos do modelo VAR cointegrado, particularmente, porque podemos obter estimativas viesadas de parâmetros, se a componente determinística e ou o intercepto não forem incorretamente especificados (Doornik et alii 1998).

Ainda, deve-se enfatizar que se existem as relações de cointegração, também existem impactos dos termos de perturbações estocásticas (desvios de curta duração) sobre estas relações, no modelo VAR com Correção de Erros. Caso contrario, o modelo reduzir-se-á a um simples modelo VAR Irrestrito (Relação (3)), em termos de primeira diferença das variáveis do sistema, assumidas

como estacionárias, pois, todas as variáveis do sistema são consideradas como cointegradas de ordem um (isto é,  $I(1)$ ). A não inclusão do termo de perturbação nas componentes de equilíbrio de longo prazo acarreta um erro importante na especificação do modelo. Portanto, implementaremos neste estudo um modelo VAR com Correção de Erros (VEC) (Enders 1995, p. 355).

### 5.1. Testes de estacionariedade

Conforme descrito acima, a aplicação do modelo VAR exige que as variáveis incluídas no sistema sejam cointegradas de ordem  $I(1)$  e, neste sentido, faz-se necessário o cumprimento dos testes de raiz unitária para determinar a ordem de integração das séries. Neste trabalho, optou-se pela utilização do teste de Dickey Fuller Aumentado, ADF (Gujarati 2004). No teste de estacionariedade ADF, Augmented Dickey-Fuller, a hipótese nula,  $H_0$  e a hipótese alternativa,  $H_1$  são definidas de tal modo que se prevalecer  $H_0$ , a série é não estacionária, exibindo uma raiz unitária. Caso contrário, a série comporta-se como estacionária, prevalecendo-se a hipótese  $H_1$  e não apresentando raiz unitária.

Assim, se as séries são estacionárias em nível, então, elas são cointegradas de ordem zero,  $I(0)$ , e se essas séries são estacionárias em primeira diferença, elas são cointegradas de ordem um,  $I(1)$  e, assim por diante. O procedimento de análise de estacionariedade (logicamente, de identificação da ordem de cointegração das séries) foi realizado aplicando-se o software EViews 5.0, o que permitiu concluir que todas as séries incluídas no modelo VAR são  $I(1)$ , tanto para aquelas no modelo para o primeiro período, como para as incluídas no modelo para o segundo período. Estas características possibilitaram a aplicação do modelo VEC no estudo.

O procedimento utilizado na análise de estacionariedade das séries foi o de iniciar os testes de raízes unitárias, por meio de um número grande de lags (20 lags), introduzindo os componentes de intercepto e de tendência. Automaticamente, diminuindo-se o número de lags (e eliminando o intercepto e a tendência determinística de cada série), até chegar-se ao melhor resultado. Para a determinação do número de lags e, conseqüentemente, o modelo mais adequado, utilizou-se o critério Schwartz e através deste critério o software E-VIEWS escolhe o número de lags mais adequado (QMS 2005). Ou seja, partiu-se de um modelo mais geral para um modelo mais específico, até atingir um resultado em que se rejeita a hipótese nula, em níveis de significância de 1% (ou seja, se  $p\text{-value} < 0,01$ ).

### 5.2. Seleção dos modelos VAR com correção de erros

A seleção de modelos VAR com Correção de Erros foi realizada, considerando-se os estágios descritos a seguir:

- (i) Primeiramente, seleciona-se o número de vetores de cointegração,

aplicando-se as estatísticas  $\lambda_{TRACE}$  e  $\lambda_{MAX}$ , escolhendo as opções,<sup>4</sup> no que tange a presença de interceptos e tendências determinísticas nas equações de cointegração e no próprio modelo VAR. Normalmente, a seleção do número de vetores de cointegração e a forma das equações de equilíbrio de longo prazo, por meio das estatísticas  $\lambda_{TRACE}$  e  $\lambda_{MAX}$ , diferem. Na realidade, é possível estabelecer vários modelos, tanto em termos do número de vetores de cointegração, como na forma das equações de equilíbrio de longo prazo, no que se refere à presença de interceptos e tendências. Neste contexto, recorre-se aos critérios de informação<sup>5</sup> (no caso do Software EVIEWS 5.1) Akaike Information Criterion (AIC), Schwarz Criterion (SC) e a Estatística LR (Likelihood Ratio). Em particular, quando se aplica restrições nas equações de cointegração (QMS 2005, pp. 725, 735 e 744), a estatística LR é utilizada para determinar qual estrutura de modelo pode ser a melhor opção. A questão a ser enfrentada é que freqüentemente estas estatísticas ou critérios selecionam modelos diferentes;

- (ii) Ainda deve-se considerar que na análise de determinação da quantidade de vetores de cointegração no modelo, a quantidade de defasagens para as variáveis do sistema inclusas também altera radicalmente a estrutura do modelo. Portanto, na escolha do modelo mais adequado, definiu-se o modelo VAR com certo número de defasagens e efetuou-se a análise, tomando-se por base de análise o procedimento estabelecido no item (i). Em seguida reduziu-se o número  $p$  de defasagens do modelo e repetiu-se o processo. Este processo foi realizado para todos os modelos, desde aquele com maior número de defasagens possível, determinado pelos graus de liberdade das séries, até o modelo mais simples, com um único lag de defasagem para cada variável;
- (iii) Tendo em vista que as estatísticas e os critérios de informação (item (i)) aplicados para selecionar a melhor estrutura de modelo apresentaram resultados conflitantes, no que tange ao número de vetores de cointegração e a forma da equação de equilíbrio de longo prazo, associou-se como procedimento de auxílio na seleção do modelo mais adequado, a análise de normalidade dos resíduos (característica importante para os erros de previsão em qualquer modelo VAR). Na análise do comportamento de normalidade dos resíduos do modelo, optou-se pelo teste de normalidade de Jarque-Bera<sup>6</sup> (Gujarati 2004). Segundo este teste, se prevalecer à hipótese nula,  $H_0$ , considera-se que os resíduos seguem uma distribuição normal e, caso contrário, se prevalecer

<sup>4</sup> No caso do uso do Software EVIEWS 5.1, utilizado nos cálculos desse estudo, existem as opções de detectar o número de vetores de cointegração com ou sem intercepto e ou tendência linear nas equações de cointegração e, também, com ou sem intercepto e ou tendência linear no modelo VAR.

<sup>5</sup> Conforme cálculos dos critérios de informação, no Log-likelihood Ratio (Estatística LR), o modelo fica mais adequado aos dados, quando esta estatística atinge um ponto de máximo. De acordo com os demais critérios, os modelos tornam mais adequados aos dados, quando estes critérios atingem um valor mínimo. Eles são: AIC (Akaike Information Criteria) e SC (Schwarz Criteria).

<sup>6</sup> O teste de normalidade da estatística de Jarque-Bera Gujarati (2004) segue uma distribuição  $\chi^2$  (Qui-quadrado), com dois graus de liberdade. A estatística  $\chi^2$ , estimada a partir dos resíduos de cada equação inclusa no modelo VAR, permitindo determinar os respectivos valores dos níveis de significância exatos,  $p$ -value.

à hipótese alternativa,  $H_1$ , os resíduos não seguem uma distribuição normal (aceita-se  $H_0$  se  $p\text{-value} > 0,05$ ).

Aplicando-se os estágios de seleção do modelo VAR com Correção de Erros, especificados acima, para cada um dos períodos indicados, procedeu-se à seleção dos modelos e à aplicação do teste de normalidade para cada um dos modelos.

Quadro 2 – Seleção de modelos VAR com correção de erro (envolvendo as variáveis D(CAMBIO), D(DIVPIB), D(EMBI), D(IPCA), D(SELIC), D(OIB), D(IE) e d(OIE)), da quantidade de equações de cointegração, forma das equações de cointegração e testes de normalidades (dados de 01/1995 a 12/1998, primeiro período)

Mod.	No.de eq. de coint.	Critério de seleção	Modelo VAR(VEC)	Equações de coint.
M1	6(seis)	Estatísticas $\lambda_{TRACE}$ , $\lambda_{MAX}$ e AIC	Três defasagens no VAR, com intercepto e tendência linear	Com intercepto e tendência linear
M2	4(quatro)	Schwarz criterium(SC)	Três defasagens no VAR, com intercepto e tendência linear	Com intercepto e tendência linear

Equação no modelo								
	D(IE)	D(OIE)	D(OIB)	D(CAMBIO)	D(IPCA)	D(SELIC)	D(EMBI)	D(DIVPIB)
M1 (p)	0,725335	0,836252	0,090794	0,405661	0,056412	0,472017	0,12931	0,000000
M2 (p)	0,135416	0,884885	0,154669	0,184087	0,768721	0,462841	0,12921	0,000000

Quadro 3 – Seleção de modelos VAR com Correção de Erro (envolvendo as variáveis D(CAMBIO), D(DIVPIB), D(EMBI), D(IPCA), D(SWAP), D(SELIC), D(OIB), D(IE) e d(OIE)), da quantidade de Equações de Cointegração, forma das Equações de Cointegração e testes de estacionariedades (dados de 01/1999 a 05/2006, segundo período)

Mod.	No.de eq. de coint.	Critério de seleção	Modelo VAR(VEC)	Equações de coint.
M3	7(sete)	Estatísticas $\lambda_{MAX}$ , e $\lambda_{TRACE}$	Seis defasagens no VAR, com intercepto e tendência linear	Com intercepto e tendência linear
M4	3(três)	Schwarz criteria(SC)	Seis defasagens no VAR, com intercepto	Com intercepto e tendência linear

Equação no modelo									
	D(OIE)	D(OIB)	D(SELIC)	D(CAMBIO)	D(SWAP)	D(IPCA)	D(EMBI)	D(DIVPIB)	D(IE)
M3 (p)	0,1551	0,1254	0,0103	0,4506	0,1551	0,4527	0,9330	0,9822	0,6287
M4 (p)	0,6328	0,0127	0,3554	0,9221	0,1655	0,2134	0,2297	0,7460	0,7854

No que se refere ao primeiro período, foram inicialmente selecionados oito modelos, envolvendo as variáveis D(CAMBIO), D(DIVPIB), D(EMBI), D(IPCA), D(SELIC), D(OIB), D(IE) e D(OIE). Aplicando-se o teste de normalidade, os modelos considerados mais adequados foram os denominados de M1 e M2, cujas características e resultados dos testes de normalidades encontram-se apresentadas no Quadro (2). Na comparação entre os dois modelos observa-se que eles não apresentam diferença quando à normalidade dos resíduos, falhando cada um deles somente em uma equação do modelo, ambos na equação da variável razão DLSP PIB.<sup>7</sup> O modelo M2 apresenta-se mais parcimonioso (inclui menor número de equações de equilíbrio), mas M1 apresenta-se *outliers* com magnitudes menores, nos termos de perturbação das equações de equilíbrio de longo prazo. Desta forma, selecionamos o Modelo M1 para efetuar as análises no primeiro período.

Procedendo de forma semelhante para os dados do segundo período, foram inicialmente selecionados 21 modelos, envolvendo as variáveis D(CAMBIO), D(DIVPIB), D(EMBI), D(IPCA), D(SELIC), D(SWAP), D(OIB), D(IE) e D(OIE). Dentre estes, os modelos que mais bem atendem à condição de normalidade são os denominados de M3 e M4, cujas características e resultados dos testes de normalidades encontram-se apresentadas no Quadro (3). Na comparação entre os dois modelos, observa-se que eles não apresentam diferença quando à normalidade dos resíduos, falhando cada um deles somente em uma equação do modelo, respectivamente, em D(SELIC) e D(OIB). Dentre os dois, selecionamos o modelo M4, por ele ser mais parcimonioso, incluindo em seu equacionamento somente 3 (três) equações de equilíbrio, ao invés das 7 (sete) do modelo M3 (quanto menos equações de equilíbrio melhor).

## 6. Resultados dos Modelos VARs com Correção de Erros

Procedemos às estimativas dos modelos VARs com correção de erros, tanto para o primeiro período (modelo M2, conforme especificação no Quadro (2)), como para o segundo período (modelo M4, conforme especificação no Quadro (3)). Nas próximas subseções apresentaremos as análises das estruturas dinâmicas dos resultados obtidos para o primeiro e segundo períodos. Primeiramente apresentaremos o resultado da análise de estabilidade dos Modelos VARs aqui analisados. A seguir, efetuaremos a análise dos resultados de Decomposição de Variância e da Função Impulso-Resposta.

### 6.1. Estabilidades dos modelos VARs

Uma maneira de verificar a estabilidade dinâmica de um processo Auto-Regressivo é analisar o comportamento das raízes inversas do polinômio

---

<sup>7</sup> A condição de normalidade dos resíduos numa determinada equação do modelo VAR é aceita com um nível de significância de 5%,  $p\text{-value} \geq 0,05$  (valores de  $p\text{-value} < 0,05$  encontram-se marcados em negritos no Quadro (2)).



característico do sistema VAR (Lütkepohl 1991). O entendimento sobre o comportamento do sistema é dado como segue:

- (i) se todas as raízes do polinômio característico encontrar-se dentro do círculo unitário, o sistema será estável (todas as raízes devem ter módulo menor do 1);
- (ii) se alguma das raízes permanecer fora do círculo unitário (ou seja, apresentar módulo maior que 1 (um)), então o sistema é instável, com um comportamento de divergência explosiva e;
- (iii) finalmente, se ao menos uma das raízes encontrar-se sobre o ciclo unitário, então o sistema é não-estacionário, podendo apresentar uma trajetória de tendência estocástica ou um passeio aleatório.

Na Figura (1) encontra-se representados os gráficos das raízes inversas, estimadas a partir da matriz de polinômios característicos. (a) para o modelo do primeiro período (o modelo M1) e; (b) para o modelo do segundo período (o modelo M4). Tanto na Figura (1.a) como na Figura (1.b), as raízes complexas são dispostas de tal modo que a parte imaginária encontra-se representada no eixo vertical e a parte real no eixo horizontal do gráfico.

O esquema VAR com Correção de Erros relativo ao período é constituído de oito variáveis na tendência de longo prazo e oito variáveis (com três defasagens) no modelo VAR, o que conduz a obtenção de 32 (trinta e duas) raízes (Figura (1.a)). Este modelo apresenta cinco raízes com módulo maior que um e duas raízes unitárias ( $\approx +1$ ), o que claramente sugere um sistema com uma dinâmica de divergência explosiva.<sup>8</sup> Na análise da dinâmica deste modelo, a parte homogênea, caracterizada pela matriz de polinômios característicos, representa os desvios de curto prazo, enquanto a parte não-homogênea caracteriza a posição de equilíbrio, não necessariamente estável (Shone 2002) que, neste modelo, é dada por uma somatória de intercepto e tendência determinística do modelo VAR, com intercepto e tendência determinística de equilíbrio de longo prazo, em cada equação do modelo.

A função de equilíbrio é crescente ao longo do tempo, o que, associado a uma tendência estocástica (gerada pelos desvios de curto prazo), caracteriza o comportamento explosivo do modelo. Apesar da tendência de equilíbrio ser crescente ao longo tempo, é a tendência estocástica que conduz o modelo a um comportamento, com evoluções com taxas de crescimento explosivas. Ou seja, para este primeiro período, em que domina a política de câmbio administrado, geram-se relações que estabelecem um crescimento explosivo das variáveis inclusas.

Também, o esquema VAR com Correção de Erros, relativo ao segundo período, é constituído de nove variáveis na tendência de longo prazo e com nove variáveis (com seis defasagens) no modelo VAR, o que conduz a obtenção de 63 (sessenta e três) raízes. Este modelo apresenta seis raízes unitárias ( $\approx +1$ , ou seja,  $9 - 3 = 6$ , conforme previsto) e outras cinco com módulo muito próximo de 1 ( $\approx 0,97$ ), o que

<sup>8</sup> Um modelo VAR com Correção de Erros apresenta  $(n - k)$  raízes unitárias, onde  $n$  é igual ao número de variáveis inclusas no modelo e  $k$  o número de equações de cointegração que, no caso desse modelo, foram seis (assim,  $(8 - 6) = 2$  raízes unitárias). Enfim, podemos afirmar que um modelo VAR com Correção de Erro é, no mínimo, não estacionário.

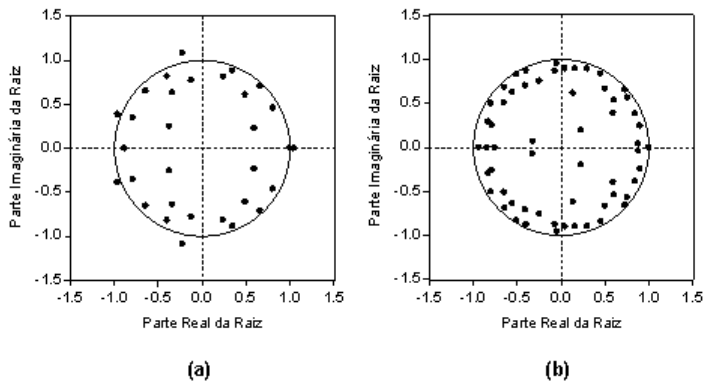


Fig. 1. Raízes inversas do polinômio característico do VAR. (a) Raízes do modelo para o primeiro período e; (b) Raízes do modelo para o segundo período

sugere um sistema com uma dinâmica não estacionária, contudo, não explosiva. Também, neste modelo, a função de equilíbrio é crescente ao longo do tempo, o que, associado a um passeio aleatório (gerado pelos desvios de curto prazo), caracteriza o comportamento não-estacionário do modelo. Ou seja, a integração destas duas componentes conduz o modelo ao comportamento não-estacionário. Este modelo representa, essencialmente, evoluções de longo prazo em torno da tendência determinística, portanto, entendemos que o modelo econômico imposto no Brasil, no segundo período depende, fundamentalmente, dos fatores exógenos que atuam na formação das componentes determinísticas das variáveis macroeconômicas inseridas no modelo.

### 6.2. Função impulso-resposta e decomposição de variância referente ao modelo do primeiro período (01/1995 a 12/1998)

O modelo selecionado para este período trata-se de um modelo VAR com Correção de Erros, com três lags (com intercepto e tendência linear), e com seis tendências de longo prazo (com intercepto e tendência linear).

A dinâmica estrutural do mecanismo de transmissão num modelo VAR é capturada pelas funções Impulso-Resposta ((FIRs)<sup>9</sup> e pela Decomposição da Variância (DV) do erro da previsão. Ambas estas funções são usadas para identificar as inter-relações dinâmicas entre as variáveis do modelo, cujos objetivos são evidenciar os impactos em inovações estocásticas entre elas. A FIR permite o estudo do trajeto no tempo de cada variável endógena, em reação a um choque

<sup>9</sup> Utilizaremos neste estudo a FIR trace (denominação utilizada para diferenciar da FIR acumulada) que segue o efeito de um único choque (impulso) instantâneo em uma das inovações em valores atuais e futuros das variáveis endógenas, ao invés da FIR acumulada que segue os efeitos de um conjunto de subsequentes choques, de mesma intensidade.

estrutural (inovação), em uma determinada variável ou grupo das variáveis, permitindo assim, a comparação do desempenho projetado, de acordo com o modelo estimado. Por outro lado, a DV do erro da previsão permite a inferência sobre a importância relativa de cada inovação aleatória incluída no mecanismo de transmissão. A DV separa a variação em uma variável endógena entre os componentes dos choques em inovações (ela fornece a percentagem de cada inovação aleatória ao afetar as variáveis endógenas). O que deve ser entendido é que um choque numa  $i$ -ésima variável do modelo, não somente afeta diretamente a  $i$ -ésima variável, mas é transmitido também a todas as outras variáveis endógenas através da estrutura dinâmica (das defasagens), pois, as inovações são correlacionadas entre si, sendo vistas como tendo um componente comum e que não pode ser associado, simplesmente, com uma única variável. Portanto, para identificar como a volatilidade em uma variável explica a volatilidade em outra, nos usaremos o procedimento de Função Impulso-Resposta e Decomposição de Variância do erro de previsão obtido no modelo VAR, obtendo, assim, informações sobre as inter-relações entre as variáveis e a importância relativa de cada inovação randômica que afeta as variáveis no modelo.

Existem vários procedimentos para estimar a FIR. Contudo, todos estes procedimentos apresentam algum tipo de desvantagem (conforme QMS (2005); Pesaran e Shin (1998)) e, por isto, utilizaremos o procedimento de Cholesky, o qual usa o inverso do fator de Cholesky da matriz de covariância dos resíduos, conforme já explicado na Subseção (4). Este procedimento impõe uma ordem para as variáveis no VAR e atribui contemporaneamente todos os efeitos de inovações estocásticas (impulso de um desvio-padrão) de alguma componente à variável endógena que vem primeiro no sistema VAR. As demais variáveis endógenas do sistema perdem gradativamente informações contemporâneas dos impactos dos choques e a última variável endógena recebe impactos contemporâneos somente de si mesma. Para este procedimento de Cholesky, a resposta impulso pode mudar drasticamente, quando se muda a ordem das variáveis.

Isto posto, a seguir apresentamos o resultado do teste de causalidade de Granger e o estabelecimento da ordem das variáveis do modelo. Logo após, analisamos os resultados das FIRs e das DVs para as principais variáveis inclusas no modelo.

### 6.2.1. *Teste de causalidade de Granger e definição da ordem das variáveis para as FIRs e DVs*

O nosso intuito é o de proceder a uma análise dinâmica do comportamento dos modelos VAR Estruturado, referentes aos dois períodos indicados. Como argumentando, este tipo de análise envolve as estimativas das FIRs e das DVs. Observamos que a seqüência da organização das variáveis no modelo afeta estes resultados<sup>10</sup> e, conforme sugerido em (Enders 1995, p. 329, passo 1) e Saatçioolu

<sup>10</sup> Devemos enfatizar que a seqüência de variáveis no modelo não altera os valores das estimativas dos parâmetros de regressão, mas somente os resultados das estimativas das Funções Impulso Repostas e das Decomposições de Variâncias, conforme Subseção 4 (quatro).

e Korap (2006), para a construção adequada dos modelos, mostra-se necessário definir as relações de causalidade. Um outro fator importante a ser considerado nesta análise encontra-se relacionado com fato de que a velocidade de propagação de algum efeito oriundo de algum choque estocástico numa determinada variável depende, também, da relação de causalidade, no sentido Granger, entre as respectivas variáveis, por meio de seus termos defasados.

O teste de causalidade Granger (Gujarati 2004) visa examinar a questão da causalidade entre duas variáveis e a idéia subjacente ao testar se uma determinada variável  $X$  causa  $Y$ , é saber quanto se pode explicar dos valores correntes desta última, tendo por base seus valores passados e se tal explicação aumenta a sua eficácia, ao acrescentar valores defasados da variável  $X$ .

Para estabelecer a significância das restrições impostas nos testes de causalidade, utilizou-se o teste da estatística Razão Likelihood, definido em (Enders 1995, p. 316). Este teste segue uma distribuição  $\chi^2$ , com 21 graus de liberdade (onde  $l$  é igual ao número de lags excluídos no modelo restrito, com relação ao modelo irrestrito). Nesse teste, a hipótese nula,  $H_0$ , caracteriza que a variável  $X$  não causa, no sentido Granger, a variável  $Y$ , e a hipótese alternativa,  $H_1$ , o contrário. Aceita-se  $H_0$ , quando o  $p$ -value  $\geq 0,05$  ou seja, com um nível de significância de 5% e se aceita  $H_1$ , quando  $p$ -value  $< 0,05$ .

O Quadro (4) apresenta o resultado do teste de causalidade, no sentido Granger, para o modelo VAR com Correção de Erro, referente ao primeiro período. A análise referente à questão da relação causa-efeito dá-se, no sentido tal que as variáveis da coluna principal do Quadro (4) são variáveis causadoras, e as variáveis da linha principal são variáveis respostas.

Conforme se constata no Quadro (4) existe um conjunto de 18 (dezoito) relações de causalidade (em negrito). As demais relações constituem o bloco de exogeneidade do sistema. Algumas das relações de causalidade são bidirecionais e outras são unidirecionais, gerando-se os resultados apresentados no Quadro (5).<sup>11</sup>

---

<sup>11</sup> Nos Quadros (5) e (7), o símbolo  $\rightarrow$  indica causalidades unidirecionais, estabelecidas no sentido da seta (ou seja, da variável precedente para a variável que sucede). O símbolo  $\leftrightarrow$  indica causalidade bidirecional.

Quadro 4 – Teste de causalidade Granger – *p*-values (colunas = variáveis causadas e linhas = variáveis respostas) – primeiro período (01/1995 a 12/1998)

	D(IE)	D(CAMBIO)	D(OIB)	D(DIVPIB)	D(OIE)	D(IPCA)	D(SELIC)	D(EMBI)
D(IE)		0.4176	0.4044	<b>0.0135</b>	<b>0.0053</b>	<b>0.0208</b>	<b>0.0014</b>	<b>0.0003</b>
D(CAMBIO)	0.745		0.5116	0.0657	0.5441	<b>0.0466</b>	<b>0.0080</b>	0.2279
D(OIB)	0.139	0.0746		0.0809	0.3863	0.1661	<b>0.0307</b>	<b>0.0002</b>
D(DIVPIB)	0.997	0.2507	0.7268		<b>0.0000</b>	0.1754	0.5170	0.1426
D(OIE)	0.723	0.9544	0.0809	0.1503		<b>0.0058</b>	0.3178	<b>0.0044</b>
D(IPCA)	0.789	0.9830	0.3449	0.1894	0.6148		<b>0.0029</b>	<b>0.0000</b>
D(SELIC)	0.612	<b>0.0098</b>	0.7768	0.0653	0.6356	<b>0.0010</b>		<b>0.0143</b>
D(EMBI)	0.840	0.5054	0.2885	0.0956	0.2026	<b>0.0080</b>	0.4463	
TODAS	0.001	0.0001	0.2716	0.0904	0.0000	0.0064	0.0000	0,0000

A seqüência das variáveis nas estimativas das Funções Impulso-Resposta e das Decomposições de Variância foi estabelecida, em conformidade com (Enders 1995, p. 329), utilizando o bloco de causalidade entre as variáveis e o entendimento sobre a efetividade das direções de seus impactos econômicos. De acordo com essa sistemática, a ordem das variáveis a ser estabelecida é simples, quando se trata de causalidade unidirecional, contudo, complicada, quando se trata de variáveis com causalidade bidirecionais. Neste caso, a escolha da lógica de direcionamento envolve a interpretação das relações de causalidade apresentadas.

Segundo o nosso entendimento, as relações de causalidades bidirecionais podem ser explicadas pelo fato de que este primeiro período analisado, intercala fases de forte liquidez internacional com períodos de choques. A dinâmica entre câmbio, IPCA e SELIC muda a depender do momento do ciclo financeiro, conforme já detectado por Carvalho e Garcia (2006). Seguindo os resultados do Quadro (5), vejamos quais são as principais relações estabelecidas e nossa interpretação para traçar a ordem de causalidade no modelo.

Quadro 5: Relações de causalidades, conforme Quadro (4), para o primeiro período (01/1995 a 12/1998)

Causalidades bidirecionais	Causalidades unidirecionais
D(CAMBIO)↔D(SELIC)	D(CAMBIO)→D(IPCA)
	D(DIVPIB) D(OIE)
D(IPCA)↔D(EMBI)	D(SELIC) D(EMBI)
	D(OIB)→D(EMBI)
D(IPCA)↔D(SELIC)	D(OIB) D(SELIC)
	D(IE)→D(EMBI)
	D(IE)→D(IPCA)
	D(IE)→D(SELIC)
	D(IE)→D(DIVPIB)
	D(IE)→D(OIE)
	D(OIE)→D(EMBI)
	D(OIE)→D(IPCA)

O primeiro grupo detectado indica as relações entre os movimentos dos fluxos de capitais, as taxas de juros domésticas e a rentabilidade exigida sobre títulos brasileiros negociados no exterior (Risco País). Neste grupo, as relações de causalidade são basicamente unidirecionais.

O segundo Grupo que emerge do Quadro (5) é o que define as relações entre Câmbio, Inflação e taxa SELIC, sendo que é aí que se estabelecem as relações bidirecionais, que devem ser interpretadas. Uma questão fundamental para a análise é o fato de que este primeiro período sob estudo (Jan 1995-Dez 1998) refere-se à fase em que o câmbio esteve administrado. Em nossa interpretação, as relações bidirecionais podem ser, por um lado, explicadas pela mudança de comportamento das Autoridades Monetárias quanto à dinâmica de ajuste dos juros (e também do próprio câmbio) ao enfrentar períodos de liquidez vis a vis aos de retração de recursos. Ou seja, o Banco Central apresentou funções de reação distintas (Salgado et alii 2001). Por outro lado, a causalidade bidirecional também pode ser explicada pelo fato de existirem efeitos dinâmicos entre as variáveis, o que apenas iremos analisar mais adiante neste trabalho.

No período de liquidez internacional (1994-1995 e, também, entre meados de 1996-Set 1997) observou-se que as taxas de juros domésticas foram paulatinamente reduzidas, e a queda seguiu basicamente o movimento de queda da inflação (IPCA→SELIC), sendo que o Banco Central também ajustou o câmbio, seguindo estes movimentos. No que se refere aos juros, estes foram desvalorizados seguindo a inflação, pois houve espaço para esta queda visto que na implantação do Plano

Real, a taxa de juros nacional em dólar<sup>12</sup> partiu de um patamar extremamente alto. Observe-se que nestas fases, o índice EMBI+ apresentou movimento de queda, seguindo a redução da SELIC, que seguiu a inflação (IPCA→EMBI).

Nos períodos de choque observou-se um movimento de fuga de capitais, uma desvalorização expressiva do Real no mercado de câmbio futuro, um movimento de desvalorização do câmbio contido pelas Autoridades Monetárias no limite da Banda Cambial. Esta desvalorização gerou impactos inflacionários. Nesta situação, foi a taxa SELIC quem assumiu basicamente os choques (CAMBIO→SELIC). Estes fatores geraram impactos sobre o índice EMBI+.

Tendo em vista a nossa interpretação e observando as relações de causalidade bidirecionais em nosso modelo, optamos por organizar as variáveis envolvidas seguindo principalmente a lógica do período de choque, o que não significa que em lags defasados, os sentidos inversos dos impactos nestas relações não ocorram. A partir daí e considerando as causalidades unidirecionais estabelecemos a seqüência dada na Relação (13), que satisfaz todas as relações de causalidade estimadas no modelo.

$$\begin{aligned} D(IE) \xrightarrow{nc} D(CAMBIO) \xrightarrow{nc} D(OIB) \xrightarrow{nc} D(DIVPIB) \rightarrow D(OIE) \\ \rightarrow D(IPCA) \rightarrow D(SELIC) \rightarrow D(EMBI) \end{aligned} \quad (13)$$

onde *nc* significa não causa, ou seja, a variável IE não causa CAMBIO que não causa OIB que não causa DIVPIB.

Observe-se que esta proximidade de variáveis não causadoras na seqüência não restringe o modelo. Nesse caso, os impactos em inovações de todas variáveis ocorrem no erro estocástico da equação de IE do modelo, repassando para demais, por meio dos termos defasados, nos impactos futuros. Exceção faz-se ao fato que choques em inovações na variável IE não são repassados para as variáveis CAMBIO e OIB, mas repassam para DIVPIB. Esta mesma lógica funciona com relação às demais variáveis. Ou seja, a variável CAMBIO recebe impactos em inovações de todas as variáveis, exceto da variável IE e repassando-os para as variáveis que são causadas pelo CAMBIO.

Finalmente, devemos enfatizar que de acordo com o Quadro (7) foram estabelecidas 18 (dezoito) relações de causalidades. Como o modelo para o primeiro período contém  $(n^2 - n) = (8^2 - 8) = 56$  relações de impactos, então, existem  $(56 - 18) = 38$  relações de exogeneidade (isto é, 38 coeficientes da matriz *B* de impactos contemporâneos, Eq. (5), podem ser assumidos como nulos). Portanto, a matriz *B* (Eq. (5)) é sobre-identificada, pois, para a determinação de seus coeficientes, é necessário assumir somente  $(n^2 - n)/2 = (8^2 - 8)/2 = 28$  valores nulos (Enders 1995, p. 323).

<sup>12</sup> SELIC e SWAP DI-PRÉ 360.

6.2.2. *Função impulso-resposta*

Quando a FRI trace é estimada para um determinado período, obtém-se a evolução da resposta da variável endógena do modelo VAR, devido a um impulso de inovação instantâneo, em uma determinada variável do modelo. Para modelos VARs estacionários, a FRI trace converge assintoticamente para zero. Para sistemas não estacionários, com raízes unitárias, a FRI trace converge para um valor constante. E, finalmente, para sistemas instáveis explosivos, a FRI trace divergirá de forma oscilante ou com crescimento exponencial.

Conforme os resultados descritos na Subseção (6.1), o modelo estimado para o primeiro período apresentou um comportamento instável e explosivo. Assim, como esperado, os resultados das estimações das FRIs para este período demonstram comportamento de divergência explosivo (nesse caso, de forma oscilatória). Segundo (QMS 2005, p. 736), em modelos instáveis com comportamento explosivo oscilante, as estimativas das FRIs não permitem uma análise sucinta sobre o seu comportamento, essencialmente, devido às rápidas evoluções de instabilidades, impedindo-nos, para a maioria das variáveis, de implementar a análise de resposta impulso para a estrutura dinâmica, para o modelo VAR do primeiro período. Portanto, para o primeiro período, com o intuito ilustrativo, apresentaremos os resultados das FRIs somente para a variável CAMBIO, que foi administrado mas, ainda assim, apresentou relação com as demais variáveis. O fato de o câmbio não ter sido completamente determinado pelo mercado levou que as suas oscilações e seus impactos tivessem sido relativamente menores, permitindo certa visualização dos resultados. No que se refere às demais variáveis, e tendo em vista o comentário acima, não incluímos os gráficos relativos às mesmas porque não foi possível obter uma clara visualização dos impactos dos choques, tendo em vista a rápida e excessivamente explosiva evolução das respostas.

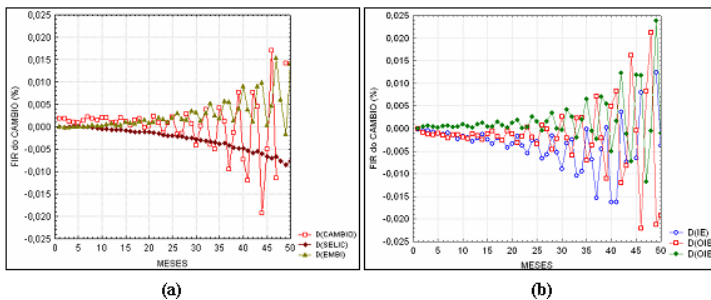


Fig. 2. Função impulso-resposta para o CAMBIO para o primeiro período. (a) FRI para o CAMBIO, com impulso de Cholesky na SELIC, no EMBI e no próprio CAMBIO; (b) FRI para o CAMBIO, com impulso de Cholesky nos fluxos de capitais voláteis (OIB, OIE e IE)



A partir daí, com a finalidade de evidenciar o comportamento explosivo da FRI trace para a estrutura dinâmica do VAR para o primeiro período, mostramos na Figura (2), a Função Impulso-Resposta (FIR) da variável Câmbio devido aos choques em inovações provocados pelas demais variáveis, para a seqüência dada pela Relação (13). Na Figura (2.a) apresentamos a resposta do CAMBIO somente aos choques nas variáveis EMBI, SELIC e ao próprio CAMBIO e na Figura (2.b) apresentamos a resposta do CAMBIO somente aos choques nas variáveis OIE, OIB e IE.

Conforme se pode observar na Figura (2.a), mesmo considerando a administração do câmbio, as respostas do mesmo aos choques na SELIC e no índice EMBI+ são fortes e evoluem rapidamente para a instabilidade. Este comportamento é similar, quando consideramos os choques resultantes de inovações nos fluxos de capitais voláteis, IE, OIB e OIE (Figura (3.b)), só que neste caso, a evolução da instabilidade na resposta da variável CAMBIO acontece de forma relativamente mais acentuada. Estes comportamentos de evoluções são similar para as FIRs das outras variáveis (IPCA e DIVPIB) do modelo, contudo, não apresentadas. As evoluções no tempo das FIRs para a instabilidade diferem quanto à rapidez e a intensidade no processo, tendo em vista que algumas variáveis demonstram ser mais instáveis que as outras, como no caso dos fluxos de capitais voláteis.

Ou seja, variações nos fluxos de capitais causam impactos explosivos no tempo no câmbio, mas, conforme já destacamos, ao analisar as direções de causalidade, estes movimentos causam impactos na taxa SELIC e no índice EMBI+. Pela análise das FIRs, vimos ainda que os choques resultantes nestas duas últimas variáveis também causam importantes impactos no câmbio, estabelecendo uma dinâmica instável e explosiva, mesmo sobre a variável câmbio que, no período sob análise, está sendo administrada.

Então, daí pode-se considerar que o mercado secundário de câmbio (e também o de derivativos de câmbio), que define o nível do câmbio, move-se rapidamente quando estas variáveis variam, sendo que quanto maior for a variação, maior terá sido o uso de reservas que o Banco Central para estabilizar o câmbio. O que os dados nos demonstram é que, mesmo considerando a situação de administração, o câmbio moveu-se como resposta a estas variáveis.<sup>13</sup> Outra questão a comentar é a de que se detectou que aumentos na Taxa SELIC geraram reduções na taxa de câmbio. Ou seja, nesta fase, a relação é inversa. Quando as Autoridades Monetárias aumentaram abruptamente a Taxa SELIC, como resposta aos choques, isto gerou movimentos de compras de divisas para aplicar em títulos brasileiros, tal o potencial de ganho propiciado pelo ajuste.

Metodologicamente, a intensidade da resposta de alguma variável, com relação à inovação em outra, depende da intensidade da correlação entre as inovações das variáveis e, de uma forma geral, a intensidade da evolução da instabilidade

<sup>13</sup> Quer porque no regime de câmbio vigente utilizou-se o sistema de bandas, quer porque a administração do câmbio desvalorizou moderadamente a moeda nacional nos momentos de fugas de recursos e a valorizou (seguindo os movimentos do IPCA), nos momentos de liquidez.

do processo também depende da intensidade da correlação entre os choques em inovações nas variáveis. Desta forma, o que se observou pelos resultados levantados é que todas as demais FIRs demonstraram comportamento de divergência explosiva, indicando que as relações estabelecidas pelo modelo macroeconômico adotado no primeiro período sob análise fizeram que este tivesse um comportamento explosivo, de forma que um impacto em inovação auto alimenta-se e aumenta em intensidade à medida que os períodos de previsões aumentam. Por outro lado, variação em uma variável causa impactos sobre as demais, desencadeando os efeitos dinâmicos altamente instáveis. Conforme já detectado pelas relações de causalidade de Granger, o impacto da instabilidade se inicia essencialmente com os fluxos de capitais, mas as relações que se estabelecem entre as demais variáveis geram o efeito explosivo.

### 6.2.3. *Decomposição de variância*

A Decomposição de variância, DV, indica a percentagem do erro de previsão numa determinada variável que é explicado pelos choques em inovações nas demais variáveis endógenas do modelo. Assim, a DV proporciona a informação sobre a importância relativa de cada inovação randômica que afetam as variáveis no modelo.<sup>14</sup> Portanto, para identificar como a volatilidade em uma variável explica a volatilidade em outra, usaremos o procedimento de Decomposição de Variância do erro de previsão obtido no modelo VAR.

Os resultados das DVs no primeiro período são ilustradas na Figura (3) para as variáveis D(IE), D(OIB), D(OIE e D(EMBI) e na Figura (4), para as variáveis D(CAMBIO), D(DIVPIB), D(IPCA e, D( SELIC)). No que se refere à análise de Decomposição de Variância, as DVs foram previstas para 100 meses, contudo, os gráficos nas Figuras (3) e (4) encontram-se apresentados, respectivamente, para período de previsão de 30 e 60 meses, com a finalidade de obter resoluções satisfatórias para os mesmos. Contudo, algumas análises a serem apresentadas considerarão os aspectos observados para o período de previsão de 100 meses.<sup>15</sup>

A análise dos resultados será esquematizada, de tal modo que, primeiramente, apresentaremos os resultados das variáveis mais causadoras e, em seguida, aqueles que, segundo o teste de Granger, demonstraram-se como menos impactadores. As estimativas das Figuras (3) e (4) tornaram possível observar dois blocos de variáveis com comportamentos distintos, e o caso de uma variável que apresentou um comportamento intermediário entre esses dois blocos. O primeiro bloco é formado por aquelas que são fortemente exógenas no curto prazo e que na medida em que se tomam períodos de previsão mais longos, elas passam a ter suas variações,

<sup>14</sup> Se os choques de uma variável  $y_2$  não explicam nada da variância do erro de previsão de  $y_1$  podemos dizer que  $y_1$  é exógena. No outro extremo, se os choques de  $y_2$  explicam toda a variância do erro de previsão de  $y_1$ , então  $y_1$  é inteiramente endógena.

<sup>15</sup> Deve ser observado que a fatorização não-ortogonalizada produzirá decomposições que não satisfarão à propriedade de adição dos impactos dos choques em inovações e, neste caso, a escolha de fatorização é limitada às fatorizações ortogonalizadas (QMS 2005, p. 744). Portanto, o procedimento acessível para estimar as DVs é baseado no fator de decomposição de Choleski.

essencialmente, explicadas por relações entre si. Ou seja, este é o grupo que chamamos de “causador”. Ele é formado pelas variáveis referentes aos fluxos de capitais voláteis (IE, OIB, OIE) e pela variável CAMBIO. A variável que apresenta um comportamento intermediário é a DIVPIB. De um lado, ela não é tão exógena quanto os fluxos de capitais e o câmbio, mas, por outro lado, é uma das variáveis que também gera impactos importantes sobre as demais. Por fim, o último Grupo é apresentado por variáveis que, no curto prazo, também têm suas variações, em parte, explicadas por si mesmas, ainda que num grau menor do que o observado para as variáveis mencionadas anteriormente. Contudo, na medida em que se aumenta o período de previsão, elas passam a ter suas variações fortemente explicadas por algumas das variáveis do primeiro bloco. Este Grupo é formado pelas variáveis SELIC, EMBI e IPCA.

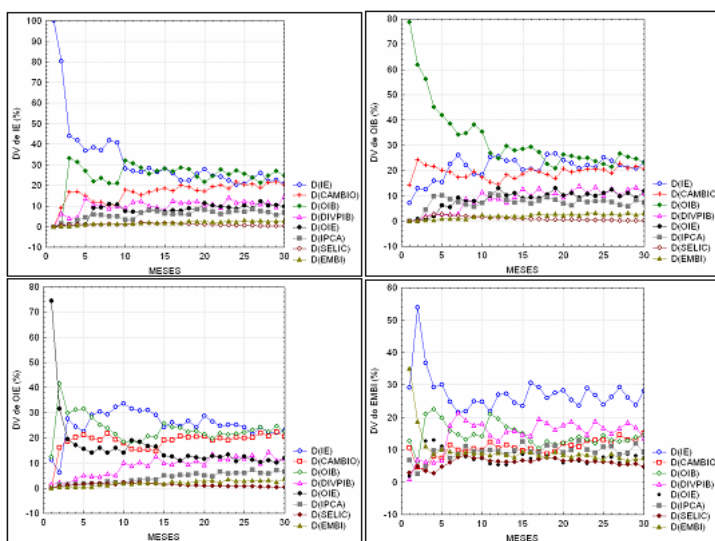


Fig. 3. Decomposição de variância obtida pela seqüência dada pela relação (13), para o primeiro período, para as variáveis D(IE), D(OIB), D(OIE) e D(EMBI)

No que se refere aos fluxos de capitais que fazem parte do Primeiro bloco, podemos observar na Figura (3) que, tomando-se como base um pequeno período de previsão (um mês), as variáveis IE, OIB e OIE, têm suas variabilidades iniciais fortemente atribuídas aos efeitos em inovações nos seus próprios choques (respectivamente,  $\approx 100\%$ ,  $\approx 80\%$  e  $\approx 74\%$ ). Mas, as variabilidades nestas variáveis devido aos seus próprios choques diminuem gradativamente e na medida em que se aumenta o período de previsão, os impactos devidos às inovações nas demais variáveis se intensificam e se estabilizam após um período de 30 meses. Com relação a estes três fluxos de capitais que fazem parte do modelo, as variáveis que são mais

responsáveis por suas variabilidades são: IE, OIB, e CÂMBIO.<sup>16</sup> Analisando-se a importância dos choques em inovações de cada uma destas variáveis sobre as volatilidades dos fluxos de capitais, ao longo dos 30 meses, vê-se que OIB e IE são as que apresentam os maiores impactos.<sup>17</sup> Ou seja, estes fluxos podem ser considerados como sendo as variáveis mais exógenas do modelo, mas vimos que eles também recebem impactos das demais variáveis, gerando-se efeitos cumulativos. Ademais, por estes resultados constata-se que os choques em inovações nas variáveis SELIC e EMBI (Risco País), praticamente, não contribuíram para a variabilidade apresentada pelos fluxos de capitais. Observe-se que isto não quer dizer que o nível dos juros não tenha sido importante para a atração dos capitais.

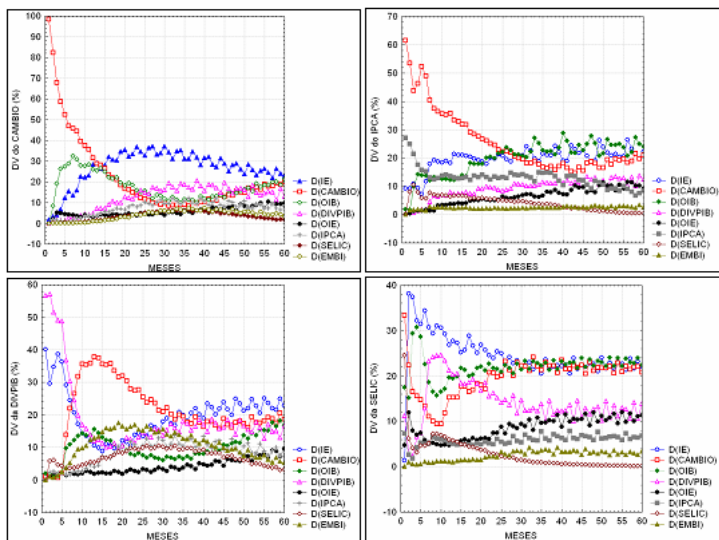


Fig. 4. Decomposição de variância obtida pela seqüência dada pela relação (13), para o primeiro período, para as variáveis D(CAMBIO), D(DIVPIB), D(IPCA) e D(SELIC)

No caso da variável câmbio (Figura (4)), que também faz parte do Primeiro Grupo, ele também é fortemente explicado por si mesmo no curtíssimo prazo ( $\approx 100\%$ ) e, para períodos de previsões superiores, a variabilidade do câmbio devido ao próprio câmbio decresce gradualmente. Contudo, se observa que para períodos de previsão superiores, os efeitos devidos às demais variáveis sobre a volatilidade do câmbio crescem e não se dissipam, atingindo níveis constantes, após 40 meses.

<sup>16</sup> Para os três fluxos de capitais voláteis, as variações explicadas por IE, OIB e CÂMBIO se estabilizam no nível de 24%.

<sup>17</sup> Para níveis de previsão maiores, as variáveis OIE e DIVPIB apresentam-se também como elementos causadores de volatilidade para os fluxos de capitais, ainda que num menor nível de importância (respectivamente,  $\approx 10\%$  e  $\approx 6\%$ ).

Também no caso do câmbio, as variáveis que mais explicam a sua variabilidade são OIB, IE e o próprio câmbio (estabilizando-se no nível de  $\approx 20\%$ ) e em menor proporção OIE, em  $\approx 10\%$ . A diferença é que a variável DIVPIB também acaba apresentando efeito importante (também, se estabilizando no nível de  $\approx 20\%$ ). Analisando-se o período completo, as variáveis que mais explicaram a volatilidade do câmbio foram IE e OIB, sendo que choques nesta última explicam mais do que 20% da volatilidade ocorrida após um mês da observação do choque. Os impactos na SELIC, no índice EMBI e na Inflação mostram-se desprezíveis sobre a volatilidade do câmbio.

No que se refere à variável DIVPIB (Figura (4)), a análise de Decomposição de Variância nos mostra que no curtíssimo prazo suas variações são explicadas pela variação da própria dívida ( $\approx 54\%$ ) e por variações no fluxo de capitais IE ( $\approx 40\%$ ). Paulatinamente estes impactos vão se dissipando e, a partir do quinto mês de previsão, os choques resultantes do câmbio se fazem sentir de forma forte, atingindo um nível próximo à  $\approx 40\%$  da explicação da variação da variável DIVPIB. Estas são as três variáveis que mais explicam a variação do indicador DLSP/PIB. À medida que se tomam períodos de previsões mais longos, as proporções dos choques nas demais variáveis tornam-se mais significativas. As volatilidades da DIVPIB passam a ter maiores influências dos choques em inovações em OIB, do índice EMBI+ e da SELIC. Esta última chega a explicar  $\approx 10\%$  da variação de DIVPIB. Ao final de um período de previsão de 60 meses as variáveis que continuam explicando a variação são: DIVPIB ( $\approx 21\%$ ), IE ( $\approx 21\%$ ), CAMBIO ( $\approx 21\%$ ) e OIB ( $\approx 21\%$ ).

Tomando como base um pequeno período de previsão (um mês), seguindo comportamentos exógenos, contudo, em proporções bem menores do que o câmbio e os fluxos de capitais encontram-se as variáveis SELIC e EMBI que assumem proporções nas variabilidades, devido aos seus próprios choques, respectivamente, em  $\approx 25\%$ , e  $\approx 35\%$ . Entretanto, as variabilidades para estas variáveis, devido aos seus próprios choques diminuem bruscamente e, para pequenos períodos de previsões de até três meses atingem valores insignificantes. À medida que se toma períodos de previsões mais longos, as proporções dos choques nas demais variáveis tornam significativas. Para estas variáveis, também como anteriormente, à medida que se aumenta o período de previsão, os impactos devidos às inovações relativas aos fluxos de capitais voláteis e câmbio se intensificam e se estabilizam em níveis significativos. Para a SELIC, as contribuições na sua variabilidade distribuem-se nas seguintes proporções: IE em  $\approx 24\%$ , CAMBIO em  $\approx 24\%$  e OIB em  $\approx 24\%$ , OIE em  $\approx 10\%$ , DIVPIB em  $\approx 10\%$  e IPCA em  $\approx 4\%$ . As contribuições na variabilidade do EMBI distribuem-se, tal que: IE em  $\approx 26\%$ , CAMBIO em  $\approx 16\%$  e OIB em  $\approx 16\%$ , DIVPIB em  $\approx 16\%$ , OIE em  $\approx 8\%$ , IPCA em  $\approx 8\%$  e SELIC em  $\approx 6\%$ .

Por fim, a variável IPCA (Figura (4)) é a mais endógena, sendo que a volatilidade devida às suas próprias inovações não predomina, mesmo para períodos mais curtos. Inicialmente, a composição da variabilidade na variável IPCA encontra-se distribuída nas seguintes proporções: devido aos seus próprios choques em  $\approx 20\%$ , devido aos choques no CAMBIO em  $\approx 62\%$  e devido ao IE em  $\approx 10\%$ . Para períodos de previsão de até três meses, as demais variáveis, praticamente, não contribuem

para a variabilidade no IPCA. A importância dos choques nas variáveis IPCA, CAMBIO e IE sobre a volatilidade do IPCA diminuem e, na medida em que os períodos de previsão aumentam outras variáveis exercem efeito sobre a variabilidade no IPCA. Em particular, a contribuição na variabilidade do IPCA, devido aos seus próprios choques, diminui quando o período de previsão aumenta e atinge um valor mínimo em previsões com sete períodos, os seus impactos voltam a crescer e atingem proporções significativas, em períodos de previsões mais longos. Para períodos de previsão longos (após trinta períodos), as proporções das inovações nas variáveis do modelo sobre a variabilidade do IPCA atingem valores constantes, cujas contribuições são as seguintes: IE em  $\approx 24\%$ , CAMBIO em  $\approx 24\%$  e OIB em  $\approx 24\%$ , OIE em  $\approx 10\%$ , IPCA em  $\approx 13\%$ , DIVPIB em  $\approx 10\%$ , OIE em  $\approx 4\%$ .

### 6.3. Resultados para o modelo referente ao segundo período (01/1999 a 05/2006)

Como enfatizado na Subseção (5.2), o modelo selecionado para este período trata-se de um modelo VAR com Correção de Erros, com seis lags (com intercepto) e com três tendências de equilíbrio de longo prazo (com intercepto e tendência linear). Os procedimentos de análise dos resultados efetuados para este período seguiram a mesma seqüência realizada para o modelo do primeiro período, sendo que a seguir passamos aos resultados. Deve ser enfatizado que no modelo referente à segunda fase, incorporamos a variável SWAP DI-PRÉ 360.

#### 6.3.1. Teste de causalidade de Granger e definição da ordem das variáveis

O Quadro (6) apresenta os resultados referentes ao teste de Granger para o segundo período. Verificamos várias situações de causalidade, conforme evidenciado no Quadro (7), constituindo-se um conjunto de dezenove relações, sendo que algumas delas são bidirecionais. As demais relações constituem o bloco de exogeneidade do sistema.

Quadro 6 – Teste de Causalidade Granger – *p*-values (colunas = variáveis causadoras e linhas = variáveis respostas) – segundo período (01/1999 a 05/2006)

	D(CAMBIO)	D(DIVPIB)	D(SWAP)	D(EMBI)	D(IPCA)	D(SELIC)	D(IE)	D(OIB)	D(OIE)
D(CAMBIO)		<b>0,0063</b>	<b>0,0458</b>	0,2378	<b>0,0029</b>	0,2330	0,3603	0,2522	0,3716
D(DIVPIB)	<b>0,0041</b>		0,0720	0,5159	0,0674	0,2425	0,1811	0,8361	0,3082
D(SWAP)	<b>0,0298</b>	<b>0,0105</b>		0,9123	0,2050	0,7990	0,0880	0,7035	0,1417
D(EMBI)	0,0912	<b>0,0342</b>	0,2464		0,1851	0,6266	<b>0,0186</b>	0,5137	0,7979
D(IPCA)	<b>0,0005</b>	<b>0,0075</b>	0,0707	0,1508		0,8968	0,0985	0,3919	0,6947
D(SELIC)	<b>0,0213</b>	<b>0,0016</b>	<b>0,0004</b>	0,4792	0,6341		0,6716	0,2321	0,4996
D(IE)	0,8444	0,0760	0,6467	0,7327	0,5950	0,9172		0,8045	0,7287
D(OIB)	<b>0,0000</b>	<b>0,0106</b>	<b>0,0179</b>	0,1408	0,6600	0,9116	0,2558		0,0839
D(OIE)	<b>0,0023</b>	<b>0,0026</b>	<b>0,0380</b>	0,1274	0,1020	0,7243	<b>0,0167</b>	0,3238	
TODAS	0,0000	0,0000	0,0003	0,0160	0,0000	0,0878	0,0624	0,2542	0,3378

Nota: valores de *p*-value em negrito significa que ocorre causalidade no sentido Granger, com um nível de significância de 5% (ou seja, *p*-value < 0,05).

Quadro 7 – Relações de causalidades, conforme Quadro (6), para o segundo período (01/1999 a 05/2006)

Causalidades bidirecionais	Causalidades unidirecionais
D(CAMBIO)↔D(DIVPIB)	D(SWAP)→D(DIVPIB)
	D(EMBI)→D(DIVPIB)
D(CAMBIO)↔D(SWAP)	D(EMBI)→D(IE)
	D(IPCA)→D(DIVPIB)
D(CAMBIO)↔D(IPCA)	D(SELIC)→D(CAMBIO)
	D(SELIC)→D(DIVPIB)
	D(SELIC)→D(SWAP)
	D(OIB)→D(CAMBIO)
	D(OIB)→D(DIVPIB)
	D(OIB)→D(SWAP)
	D(OIE)→D(CAMBIO)
	D(OIE)→D(DIVPIB)
	D(OIE)→D(SWAP)

Também aqui é necessário interpretar os resultados das relações de causalidades para definir a seqüência escolhida, especialmente no que tange às relações de causalidade bidirecional. Neste segundo período, aquele em que domina a adoção do câmbio flutuante e do Sistema de Metas de inflação, também ocorreu movimentos de retração e expansão da liquidez internacional. O que queremos destacar é que o ajuste dos juros domésticos passou a ser muito mais complexo, sendo que a atuação das Autoridades Monetárias também variou, a depender do momento do ciclo financeiro, como também se estabeleceram mudanças de causalidade entre as variáveis observadas. Da mesma forma que no período anterior, se estabelecem dois Grupos de causalidade.

No primeiro Grupo, estão as relações entre os fluxos de capitais mais voláteis e as demais variáveis. Neste grupo, todas as variáveis apresentam causalidade unidirecional, sendo que se apresentaram algumas mudanças importantes em termos de causalidade quando comparamos o modelo do primeiro e segundo período e a mudança de dinâmica será analisada no final do artigo.

O segundo Grupo é aquele em que aparece a ocorrência de causalidade bidirecional, mostrando as relações estabelecidas entre o Câmbio, o IPCA, a razão DLSP PIB e a taxa de juros a termo (taxa SWAP). A novidade neste período é que a taxa de juros que tem relação mais direta com o câmbio é a definida pelo mercado – a taxa SWAP DI-PRÉ 360. A nossa interpretação é a de que nos períodos de menor liquidez internacional, os capitais mais voláteis se retraem e a SELIC se ajusta para segurar a fuga de capitais (e um possível aumento da inflação), sendo que o câmbio é negativamente influenciado pelo movimento de fuga de recursos que se

estabelece.<sup>18</sup> A inflação constitui o reflexo destes movimentos (CAMBIO→IPCA), assim como a taxa SWAP (CAMBIO→SWAP) e o indicador de Dívida Pública (CAMBIO→DLSF/PIB). Observe-se, no entanto que os impactos inversos também ocorrem, pois a dinâmica das variáveis tem forte interrelação.

Seguindo o mesmo procedimento para o primeiro período, estabelecemos a seqüência dada na Relação (14), abaixo e que se inicia com os fluxos de capitais.

$$D(OIE) \xrightarrow{nc} D(OIB) \xrightarrow{nc} D(SELIC) \rightarrow D(CAMBIO) \leftrightarrow D(SWAP) \\ \xrightarrow{nc} D(IPCA) \xrightarrow{nc} D(EMBI) \rightarrow D(DIVPIB) \xrightarrow{nc} D(IE) \quad (14)$$

Finalmente, enfatizamos que na seqüência (14) foi estabelecida 16 (dezesesseis) relações de causalidade no modelo para o segundo período que contém  $(n^2 - n) = (9^2 - 9) = 72$  relações de impactos. Portanto, existem  $(72 - 16) = 56$  relações de exogeneidade (isto é, 56 coeficientes da matriz  $B$  de impactos contemporâneos, Eq. (5), podem ser assumidos como nulos) no modelo do segundo período. A matriz  $B$  (Eq. (5)) é sobre-identificada, pois, para a determinação de seus coeficientes é necessário assumir somente  $(n^2 - n)/2 = (9^2 - 9)/2 = 36$  valores nulos.

Seguindo esses princípios, a análise de Função Impulso-Resposta (e Decomposição de Variância) foi estabelecida de tal forma que as variáveis mais afetadas, em termos de respostas, no sentido de causalidade de Granger, sucederam as variáveis causadoras, devido às características adotadas na decomposição de Cholesky. Conforme pudemos constatar, a ordem é diferente nos dois períodos considerados, evidenciando a diferenças que se estabelecem entre estes.

### 6.3.2. Função impulso-resposta

Apresentaremos os resultados da Função Impulso-Resposta obtidos, utilizando-se a seqüência de causalidade estabelecida pelo teste de Granger (Relação (14)).

Conforme já argumentado anteriormente, o modelo VAR para o segundo período é um modelo econômico não estacionário, contudo, não explosivo, o que faz com que os efeitos dos choques em inovações se auto-alimentam, evoluindo para valores constantes, quando os períodos de previsões crescem (isto é válido para todas as FIRs). Logicamente, a evolução da resposta de alguma variável, devido a um choque em uma outra, pode ser mais ou menos rápida, dependendo da intensidade da correlação entre os choques das respectivas variáveis.

A Figura (5) apresenta as Funções Impulso-Resposta para as variáveis IPCA, DIVPIB, SELIC, CAMBIO, SWAP e EMBI, obtidas pelo procedimento de Cholesky para o modelo VAR para o segundo período. Em particular, conforme observado em gráficos não apresentados, as FRIs das variáveis OIB, IE, e OIE, devido às inovações em praticamente todas variáveis, evoluem ciclicamente, de forma completamente instáveis. Estes aspectos das FIRs impedem as suas análises, no que se refere aos sentidos dos impactos de inovações e caracterizam os altos graus

<sup>18</sup> Esta não é uma questão simples. Mesmo em situação de forte superávit da Balança Comercial, podem ocorrer impactos abruptos sobre o câmbio pela via da negociação do mesmo nos mercados secundários, o que envolve a relação destes negócios com o mercado de derivativos.



de volatilidade destes fluxos. Portanto, não apresentaremos análises detalhadas sobre as suas FIRs e nem os respectivos gráficos.

Observa-se na Figura (5) que os choques em inovações que se constituem como principais responsáveis por respostas positivas sobre a dívida pública são:

- (i) choques positivos na taxa SELIC que, de forma consistente com o previsto, constitui um fator gerador da dívida;
- (ii) inovações na própria dívida que se auto alimenta (ou seja, choques positivos na dívida geram respostas positivas na dívida) e;
- (iii) choques positivos no índice EMBI que causam vulnerabilidades na economia do país, provocando fugas dos capitais e, em consequência, acréscimos na taxa SELIC.

Assim, de forma indireta impactando a variável DIVPIB. Claramente, as respostas da DIVPIB com relação aos choques em inovações nessas variáveis ocorrem de forma correta, com o esperado.

Por outro lado, choques positivos em inovações em OIB, OIE, CAMBIO e IPCA causam respostas negativas na razão DLSP PIB. As entradas de capitais por meio das contas OIB e OIE causam a apreciação da taxa de câmbio, diminuindo os efeitos de crescimento da dívida. Provavelmente, impactos positivos no IPCA causam gerações de renda por senhoriagem, o que também dirige os efeitos de crescimento da dívida. Com relação à depreciação da taxa de câmbio (impacto positivo) causar efeitos de decréscimo na razão DLSP PIB, a princípio, parece estranho, tendo em vista que depreciação no câmbio onera as dívidas indexadas em moedas estrangeiras. Contudo, deve ficar claro que no período de análise, a dívida em moeda corrente compõe-se a quase totalidade da dívida brasileira ( $\approx 88\%$ ), e que, além disso, a depreciação do câmbio gera crescimento na inflação, que por meio de renda de senhoriagem, impacta negativamente o crescimento da razão DLSP PIB. Choques em inovações na SWAP e IE demonstram-se insignificantes sobre a resposta da DIVPIB, no período em análise.

Ainda, como se observa na Figura (5), choques positivos no próprio IPCA causam variações positivas no IPCA, devido ao efeito de inflação inercial. Também, inovações positivas no SWAP e EMBI provocam variabilidades positivas no IPCA, devido ao aumento na vulnerabilidade da economia, causando fugas de capitais, diminuindo a disponibilidade de Dólares e, conseqüentemente, provocando impactos positivos na volatilidade da inflação, via efeitos cambiais. Por outro lado, inovações positivas em OIB aumentam a disponibilidade de reservas estrangeiras, e como consequência, o controle da inflação, o que traduz corretamente o fato de que impactos positivos no OIB causam impactos negativos no IPCA.

A FIR da SELIC (Figura (5)) responde de forma positiva aos impactos positivos em choques (de um desvio-padrão), devido às suas próprias inovações e aquelas no CAMBIO e no EMBI. Como esperado, esse choques causam variações positivas na SELIC. Ou seja, a taxa SELIC responde ao seu próprio efeito de memória (efeito inercial), compensa o prêmio de Risco Cambial, devido à depreciação do câmbio e compensa o Risco-País. Ainda, a FIR da SELIC demonstra que esta responde também de forma positiva, contudo, com menores ímpetus e defasados,

aos impulsos positivos provocados pelo IPCA, pela SWAP e por OIE, e responde de forma negativas por variações positivas de choques na conta Moeda e Depósitos de Brasileiros (OIB) e na razão DLSP PIB. No caso do OIB, entende-se que quando há estabilidade, provocando a entrada de capitais (crescimento de OIB), a SELIC responde com queda nas suas taxas. Também, quando a DIVPIB sofre impulsos positivos, a tendência é de uma reação de queda na taxa SELIC, com o intuito de dirimir os impactos sobre a razão DLSP PIB.

Com relação às FRIs do CAMBIO verifica-se que impactos em inovações nas variáveis SELIC, EMBI, DIVPIB e SWAP conduzem a variações positivas no CAMBIO (depreciação), o que é claramente consistente, tendo em vista que aumentos nas volatilidades destas aumentam a possibilidade de default e, neste caso, a taxa de juros internas devem responder com juros mais altos e compensar o Prêmio de risco cambial, para atrair os capitais externos (e neste caso, em regime de taxa de cambio flexível, esta variável responde rapidamente, com aumento devido às fugas de capitais, causados pelas instabilidades e risco de default). Por outro lado, choques positivos em inovações nos fluxos de capitais (OIE, OIB e IE) e choques positivos no IPCA causam variabilidades negativas no câmbio, o que é claramente consistente e não carece de justificativas adicionais. Em particular, como se observa na Figura (5) impactos positivos no câmbio, possivelmente, devido a efeitos inerciais, causam impactos positivos, contudo, a partir de uma certa defasagem (dez lags de previsão), a variável câmbio passa a responder de forma negativa a novos impactos de depreciação no câmbio, possivelmente, devido aos impactos inflacionários e probabilidade de default para a economia.

Também, conforme a Figura (5), impactos positivos em inovações no EMBI, na própria SWAP, na SELIC, no CAMBIO, na razão DLSP PIB e no IPCA (impactos defasados), de forma consistente, causam variabilidades positivas na taxa a termo (SWAP), devido eles aumentarem a vulnerabilidade da economia (e tendo em vista que estas taxas de longo prazo representam bem o estado de confiança dos agentes econômicos). Também, consistentemente, choques em inovações nos fluxos de capitais (IE, OIB e OIE), impactam negativamente a taxa SWAP.

Finalmente, as FRIs do EMBI (Figura (5)) demonstram variabilidades nas mesmas direções daquelas da taxa SWAP, pois ambas constituem medidas de vulnerabilidade da economia. Assim, impactos positivos em inovações no EMBI, na SWAP, na SELIC, no IPCA (em escala muito pequena) e na DIVPIB (devido estas variáveis aumentarem a probabilidade de default) causam variabilidades positivas na taxa no índice EMBI, e choques em inovações nos fluxos de capitais (OIE, OIB e IE) impactam negativamente índice EMBI. Finalmente, sem necessidade de comentários adicionais, as respostas dos fluxos de capitais, com relação aos impactos em inovações nas variáveis do modelo, demonstraram ser consistentes.

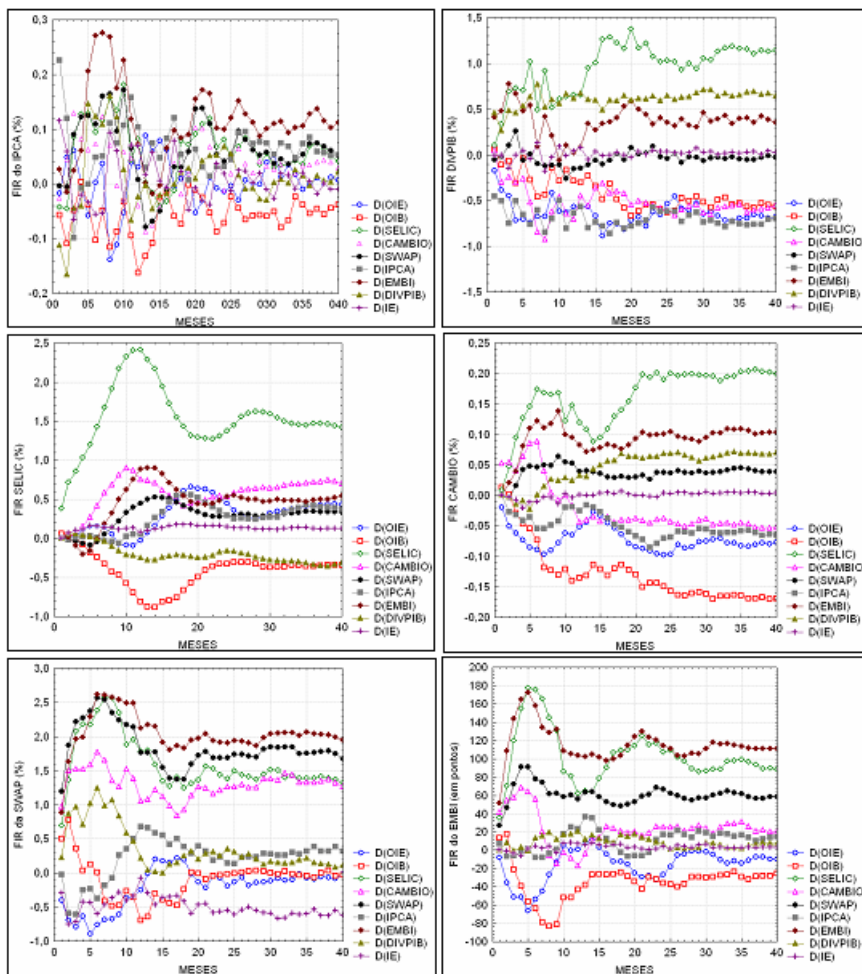


Fig. 5. Função resposta impulso para as variáveis SELIC, CAMBIO, SWAP e EMBI, obtidas pelo procedimento de Cholesky (impulso de um desvio-padrão), para o segundo período.

### 6.3.3. *Decomposição de variância*

Apresentaremos a análise da Decomposição de Variância para as variáveis incluídas no modelo VAR, de tal modo que nos possibilita levantar os aspectos a ser destacados no estudo. As estimativas utilizaram a seqüência de causalidade estabelecida pelo teste de Granger (Relação (14)), contudo, para a variável câmbio faremos uma comparação com as estimativas das DVs, utilizando uma seqüência diferente da Relação (14), com o intuito de mostrar a discrepância entre os resultados, quando se utiliza seqüências diferentes.

A lógica da análise será, como para o primeiro período, tal que iremos verificar o comportamento das variáveis causadoras das demais e, em seguida, destacaremos os resultados das variáveis mais impactadoras. A análise da decomposição de variância nos mostra que podemos destacar três situações básicas: um primeiro grupo de variáveis que apresentam um maior grau de exogenia (OIB, OIE e SELIC), um segundo grupo, formado por variáveis que apresenta uma posição intermediária (CAMBIO e EMBI) e um último grupo, que representa as variáveis mais endógenas do modelo (SWAP, DÍVIDA, IPCA e IE).

Para os dados referentes a essa nova fase, analisamos as Figuras (6), (7) e (8). A princípio, a Figura (6) estabelece a comparação da Decomposição de Variância para a variável câmbio, obtida pela Seqüência Lógica, SL, dada por (14) e a Seqüência Ilógica, SI (apresentada na legenda). A Figura (6.a) mostra as respostas do câmbio com relação às inovações estocásticas em cada variável do modelo VAR, na seqüência SL (Relação (14)) e a Figura (6.b) apresenta as respostas do câmbio às inovações estocásticas em cada variável, na seqüência SI. O que queremos é ilustrar, por meio de comparações, as drásticas mudanças na composição da estrutura dinâmica dos impactos dos choques, com relação à resposta da variável câmbio, quando se muda a seqüência das variáveis no modelo VAR. Portanto, utilizar-se-á na análise a seqüência de variáveis definidas pelos testes de causalidade de Granger (Figura (8.a)), para a análise de decomposição de variância da variável câmbio.

Inicialmente, apresentaremos o grupo das variáveis mais exógenas. Observa-se na Figura (7) que os fluxos de capitais Moeda e Depósitos de Estrangeiros (OIE) e Moeda e Depósitos de Estrangeiros (OIB) continuam fortemente exógenos, como observado no primeiro período. A análise das DVs destes fluxos nos mostra, que para o curtíssimo período, as variabilidades em ambas as variáveis são essencialmente explicadas por elas próprias (respectivamente, de  $\approx 88\%$  e  $\approx 100\%$ ). Para períodos de previsão mais longos, elas continuam tendo suas variações fortemente explicadas por si mesmas, ainda que no caso de OIE a exogenia seja maior. No longo prazo, a variabilidade no OIB distribui-se, essencialmente, nas seguintes proporções: ao próprio OIB em  $\approx 30\%$ , ao IPCA em  $\approx 22\%$ , ao EMBI em  $\approx 10\%$ , à SWAP em  $\approx 10\%$ , ao OIE em  $\approx 8\%$ , e ao CAMBIO em  $\approx 4\%$ . E, a volatilidade no OIE distribui-se, em função dos choques nas demais variáveis do modelo, nas seguintes proporções: ao próprio OIE em  $\approx 46\%$ , ao IPCA em  $\approx 8\%$ , ao EMBI em  $\approx 6\%$ , ao CAMBIO em  $\approx 4\%$  e à SWAP em  $\approx 4\%$ .

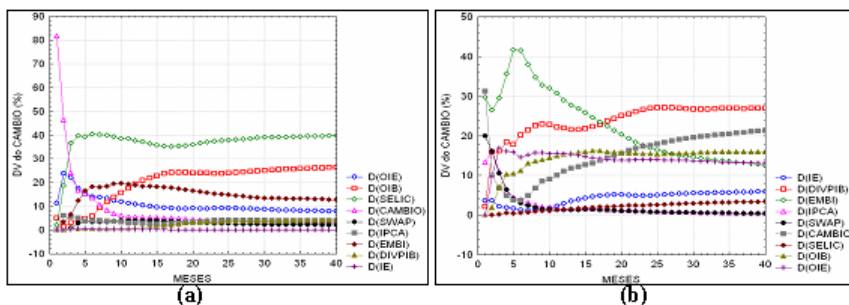


Fig. 6. Comparação da DVs obtida pela seqüência lógica, SL, dada por (14) e a seqüência ilógica, SI, (D(IE), D(DIVPIB), D(EMBI), D(IPCA), D(SWAP), D(CAMBIO), D(SELIC), D(OIB) e D(OIE)), para o segundo período. (a) DV do CAMBIO às inovações estocásticas sofridas por cada variável, na seqüência SL; (b) DV do CAMBIO às inovações estocásticas sofridas por cada variável, na seqüência SI

Quanto à taxa SELIC, a análise da Decomposição de Variância (Figura (7)) nos mostra que, no curto prazo, as variações da taxa são explicadas essencialmente por movimentos provocados por ela mesma ( $\approx 100\%$ ). Em períodos de previsões longos (mais do que vinte meses), este resultado permanece essencialmente o mesmo, ainda que num nível um pouco mais baixo ( $\approx 70\%$ ). Assim sendo, os impactos provocados pelas demais variáveis do modelo contribuem de forma defasada (a partir de dez meses) para a variabilidade da SELIC, em proporções tais como: CAMBIO ( $\approx 8\%$ ), SWAP ( $\approx 7\%$ ) e OIB ( $\approx 7\%$ ). Ou seja, impactos destas variáveis demoram a exercer influências mais substantiva sobre a taxa SELIC e, quando o fazem, têm um peso relativamente pequeno. Este resultado nos mostra que nesta segunda fase, a taxa SELIC comporta-se apresentando um alto grau de exogenia, ainda que sofra impactos das demais variáveis (ou seja, variações efetivas na inflação não afetam a SELIC. Talvez, o que afeta a SELIC seja as expectativas de inflação).

Pode-se detalhar que na segunda fase, a dinâmica dos juros de curto prazo (SELIC), apesar de ser determinada de forma praticamente exógena às variáveis inclusas no modelo, ela não se encontra descasada das relações com o Risco País (índice EMBI), inflação (IPCA), Dívida (DIVPIB), taxa de juros de longo prazo (SWAP) e taxa de câmbio (CAMBIO), pois, ela (a taxa SELIC) constitui o principal determinante das variabilidades destas variáveis. Também, a taxa SELIC contribui para as variabilidades dos fluxos de capitais voláteis (IE, OIB e OIE), mas em proporções bastante pequenas. Estes resultados permitem questionar se estariam os juros internos, na segunda fase, desligando-se da dinâmica de atração dos capitais? Não parece ser este o caso. Constatamos no modelo que nas interações dinâmicas de equilíbrio de longo prazo, desvios na trajetória da SELIC causam impactos de correção positivos na taxa SWAP, mas o inverso não é verdadeiro. Sendo assim, os movimentos de atração de capitais por intermédio de taxas de juros internas envolvem à visualização do mercado futuro de taxas de juros e dos prêmios de

risco exigidos, que sofrem influencias da taxa SELIC. Nesse sentido, nessa nova fase (segundo período), a análise da dinâmica do ajuste da SELIC, realizado pelas Autoridades Monetárias, causa movimentos positivos da taxa do SWAP DI×PRÉ 360.

Indicadas as variáveis consideradas mais exógenas, passamos a analisar os resultados referentes às variáveis que, ao mesmo tempo em que são fortemente explicadas por si próprias (exógenas), contudo, elas são também fortemente influenciadas por alguma(s) outra(s) variável(eis) do modelo, essencialmente, no curto prazo (EMBI e CAMBIO), o que as diferenciam das variáveis do primeiro bloco.

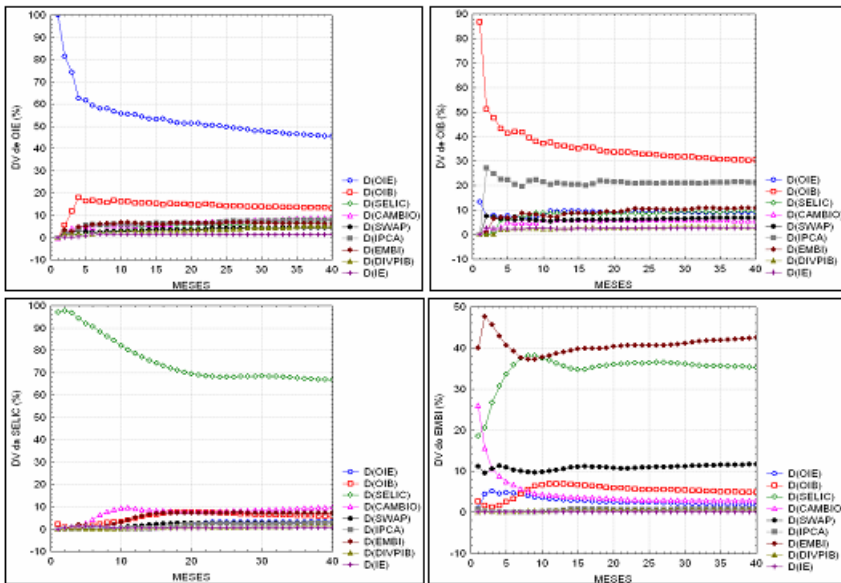


Fig. 7. DVs obtida pela dada pela Relação (14), para o segundo período, para as variáveis D(OIE), D(OIB), D(SELIC) e D(EMBI)

A variável câmbio é uma das variáveis do segundo grupo. Os dados da Decomposição de Variância nos mostram (Figura (6.a)) que, no curto prazo, a variação do câmbio deve-se, essencialmente, às variações em si próprio (mais de 80%) e, em proporções bem menores, devido a variações no OIE ( $\approx 10\%$ ) e no OIB ( $\approx 5\%$ ). Contudo, para períodos de previsões superiores, a variabilidade do câmbio devido aos choques no próprio câmbio decresce gradualmente e chega a aproximadamente zero. Os efeitos sobre a volatilidade do câmbio, devidos aos choques nas demais variáveis, crescem à medida que aumenta o tempo de previsão e após trinta meses, assumindo proporções importantes, essencialmente, devido a

SELIC e o OIB (respectivamente,  $\approx 40\%$  e  $\approx 29\%$ ), em menor intensidade, para o EMBI e o OIE (respectivamente,  $\approx 13\%$  e  $\approx 10\%$ ), e em proporções bastante pequenas, devido ao IPCA e à SWAP. Em particular, deve ser enfatizado que os efeitos de choques na SELIC passam a explicar cerca de 40% da variação do câmbio após o quinto mês e, após o décimo quinto mês, OIB passa a explicar mais de 20% da variação do câmbio.

Os movimentos do câmbio são mais bem entendidos quando se leva em conta que o nível de sua taxa é essencialmente definido no mercado secundário de câmbio (Garcia e Urban 2004), apresentando forte articulação com o movimento de derivativos. Associando este entendimento aos resultados da decomposição, podemos concluir que os mercados secundários de câmbio são altamente sensíveis e voláteis, sendo que os resultados nos indicam que movimentos na taxa SELIC, nos fluxos de capitais mais voláteis (exceto IE) e no índice EMBI+ são tomados como indicadores de mudança de expectativas, geradores de movimentos de venda/compra. Neste sentido, choques na taxa SELIC indicam uma situação de vulnerabilidade e geram movimentos de venda nos mercados secundários e de derivativos, ainda que o movimento do Balanço de Transações Correntes esteja apresentando forte ingresso de recursos. Por outro lado, movimentos abruptos de saída de recursos provocam impacto no câmbio, primeiro, devido à própria compra de dólares e, segundo, devido também aos impactos que geram sobre as expectativas dos agentes que atuam no mercado de câmbio.

A variável EMBI, também faz parte do segundo grupo, denominado de intermediário, em função de sua relação exogenidade/endogenidade. Os dados da Decomposição de Variância para esta variável (Figura (9)) nos mostram que, no curtíssimo prazo, a sua variação é explicada, essencialmente, pelos próprios choques no EMBI ( $\approx 42\%$ ) e, pelas demais variáveis como a SELIC (em  $\approx 18\%$ ), CAMBIO (em  $\approx 26\%$ ) e SWAP (em  $\approx 12\%$ ). Para prazos mais longos, a variabilidade no EMBI explicada pelos choques no câmbio se dissipa, tendendo a zero. E, a partir de sete meses, a variabilidade no EMBI, devido às inovações nas variáveis do modelo distribuem nas seguintes proporções: EMBI ( $\approx 42\%$ ), SELIC ( $\approx 35\%$ ), OIB ( $\approx 4\%$ ), SWAP ( $\approx 12\%$ ). Estes resultados demonstram que a variabilidade no EMBI, devido ao próprio EMBI dissipa muito pouco, e a explicação pela SELIC cresce e mantêm-se estável, num nível próximo a 35%.

O que se observa é que o índice EMBI apresenta variações explicadas por elementos exógenos, mas, mesmo assim, ele é afetado de forma importante pela variação do câmbio e da taxa SELIC (de forma defasada). O seja, a análise das variáveis EMBI e CAMBIO, que consideramos como tendo um nível intermediário de exogenia/endogenia, nos mostram que se estabelecem relações dinâmicas entre elas mesmas e que as variáveis SWAP e em especial, a SELIC, afetam fortemente as duas.

Finalmente, passamos a analisar os resultados referentes às variáveis que se apresentaram como sendo as mais endógenas do modelo, tal que suas variabilidades contemporâneas e mesmos em períodos de previsões longos são devidas, essencialmente, às outras variáveis do modelo VAR.

A taxa SWAP DI-PRÉ 360 é uma variável que é considerada pelos mercados como um sinalizador de expectativas, sendo que os resultados nos mostraram que ela é fortemente influenciada pela SELIC, pelo câmbio, pelo índice EMBI. Em sua análise de Decomposição de Variância (Figura (10)), observamos que a variabilidade contemporânea da SWAP são devidos, essencialmente, às inovações na SELIC ( $\approx 32\%$ ), às inovações no CAMBIO ( $\approx 36\%$ ), às inovações em OIE ( $\approx 12\%$ ) e às próprias inovações na SWAP ( $\approx 12\%$ ). Em períodos de previsões longos (mais do que cinco meses), as inovações nas variáveis do modelo contribuem de forma defasada para a variabilidade da SWAP, em proporções tais como: SELIC ( $\approx 54\%$ ), CAMBIO ( $\approx 22\%$ ), EMBI ( $\approx 13\%$ ) e SWAP ( $\approx 5\%$ ). Em particular, impactos em inovações no EMBI demoram a exercer influência mais substantiva sobre a taxa SWAP e, um fato importante a ser destacado é que o impacto de choques na taxa SELIC sobre as variações na taxa SWAP não se dissipam e evoluem bastante ao longo do tempo, até se estabilizar em um alto nível ( $\approx 54\%$ ). A influência dos choques do câmbio sobre a variação da taxa SWAP se dissipa e acaba se mantendo no nível de 22%. Outro fator a ser mencionado, no que tange à explicação da variabilidade da taxa SWAP para períodos mais longos, é o impacto resultante de variações no índice EMBI+.

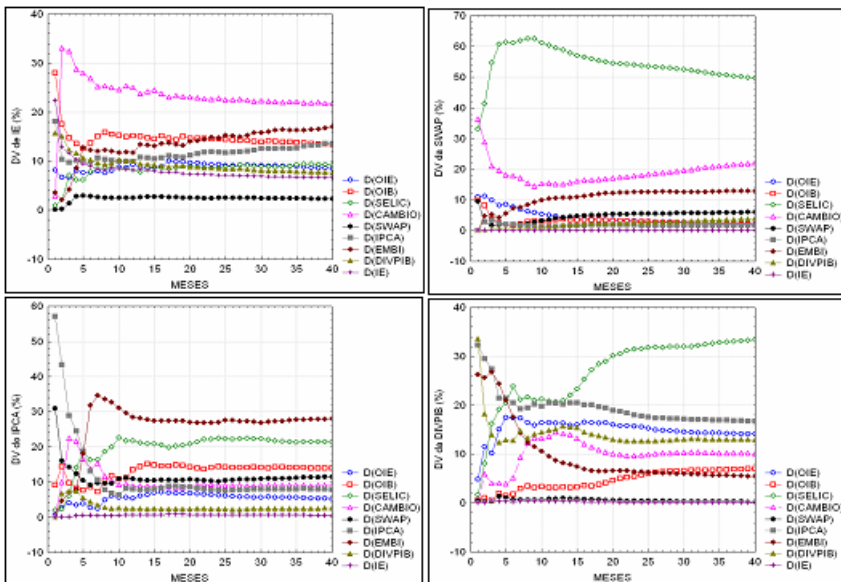


Fig. 8. DVs obtida pela dada pela Relação (14), para o segundo período, para as variáveis D(IE), D(SWAP), D(IPCA) e D(DIVPIB)



De acordo com a estimativa da DV da SWAP, os juros não estão descolados da dinâmica dos fluxos de capitais. Ademais, nesta dinâmica, destaca-se que a interação entre a taxa SELIC e a Taxa longa (SWAP) caracteriza-se como um fator de absorção de instabilidades momentâneas da economia pelo mercado financeiro, impondo um prêmio de risco à taxa SWAP. Ou seja, a taxa de juros interna compõe-se dos fatores que determinam a instabilidade na economia e a taxa a termo, toma como referência estas incertezas para a sua composição.

Também consideramos a variável DIVPIB como uma das mais endógenas do modelo. No que se refere à Decomposição de Variância (Figura (8)), podemos constatar que em curtos períodos de previsão, particularmente, de forma contemporânea (um mês), a variabilidade na Dívida é explicada, principalmente, pelos impactos gerados na própria Dívida ( $\approx 42\%$ ), pelo IPCA ( $\approx 33\%$ ) e pelo EMBI ( $\approx 22\%$ ). Contudo, em períodos de previsões longos (mais do que vinte meses), um grande número de variáveis contribui, por meio de suas inovações, para a volatilidade da DIVPIB, nas seguintes proporções: SELIC ( $\approx 36\%$ ), IPCA ( $\approx 16\%$ ), OIE ( $\approx 14\%$ ), DIVPIB ( $\approx 12\%$ ), CAMBIO ( $\approx 10\%$ ), OIB ( $\approx 6\%$ ) e EMBI ( $\approx 4\%$ ).

Observando as inter-relações levantadas para as duas variáveis já analisadas, que fazem parte do bloco mais endógeno do modelo (SWAP e DIVPIB), o que se pode evidenciar é que a taxa SELIC é a variável que mais exerce impactos sobre elas, sendo que o câmbio e o índice EMBI+ também geram impactos sobre elas e, em especial, esta última sobre a taxa SWAP. A novidade é que os impactos gerados diretamente pelos fluxos de Capitais sobre essas variáveis (com exceção de OIE) é bem menos importantes, em particular, do que aquele da taxa SELIC. Também, observou-se que os choques nos fluxos de capitais não impactam as variáveis SELIC e EMBI.

Por fim, as variáveis IPCA e IE são as mais endógenas do modelo, sendo que reagem rapidamente a praticamente todas as inovações nas variáveis. No caso da Variável IPCA, a DV (Figura (10)) demonstra que, para o curtíssimo período (efeito contemporâneo), ela tem cerca de  $\approx 58\%$  da sua variação explicada pelos seus próprios choques e  $\approx 32\%$  explicada por inovações na taxa SWAP. Mas, para períodos de previsões longos, estas participações sobre a variabilidade do IPCA, devido aos seus próprios choques e choques na SWAP, diminuem significativamente. Inovações em outras variáveis assumem maiores graus de importâncias na volatilidade do IPCA, tais como (para períodos de previsões a partir de dez meses): EMBI ( $\approx 28\%$ ), SELIC ( $\approx 22\%$ ), OIB ( $\approx 14\%$ ), SWAP ( $\approx 12\%$ ), CAMBIO ( $\approx 10\%$ ), IPCA ( $\approx 8\%$ ) e OIE ( $\approx 4\%$ ). Em particular, para o período de dois a cinco meses, a principal variável do modelo a explicar a variação do IPCA passa a ser o câmbio e, como constatado, para períodos de previsões longos, o IPCA passa a ser explicado, principalmente, pelos choques do índice EMBI+ e da taxa SELIC.

A Decomposição de Variância do fluxo de capital IE (investimentos estrangeiros no país, em renda fixa) tem sua variabilidade explicada, quase que em sua totalidade, pelas outras variáveis incluídas no modelo, tanto para os períodos de

previsão curtos como longos, essencialmente, pelas inovações no CAMBIO, no OIB, no EMBI, no IPCA e, em menores proporções, pelas inovações na SELIC, DIVPIB e, pelos seus próprios choques, no IE. Em períodos de previsões curtos (um mês), a variabilidade contemporânea de IE distribui nas seguintes proporções: em  $\approx 23\%$  devido ao próprio IE, em  $\approx 28\%$  ao OIB, em  $\approx 18\%$  ao IPCA, em  $\approx 16\%$  ao EMBI e em  $\approx 8\%$  ao OIE. Para períodos de previsão mais longos, os impactos dos choques destas variáveis decrescem gradualmente, e, com efeito defasado de um lag, a proporção dos choques no câmbio sobre a volatilidade do IE passa ser bastante significativa (em  $\approx 34\%$ ). Para períodos de previsão longos, há evoluções para níveis constantes de volatilidade no IE, devido aos impactos dos choques nas demais variáveis do modelo (períodos de previsões acerca de trinta períodos), sendo que as contribuições na variabilidade do IE distribuem-se em  $\approx 22\%$  devido ao CAMBIO, em  $\approx 15\%$  ao OIB, em  $\approx 18\%$  ao EMBI, em  $\approx 18\%$  ao IPCA e, menor proporção, em  $\approx 8\%$  à SELIC, em  $\approx 8\%$  ao OIE, em  $\approx 6\%$  à DIVPIB e em  $\approx 6\%$  ao próprio IE. Observa-se que com exceção da SWAP, com uma contribuição insignificante na volatilidade do IE, em torno de  $\approx 2\%$ , todas as demais variáveis participa na variabilidade deste fluxo de capital.

Enfim, observa-se que a explicação da variação fluxo IE deve-se, principalmente, aos impactos gerados pela variável câmbio e, em ordem decrescente, pelas pelos impactos nas variáveis EMBI e OIB. Os resultados da DV na variável IE indicam uma completa mudança de comportamento para este fluxo, pois, no primeiro período, este fluxo foi considerado como um dos elementos mais exógenos do modelo e o que mais exerceu impactos sobre as demais variáveis. Neste ponto, gostaríamos de fazer uma qualificação com os resultados encontrados para IE no segundo período. Após o choque cambial de 1999 e, especialmente, nos períodos de liquidez começaram a ocorrer intensos movimentos de recompra de dívidas, o que gerou o resultado de que a conta líquida referente a Títulos de Renda Fixa de Estrangeiros apresentasse um resultado negativo, mesmo quando havia um momento de retorno do ingresso de recursos e que aumentava o lançamento de novos títulos de Renda Fixa no exterior. Ou seja, neste período, o resultado líquido de IE está fortemente dependente da dinâmica da recompra, que é muito afetada pelas variáveis do modelo.

## 7. Considerações Finais

O modelo VEC estruturado neste estudo possibilitou estabelecer uma distinção entre os efeitos de interação na correção das tendências de equilíbrios de longo prazo e os efeitos de impactos estocásticos. Neste artigo nos preocupamos em estabelecer análises sobre os choques em inovações, sendo que um dos aspectos metodológicos que levantamos foi o de que é essencial estabelecer, de forma criteriosa, as relações de impactos entre as variáveis componentes do modelo, pois a mudança na ordem das variáveis afeta fortemente os resultados. Neste sentido, este aspecto foi considerado e, seguindo indicação de (Enders 1995, p. 329) utilizamos o

teste de causalidade de Granger para estabelecer a ordem das variáveis. Também, construímos resultados para diferentes ordenamentos nas variáveis e foi possível constatar a diferença de resultados que tínhamos encontrado, caso utilizássemos outro procedimento.

No que se refere aos resultados encontrados em nosso estudo, quando analisamos as Funções Impulso-Resposta e a Decomposição de Variância, um dos elementos fundamentais a considerar em termos da comparação da dinâmica observada entre os dois períodos analisados, refere-se ao fato de que eles apresentam dinâmicas distintas.

Quanto ao modelo referente ao primeiro período, vimos que ele apresenta uma dinâmica instável e explosiva, sendo que as principais questões que caracterizam as relações entre as variáveis são as que se seguem:

- (i) A primeira questão a ser levantada é a de que IE, OIB e CAMBIO são as variáveis mais exógenas ao modelo e, ademais, predominam sobre a estrutura dinâmica da variabilidade de, praticamente, todas as variáveis consideradas pelo modelo. Ou seja, os choques gerados pelas demais variáveis do modelo explicam muito pouco da variância das três primeiras, mas os movimentos dessas influem pesadamente na variação de todas as outras. Isto posto, cabe ainda a qualificação de que OIB e IE afetaram diretamente os fluxos de OIE que, por sua vez, também foi central para explicar a variação das demais variáveis do modelo (exceto o câmbio).

No que se refere à exogenidade das mesmas, observou-se que a volatilidade de cada uma delas no curtíssimo prazo é explicada, essencialmente, por choques relacionados a fatores que não estão explicitados no modelo. Ainda assim, é importante destacar que elas três exercem efeitos dinâmicos entre si, pois, para períodos de previsão mais amplos, choques efetuados por qualquer uma delas geram importantes efeitos nas outras duas.

Concretamente, é possível constatar a forte volatilidade da Conta Financeira do Balanço de Pagamentos Brasileiro, sendo que os fluxos financeiros utilizados em nosso estudo estiveram entre os principais responsáveis por este comportamento, observando-se que os mesmos apresentaram fortes reversões (Biage e Correa 2007). Tendo em vista que grande parte da variação contemporânea dos mesmos foi provocada por elementos exógenos ao modelo, nossa interpretação é de que estas estiveram relacionadas, principalmente, à dinâmica externa dos mercados financeiros internacionais e não a questões domésticas.

Para nós, esta dinâmica dos fluxos mais voláteis de recursos está relacionada ao fato, que a maior parte do período em questão é coincidente com um forte ciclo de liquidez internacional. Nesta fase, tendo em vista a queda da taxa de juros básica norte americana, houve um forte afluxo de capitais mais especulativos (especialmente os hedge funds) em direção de papéis de países periféricos, em busca de maior rentabilidade. Um dos aspectos a considerar é o de que estes capitais especulativos buscam aplicações altamente líquidas e atuam fortemente alavancados. Este cenário leva a que qualquer indicação de

instabilidade, os mesmos reestruturem rapidamente o seu portfólio, mudando o mix de aplicações e gerando fortes movimentos de compra e venda e de variações de preços dos papéis. O nosso modelo, por exemplo, captou o fato de que a variação em qualquer um destes fluxos voláteis gera fortes movimentos nos demais, indicando o potencial de um Efeito Contágio.

As reversões estão relacionadas ao efeito Contágio relativo aos choques provocados pelas crises do México, da Ásia e da Rússia. Pelo modelo, observou-se que o processo inicia com as variações provocadas pela fuga que se processa nos fluxos de Moeda de Depósitos de Brasileiros (OIB) e de Investimentos Estrangeiros em Títulos de Renda Fixa (IE). Estas variáveis, por sua vez, impactam o câmbio e geram efeitos sobre as demais variáveis.

No caso do câmbio, como se sabe, vigorou o regime de bandas cambiais, a partir do qual, o valor da moeda nacional pode variar dentro do intervalo da banda. Na medida em que a o nível da taxa de câmbio é definida no mercado secundário (e afetado pelo mercado de derivativos), qualquer reversão de expectativas afeta a taxa. Isto explica o fato de que as vendas tenham ocorrido a partir do mesmo processo de reversão de expectativas e que os movimentos de fuga relativos aos capitais mais voláteis, além de gerarem processos de venda, amplificaram o efeito de reversão. Note-se, no entanto, que o viés de exogenidade da taxa também tem a ver com o fato de o câmbio ter sido administrado.

- (ii) A segunda questão a ser levantada refere-se à constatação de que os choques das variáveis SELIC e EMBI (risco país) são insignificantes no prognóstico de volatilidade no modelo VAR, para o primeiro período, à exceção do impacto que exercem sobre razão DLSP/PIB. Constata-se, ademais, que as duas variáveis citadas têm um perfil mais endógeno, sendo que às variações das mesmas são explicadas, essencialmente, pelos movimentos das variáveis mais exógenas do modelo.

Ainda que este fosse o resultado esperado para a taxa SELIC, o resultado relativo ao índice EMBI+ não é trivial. De um lado, o modelo nos mostra que o Risco-País responde, a posteriori, das fugas de recursos observadas nos fluxos mais voláteis. Ou seja, o movimento de contágio parte de investidores brasileiros, que exercem operações de arbitragem pela via do movimento de Moeda e Depósitos de Brasileiros e também de investidores estrangeiros, que retraem a oferta de novos recursos (fluxo de Títulos de Renda Fixa de estrangeiros). Estes comportamentos geram efeitos cumulativos entre si e atingem o comportamento dos detentores de títulos de dívida brasileira negociadas no exterior (formadores do movimento do Risco-País), que vendem títulos influenciados pelas expectativas geradas pela volatilidade dos citados fluxos. De outro lado, um outro fator a influenciar o índice EMBI+ é a relação de causalidade observada entre a taxa SELIC e o índice EMBI+. Isto explicita a relação existente entre a rentabilidade oferecida pelos papéis de dívida negociados no país, vis a vis aos negociados nos mercados financeiros internacionais. Uma vez que a Autoridade Monetária aumenta a taxa

doméstica de juros (que remunera parte da Dívida Mobiliária), incorporando o aumento do *Forward Premium* indicado no mercado futuro de juros e também um Risco País maior do que o anteriormente observado.<sup>19</sup> Isto acaba por afetar os detentores de títulos de dívida no exterior, que também passam a exigir uma rentabilidade maior. Ou seja, os mercados se comunicam e um aumento abrupto dos juros domésticos (calculados em dólar) gera aumento do Risco-País medido no mercado financeiro internacional.

Um comentário importante, que decorre da análise da estrutura dinâmica das variáveis no modelo, é o de que o choque em uma determinada variável produz efeitos sobre as demais e estes efeitos têm um comportamento que evolui, quando se aumentam os períodos de previsão. Eles assumem um caráter de *drift estocástico* (valor constante positivo) no médio e longo prazo. Este é um aspecto relevante, pois demonstra que os choques continuam produzindo efeitos por longo tempo, demorando a dissipar-se. Este *efeito drift*, ademais, aparece em, praticamente, todas as variáveis do modelo.

- (iii) Neste ponto, destacamos então um terceiro resultado retirado do modelo, que consideramos esclarecedor: o de que a variável DIVPIB sofre impactos imediatos e fortes quando ocorrem choques nos fluxos de capitais voláteis considerados no modelo e efeitos fortes, ainda que defasados, quando ocorrem choques no câmbio, no índice EMBI+ e efeitos um pouco menores quando ocorrem choques na taxa SELIC. Estes efeitos, por sua vez, demoram a dissipar-se e continuam gerando aumentos na própria Dívida. Na medida em que choques da variável DIVPIB explicam grande parte da variação contemporânea dela mesma, este é outro fator a mostrar os efeitos cumulativos provocados pelos movimentos especulativos dos capitais. Ou seja, as demais variáveis do modelo geram importantes impactos sobre a Dívida, que geram novos impactos, sendo que o *Drift* resultante destes movimentos não está relacionado com o comportamento do Resultado Primário das contas do Setor Público.<sup>20</sup>

A armadilha do arranjo macroeconômico se expressa, quando se percebe a interrelação entre as variáveis e o fato de que estas geram impactos explosivos no tempo, pois os efeitos se acumulam. No caso da variável DIVPIB, por exemplo, o que se observa é que a seus choques acabam por provocar impactos defasados sobre todas as variáveis, inclusive sobre os fluxos de capitais mais voláteis. Destaque-se que nesta primeira fase, os choques expressivos observados na Dívida ocorreram nos momentos de reversão de liquidez. É

<sup>19</sup> Garcia e Didier (2001) efetuam estudo mostrando que uma forma alternativa de medição do Risco-País é a de considerar a taxa doméstica de juros e dela retirar o forward premium. O *spread* resultante pode ser considerado o Risco-País exigido sobre os papéis domésticos. O que indicamos é que o nosso estudo mostra que o Risco-País medido pelo índice EMBI+ move-se depois do aumento do *spread* exigido sobre os títulos de dívida negociados no mercado financeiro nacional.

<sup>20</sup> Obviamente, que o aumento de Dívida provocado pela existência de Déficit Primário (que passa a ser um dos fatores a gerar um valor crescente das Necessidades de Financiamento do Setor Público, ao invés de reduzi-las), também gera um efeito drift. O que queremos destacar, no entanto, é que independentemente desta questão, as variáveis financeiras afetam a Dívida de forma importante.

justamente nestes momentos que qualquer indicador de instabilidade (como o crescimento da razão DLSP/PIB) torna um fator a mais a gerar expectativas negativas. Enquanto isto, nos momentos de liquidez, aumentos na dívida não estavam gerando efeitos negativos. A questão a ser levantada é a de que a engrenagem macroeconômica montada processa uma armadilha sobre a Dívida Pública.

- (iv) A quarta questão levantada refere-se à constatação de que as variações da inflação são fortemente explicadas pelos impactos provocados pelo câmbio e, de forma defasada, pelos impactos provocados por choques em todas as demais variáveis, especialmente OIE e OIB.

Ou seja, no que se refere ao modelo relativo ao primeiro período, o que destacamos é que os fluxos de capitais foram fortemente voláteis, sendo que a dinâmica básica dos mesmos foi definida por fatores vinculados à lógica dos mercados financeiros internacionais, muito mais do que aos indicadores domésticos. Nesta fase, os fluxos mais voláteis estavam especialmente sensíveis a qualquer mudança de expectativa, tanto é verdade que os fluxos apresentam forte relação entre si, sendo que o potencial de Efeito Contágio é muito forte.

Por outro lado, no arranjo macroeconômico estabelecido, os resultados indicam que a taxa SELIC, a Dívida Pública e o câmbio ficaram reféns da lógica dos capitais voláteis, sendo que os movimentos abruptos desses capitais geraram efeitos cumulativos sobre as demais variáveis. O que o modelo nos mostrou foi que os impactos sobre o câmbio e sobre a SELIC geraram efeitos dinâmicos sobre o índice EMBI+ e sobre a Dívida Pública, fatores estes que geravam novos impactos de instabilidade sobre os fluxos de capitais, reiniciando o processo. Ademais, esta dinâmica nos mostrou que os passivos gerados se acumulavam e incluindo-se ainda o fato de que todas as variáveis apresentavam o já citado “efeito drift”. Ou seja, uma vez que estes passivos se estabeleciam, eles apresentavam uma difícil e custosa reversão.

Os resultados referentes ao modelo do segundo período demonstram que houve uma importante mudança na dinâmica entre as variáveis. Alteram-se as relações de causalidade, conforme pudemos observar pelo teste de Granger, como também se mudam os pesos dos impactos. Para detectar estas questões, resumimos os principais resultados encontrados.

- (i) A primeira conclusão do modelo é a de que os fluxos de Moeda e Depósitos de Estrangeiros (OIE) e Brasileiros (OIB) continuam fortemente exógenos e têm poder de causalidade sobre as demais variáveis.

Paralelamente, os fluxos relativos a Investimentos de Estrangeiros em Títulos de Renda Fixa (IE) demonstraram forte endogenidade, sendo afetados por praticamente todas as variáveis do modelo. Destaque-se que a dinâmica particular de IE tem a ver com o fato, de que o resultado líquido destes fluxos está sendo influenciado pelos movimentos de saída de recursos, provocados pelo pagamento e recompra de dívidas, que passaram a ocorrer nesse segundo período. Ou seja, caso não considerássemos estes movimentos de recompra e de encerramento de dívidas, e levássemos em conta, essencialmente, o

movimento de expansão e retração da compra de novos Títulos de Dívida, provavelmente obteríamos o resultado de que, também, o movimento dos Títulos de Renda Fixa (IE) teria sido fortemente exógeno e teria afetado o câmbio e as demais variáveis. Outra observação importante é a de que, ainda que em menor magnitude, o movimento de Moeda e Depósitos de Brasileiros também é afetado, em parte, por esta mesma dinâmica, pois, alguma parte do recurso direcionado para a recompra de dívidas lançadas no exterior sai do país por meio desta conta.

De qualquer forma, o fato central que queremos destacar é o de que os fluxos continuam altamente voláteis (Biage e Correa 2007) e que, continuam basicamente exógenos. Uma das diferenças que podemos detectar na comparação dos dois períodos estudados é a de que, na segunda fase, os fluxos de OIB e OIE são ainda mais exógenos ao modelo do que na primeira. De um lado, a interação entre os fluxos financeiros que fazem parte do modelo é menor do que a observada no primeiro período. Ou seja, os resultados parecem indicar que estes fluxos estão menos sensíveis do que antes, às variações observadas nos outros fluxos financeiros, sendo que, provavelmente, o Efeito Contágio é menor nesta segunda fase. Note-se que isto não quer dizer que estes fluxos não sofram abruptas reversões e o estudo de volatilidade que tomamos como ponto de partida, para definir os fluxos que seriam utilizados, nos demonstrou que estes recursos continuam fortemente voláteis (Corrêa et al., 2006.). De outro lado, as variações de OIE e OIB reagem menos aos choques provocados pela variável DIVPIB, mesmo para períodos de previsão mais amplos.

Uma segunda diferença é a de que os impactos de causalidade que os fluxos mais exógenos exercem sobre a variabilidade dos demais componentes, também diminuíram vis a vis ao que se verificara no primeiro período, mas continuam afetando as principais variáveis do modelo.

- (ii) O segundo resultado a ser levantado é o de que a taxa SELIC passa a ser a outra variável que, juntamente com os fluxos de capitais, exerce efeitos importantes sobre as demais, sendo que esta taxa passa a ser fortemente exógena ao modelo;
- (iii) O terceiro aspecto a ser destacado é o de que, contrariamente ao observado no primeiro período, o Câmbio passa a ser mais endógeno. No que se refere às variáveis que mais afetam a variabilidade do câmbio, temos que ele é impactado, de forma defasada, pelos choques da taxa SELIC e, secundariamente, pelos do índice EMBI+, de OIE e de OIB. Isto nos indica que os mercados secundários de câmbio são altamente sensíveis aos movimentos de liquidez internacional, já que são influenciados pelas variações nos fluxos de capitais mais voláteis e no índice EMBI+, isto ocorrendo mesmo quando se observa forte ingresso de divisas, pela via do balanço de Transações Correntes;
- (iv) O quarto resultado refere-se ao fato de que o índice EMBI+ responde menos aos impactos provocados pelos fluxos de capitais voláteis. O que observamos

é que os choques que mais explicam sua variabilidade contemporaneamente são os seus próprios e do câmbio. Por outro lado, para períodos de previsão mais longos, vemos que grande parte da variabilidade do índice EMBI+ é explicado pela SELIC, sendo que taxa SWAP também exerce importante influência, ainda que num nível muito menor do que o das outras duas.

Isto pode estar indicando que os compradores de papéis brasileiros no exterior (que definem o nível do índice EMBI+) não estão mais visualizando os fluxos de capitais voláteis como o principal indicador de instabilidade (estabilidade), que os levaria a vender (comprar) papéis. O que queremos destacar com esta conclusão é que os resultados do modelo nos permitem considerar que o movimento do índice EMBI+ é fortemente explicado pela taxa SELIC, o que tem relação com o fato de que os mercados internacional e doméstico continuam mantendo relação no que tange às exigências de rentabilidade. O que se constata pelo modelo é que a taxa SELIC move-se, fortemente determinada por elementos exógenos ao modelo e isto explica grande parte da variação da SWAP que, neste segundo período, passou a fazer parte do modelo. Ora, se grande parte da variação do índice EMBI+ é provocada pela SELIC e pela taxa SWAP, isto nos mostra como os mercados se interrelacionam, sendo que a relação de causalidade é da SELIC para a SWAP e da SELIC para o índice EMBI+. Ou seja, temos aí mais uma relação importante que demonstra o fato, de a taxa SELIC não está descolada das relações de instabilidade dos mercados, sendo que os aumentos dos juros causam impactos sobre o índice EMBI+. Por outro lado, o índice EMBI+ exerce, nesta fase, um impacto maior sobre a inflação e sobre a Dívida. O impacto sobre a inflação dá-se pela via, de que um aumento neste índice pode causar efeitos negativos sobre o câmbio e sobre a dívida, pelo mesmo motivo e porque a própria inflação também exerce efeitos sobre esta última.

- (v) O quinto aspecto levantado refere-se às relações dinâmicas relativas à variável DIVPIB. Ela passa a ser mais endógena neste segundo período, sendo que ela foi fortemente influenciada pela SELIC, pela Inflação, pelo Câmbio, pelo índice EMBI+. Os dados nos permitem então concluir que foram os choques nestas variáveis que explicaram a maior parte da variação da Dívida.

Outra questão importante é a de que suas variações continuam provocando respostas em todas as variáveis do modelo, só que os seus choques passam a explicar apenas uma pequena porcentagem da variância das variáveis do modelo. Ou seja, a influência da Dívida sobre as demais variáveis diminuiu. A lógica fundamental que se estabeleceu foi a de que a SELIC e o Câmbio determinaram as variações da razão DLSP/PIB e não sendo o nível desta última que determinou, tanto o alto nível da SELIC, como a instabilidade demonstrada pelo câmbio, em vários períodos desta segunda fase sob análise.

Conforme os dados do modelo, a economia brasileira comportou-se de forma instável, mas não explosiva. O que se observou foi que os choques em inovações, sobrepondo-se a uma tendência determinística, evoluíram de forma semelhante a um passeio aleatório, desestabilizando a estrutura econômica. Ainda assim,



observou-se que, a posteriori, ocorreu uma recomposição dos níveis das trajetórias.

A nosso ver, a situação é relativamente melhor, quando comparada ao primeiro período, tem a ver com o fato de que houve uma diminuição dos impactos dos fluxos de capitais voláteis sobre os indicadores domésticos. Este resultado, para nós, está relacionado com uma mudança de comportamento dos grandes investidores. O que se observou foi que após as crises que atingiram, em seqüência, a Rússia, o Brasil e a Argentina, os aplicadores passaram a ficar mais cautelosos em seu perfil de aplicação e os *hedge funds* deixaram de dominar a dinâmica dos recursos dirigidos aos países periféricos. As aplicações alavancadas e altamente especulativas reduziram-se, pelo menos temporariamente. Os fundos dedicados a países emergentes passam a dominar os fluxos de investimentos em carteira dirigidos a estes países, sendo que estes investidores são obrigados a seguir um *benchmark*. Paralelamente, a maioria dos países periféricos fez ajustes macroeconômicos internos e os movimentos de liquidez que se processaram geraram uma queda dos *spreads* cobrados sobre os papéis desses países.

O que se observou foi que as relações de contágio, ainda que tenham permanecido, reduziram-se e os fluxos mais voláteis, moveram-se mais como resposta às mudanças nas taxas de juros norte americana e à instabilidade gerada nos mercados financeiros globais (fatores exógenos ao modelo). Este comportamento gerou o fato de que os fluxos apresentam uma menor relação entre si e, na medida em que a dinâmica dos mesmos ficou mais descasada, este comportamento também foi observado para os mercados secundários de dívidas já lançadas, que definem o índice EMBI+. Ou seja, a sobreposição de dinâmicas passa a ser menor.

Por outro lado, a dinâmica não explosiva também tem a ver com fatores relativos ao novo arranjo macroeconômico que se estabelece. Na medida em que se adota o regime de câmbio flutuante e que o câmbio efetivamente se desvaloriza nos momentos de instabilidade, o nível do Forward Premium não é tão alto: a desvalorização esperada não é tão grande quanto àquela que pode ocorrer quando o Governo segura artificialmente o nível do câmbio e por conta da mesma questão, também o Prêmio de Risco de câmbio cobrado pelo mercado passa a ser menor. Isto leva a que as taxas de juros internas possam ser substancialmente menores, o que gera impactos menores sobre as demais variáveis.

À despeito desta melhora relativa, o que os resultados nos mostraram foi que o modelo continua altamente instável. De um lado, permanecem os impactos individuais (ainda que menos cumulativos), causados pela volatilidade dos fluxos de capitais e que respondem a fatores que fogem ao controle da política econômica doméstica, tanto é assim que a instabilidade mantém-se alta, a despeito da melhora dos indicadores de solvência externa. De outro, a dinâmica da taxa de juros SELIC é outro fator central a explicar os efeitos cumulativos de volatilidade que se estabelecem sobre as demais variáveis. Como já destacamos, esta taxa passa a ter uma dinâmica eminentemente exógena, só que os resultados do modelo nos permitem concluir que a sua dinâmica não se descolou da instabilidade financeira internacional.

Por um lado, a análise das FRIs nos mostra que a taxa SELIC responde, de forma

defasada, aos choques provocados pelos fluxos de Moeda e Depósitos e pelo câmbio, ainda que a maior parte de sua variabilidade seja explicada por si própria. De qualquer forma, se a taxa varia em resposta a essas variáveis, a variação resultante causa impactos defasados na própria taxa, que aparecem no modelo como sendo explicados por ela mesma, o que mostra como esta dinâmica é instável.

Ademais, a manutenção da primazia do combate à inflação, como o principal foco de Política Econômica, leva a que o ajuste da taxa de juros básica tenha que responder a várias determinações. De um lado, atua no sentido de conter eventuais choques de demanda e, de outro, atua no sentido de manter a valorização relativa do câmbio, que continua funcional à Política Econômica. Ora, na medida em que o nível do câmbio não é meramente definido pelo mercado primário, o que se observa é que o resultado positivo de Transações Correntes, ainda que gere a valorização da taxa, não é suficiente para estabilizá-la. Isto por que o mercado secundário de divisas mantém forte relação com os mercados de derivativos e continua fortemente influenciado pelo movimento dos fluxos de capitais mais voláteis e pelo índice EMBI+. Ou seja, o ajuste dos juros não se descola da dinâmica instável e, a qualquer sinal negativo, estabelecem-se duas possibilidades: ou os juros se mantêm ou eles aumentam de forma defasada. A consequência é a de que os mesmos ficam fortemente resistentes à queda, sendo que concretamente observou-se que a Atuação das Autoridades Monetárias tem-se mostrado fortemente conservadora, o que tem mantido as taxas de juros em patamares muito altos. Ora, esta dinâmica mais conservadora (exógena ao modelo e determinada pela Autoridade Monetária) gera impactos sobre as demais variáveis, sendo que um dos fatores centrais a ser percebido é o de que a resistência da taxa à queda tem a ver com a contínua visualização de um potencial de instabilização no mercado de câmbio, o que tem a ver com a dinâmica dos fluxos financeiros e com a lógica de aplicação dos grandes investidores.

## Referências bibliográficas

- Biage, M. & Correa, V. (2007). Abertura financeira e volatilidade da conta financeira do balanço de pagamentos brasileiro: A vulnerabilidade continua. Submetido para publicação em *Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)*.
- Carvalho, B. S. M. & Garcia, M. G. P. (2006). Ineffective controls on capital inflows under sophisticated markets: Brazil in the nineties. Disponível em [www.econ.puc-rio.br](http://www.econ.puc-rio.br).
- Doornik, J. A., Nielsen, B., & Hendry, D. F. (1998). Inference in cointegrating models: UK M1 revisited. *Journal of Economic Surveys*, 12:533–572.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons Inc.
- Garcia, M. G. P. & Didier, T. (2001). Risco cambial e risco Brasil. Texto para Discussão PUC-Rio.
- Garcia, M. G. P. & Olivares, L. G. A. (2000). O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real. Texto para Discussão PUC-Rio 409.
- Garcia, M. G. P. & Urban, F. (2004). O mercado interbancário de câmbio no Brasil. Disponível em [www.econ.puc-rio.br](http://www.econ.puc-rio.br).

- Gujarati, D. N. (2004). *Econometria Básica*. Pearson-Makron Books, São Paulo.
- Hendry, D. F. & Juselius, K. (2000). Explaining cointegration analysis: Part I. *Energy Journal*, 21:1–42.
- Larrain, F., Laban, R., & Chumacero, R. (1997). What determines capital inflows? An empirical analysis for Chile. Development Discussion Paper 590, Harvard Institute for International Development.
- Lütkepohl, H. (1991). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer Verlag, New York.
- Miguel, P. P. (2001). Paridade de juros, fluxos de capitais e eficiência do mercado de câmbio no Brasil: Evidência dos anos 90. Master's thesis, FEA/USP.
- Pastore, A. & Pinotti, M. C. (2002). A capacidade de crescer e as políticas macroeconômicas. Estudos e Pesquisas 18, INAE (Instituto Nacional de Altos Estudos).
- Pastore, A. & Pinotti, M. C. (2005). As condições macroeconômicas: Política fiscal e balanço de pagamentos. Estudos e Pesquisas 95, INAE (Instituto Nacional de Altos Estudos).
- Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1998). Impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58:17–29.
- QMS (2005). Quantitative Micro Software. Eviews 5.1 User's Guide.
- Razin, A. & Sadka, E. (2002). A Brazilian debt crisis. NBER Working Paper Series 9160.
- Saatçioolu, C. & Korap, H. L. (2006). Determinants of Turkish inflation. Turkish Economic Association, Discussion Paper, <http://www.tek.org.tr>.
- Salgado, M. J., Garcia, M. G. P., & Medeiros, M. C. (2001). Monetary policy during Brazil's Real Plan: Estimating the Central Bank's reaction function. Textos para Discussão, Departamento de Economia, PUC-Rio.
- Shone, R. (2002). *Economic Dynamics*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Vieira, F. V. (2003). Fluxo de capital, risco-Brasil, diferencial de juros e endividamento público: Uma análise econométrica para o Brasil (1995 a 2002). Anais da SEP.