

# FLUXOS DE CAPITAIS E COMPONENTES MACROECONÔMICOS: análise de inter-relações através da aplicação de um modelo de vetores auto-regressivos (VAR)

Alessandro Maia Pinheiro<sup>1</sup>  
Mário Miguel Amin<sup>2</sup>.

## RESUMO

O presente trabalho pretende investigar as interações dinâmicas entre fluxos de capitais, dívida pública, risco-país, diferencial de juros e estoque de divisas, no Brasil, no período entre 1995-2004. O modelo de vetores auto-regressivos (VAR) e o modelo de correção de erros (VEC) constituíram a estrutura empírica utilizada. Suas ferramentas (funções impulso resposta e decomposição da variância) permitiram observar, em termos gerais, que *policy makers* brasileiros enfrentam vigorosas dificuldades, quando o objetivo consiste em induzir o crescimento econômico. Isto acontece, sobretudo, porque o diferencial de juros representa um componente-chave, manipulado para evitar a diminuição dos fluxos líquidos de capitais, e para manter a estabilidade de preços.

**Palavras-Chave:** Finanças Internacionais; Fluxos de Capitais; Modelo VAR; Modelo VEC.

**Classificação JEL:** F32; F37; G15

## ABSTRACT

The present work aims to investigate the dynamic interactions between capital flows, public debt, country risk, interest rate differential and stock of foreign exchange in Brazil in the period 1995-2004. The vector autoregressive model (VAR) and the vector error correction model (VEC) constituted the empirical framework used. Its tools (impulse response functions and variance decomposition) allowed observing in general terms that Brazilian policy makers face strong difficulties when the objective is to stimulate the economic growth. This occurs especially because the interest rate differential represents a key-component manipulated to avoid the liquid capital flows decreasing and to keep the stability of prices.

**Key-Words:** International Finance; Capital Flows; VAR Model; VEC Model.

**JEL Classification:** F32; F37; G15.

## ÁREA 3: Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

---

<sup>1</sup> Tecnologista em Análise Sócio-Econômica, IBGE; Professor de Economia, Faculdade Ideal; Mestrando em Economia, Universidade da Amazônia, Belém-Pa (alessandropinheiro@ibge.gov.br).

<sup>2</sup> Professor Titular PhD, Departamento de Economia, Universidade da Amazônia, Belém-Pa (maramin@amazon.com.br).

## 1. INTRODUÇÃO

O Brasil se inscreve no conjunto de países emergentes, que se endividaram bastante, sobretudo na década de 70, fase marcada por elevada liquidez financeira mundial. Entretanto, determinados acontecimentos internacionais, como o processo de liberalização das taxas de juros e de câmbio, os choques nos preços do petróleo, a recuperação das economias centrais na década de 80, dentre outros, engendraram fortes dificuldades para que essas economias pudessem saldar seus compromissos externos, situação agravada pela interrupção dos fluxos de capitais nos anos 80.

Na década seguinte, houve uma reinserção de várias nações em desenvolvimento, especialmente latino-americanas, na dinâmica financeira internacional, desta vez em novas bases, pois o contexto recente se caracteriza, principalmente, pela generalização da globalização financeira; pelo fraco desempenho econômico das economias centrais; pela elevação do grau de incerteza na economia e pela ampliação do papel assumido pelos chamados investidores institucionais.

A urgência em gerar divisas para financiar déficits em transações correntes, fazer frente ao pagamento de juros e amortizações da dívida com estrangeiros e, portanto, equilibrar as contas externas, reforça intensamente a relação de dependência de países emergentes em relação aos fluxos internacionais financeiros.

Em dezembro de 1994, a dívida mobiliária brasileira (saldo dos títulos do tesouro) representava 17% do PIB. Em 2001, passou a corresponder a 51%. O governo brasileiro, segundo levantamento da agência de risco *Standard & Poors* em noventa e seis países, ocupou, em 2003, a quarta colocação entre os que mais gastaram com juros (8% do PIB sem incluir gastos com estatais) (Folha de São Paulo, 11 de fevereiro de 2004).

Essa performance, em tese, impacta negativamente a percepção dos investidores sobre a capacidade de solvência dos compromissos relativos à dívida soberana, o que eleva o chamado risco-país e, conseqüentemente, a exigência, por parte dos investidores, de altas remunerações pagas sobre os títulos brasileiros. Isso se materializa, através de grandes *spreads* sobre os títulos do tesouro norte-americano, considerados livres de risco (*risk free assets*). Esse cenário parece ser determinante para os caminhos seguidos pela política econômica das economias em desenvolvimento, condicionando-as a tomar medidas de caráter fortemente restritivo, no que tange ao crescimento econômico.

Por outro lado, tem-se observado uma significativa elevação da participação de ativos de países emergentes na composição das carteiras de investidores institucionais, notadamente a partir da década de 90. Isto se deve, em parte, à queda acentuada nas taxas de retorno nas economias desenvolvidas. Percebe-se que o mercado financeiro tem sido acometido por momentos de forte instabilidade, conduzindo, desde então, a diversos casos de substancial deterioração da posição financeira de diversos investidores sediados em nações desenvolvidas, inclusive com registros de *default*. A razão disto se deve às bruscas perdas registradas nos valores de ações, bônus<sup>3</sup> e outros títulos, emitidos, principalmente, nestas economias.

À guisa de ilustração, pode-se destacar o caso dos fundos de pensão, cujas informações revelam um alargamento do *gap* entre o que se deve pagar aos aposentados e pensionistas e o valor de seus investimentos. Na Inglaterra, essa diferença foi estimada pela agência Morgan Stanley em 85 bilhões de libras esterlinas (*Financial Times*, 17 de março de 2003).

Nos EUA, o Fundo de Garantia das Aposentadorias Definidas (PBGC) passou de um excedente de 7,7 bilhões de dólares em 2001 para um déficit recorde de 3,6 bilhões em 2002 (*The Economist*, 15 de fevereiro de 2003)<sup>4</sup>.

Portanto, de um lado, cresce cada vez mais a preocupação entre investidores, sobretudo de nações desenvolvidas, de buscar a diversificação global de suas carteiras, objetivando uma melhor composição entre risco e retorno (lógica do equilíbrio internacional de portfólios). Em contrapartida, países emergentes enfrentam a necessidade permanente de recorrer a recursos externos. Tais elementos dão os

---

<sup>3</sup> Títulos de dívida de longo prazo emitidos por empresas financeiras ou não-financeiras, com colocação pública ou privada, acrescidos de juros, e que possuem prazos superiores a dez anos para seu vencimento.

<sup>4</sup> Adicionalmente à instabilidade do mercado financeiro, essa categoria vem se deparando com graves dificuldades de natureza demográfica (envelhecimento populacional), assim como relacionadas à questão do desemprego. Ambos elementos confluem para minar a base de contribuintes e aumentar o montante de beneficiários.

contornos de uma relação de dependência recíproca, a qual, embora num nível ainda incipiente, tende a se fortalecer.

Diante do exposto, um importante questionamento consubstancia a problemática central deste artigo: qual a dinâmica dos fluxos de capitais que prevaleceu na economia brasileira, no período entre 1995 e 2004, representada, empiricamente, pelas inter-relações estabelecidas entre as variáveis fluxos líquidos de capitais (com base nas modalidades definidas pelo *Balance of Payments Manual* do Fundo Monetário Internacional-FMI), estoque de divisas, dívida pública, risco-país e diferencial de juros?

O entendimento de tal complexidade contribui para auxiliar *policy makers* na busca de alternativas para solucionar um importante dilema, que ora se coloca: como compatibilizar mecanismos de atração de fluxos de capitais com a necessidade de gerar uma trajetória de crescimento, respaldada por um equilíbrio do balanço de pagamentos (BP)?

Assume-se, como hipótese, que a economia brasileira está inserida num círculo vicioso, o qual envolve múltiplas interações entre as variáveis que integram a problemática exposta acima. A melhor apreensão dessa dinâmica pode ser facilitada mediante a adoção do tratamento empírico, visando capturar as especificidades de tempo e lugar, bem como conceber os fluxos de capitais financeiros nas suas diversas modalidades. O modelo VAR é apropriado, em virtude de sua flexibilidade, manifestada pela não exigência de imposição de restrições, relativas à pré-definição de quais variáveis devem ser assumidas como endógenas ou exógenas.

Nesse sentido, o objetivo geral deste artigo consiste em analisar a dinâmica dos fluxos de capitais financeiros internacionais na economia brasileira, através da aplicação de um modelo de vetores autorregressivos (VAR). Especificamente, pretende-se verificar as inter-relações entre as variáveis citadas, utilizando as duas ferramentas disponibilizadas pelo modelo VAR: as funções impulso-resposta e a decomposição da variância.

O trabalho compreende, além desta introdução, mais quatro seções. Na segunda, faz-se uma breve exposição acerca de alguns estudos empíricos relevantes, tendo como foco central os determinantes dos fluxos de capitais entre nações. Em seguida, apresenta-se a metodologia empregada, contemplando as fontes de dados utilizadas, a especificação do modelo e os procedimentos econométricos aplicados. Os resultados empíricos são demonstrados na quarta seção. Finalmente, são resumidas as principais conclusões.

## 2. ESTUDOS EMPÍRICOS

Nesta seção, busca-se dar destaque aos recentes estudos que abordam, sobretudo, os determinantes dos fluxos de capitais internacionais para economias emergentes, lançando mão de procedimentos empíricos econométricos. Nesse contexto, um dos trabalhos pioneiros a abordar a questão dos fluxos de capitais na América Latina, no início dos anos noventa, foi o de Calvo, Leiderman e Reinhart (1993). Através da utilização de procedimentos econométricos, incluindo o modelo VAR, os autores chegaram à constatação de que os fluxos são preponderantemente explicados por fatores externos à região, a exemplo da recessão e do comportamento do balanço de pagamentos norte-americano, assim como das baixas taxas de juros internacionais.

Cardoso e Goldfajn (1997) analisaram os determinantes dos fluxos de capitais para o Brasil, no período entre 1983 e 1995, levando em consideração a endogeneidade dos controles dos fluxos de capitais. Utilizando modelo VAR, constataram a importância das taxas internacionais de juros e do efeito contágio na explicação dos fluxos de capitais para o Brasil, mostrando que esses componentes afetaram principalmente os fluxos direcionados ao mercado de ações e de débito, mas não de investimento direto.

Edwards (1998), através de uma abordagem histórica e empírica (análise de correlação, regressões utilizando modelo Feldstein-Horioka e teste de causalidade de Granger), para o período de 1980 à primeira metade da década de 90, na América Latina, concentrou análise em elementos como os efeitos das entradas de capitais (*inflows*) sobre as poupanças domésticas, as formas pelas quais a mobilidade de capitais impacta a habilidade de manipular os instrumentos de política monetária independentemente, assim como a efetividade dos controles de capitais. Entre suas principais constatações, pode-se destacar o

fato de que a ocorrência de crises financeiras internacionais é acompanhada por um elevado grau de contágio entre os diversos países da região, caso comparado às nações asiáticas.

Miguel (2001), estudando o período entre janeiro de 1992 e dezembro de 1998, procurou avaliar os fluxos de capitais para o Brasil, a partir de medidas de retorno no mercado financeiro, dadas pelas condições das paridades coberta e descoberta de juros (PCJ e PDJ). Utilizando modelos de séries de tempo (análise univariada e co-integração), o autor demonstrou que os fluxos são sensíveis às medidas de retorno, embora mais dependentes em relação aos retornos descobertos. Isto significa que os investidores estiveram mais dispostos em incorrer em descasamento de moedas nesta etapa.

A análise das inter-relações, utilizando teste de causalidade e modelo VAR, entre fluxos de capitais, controles de capitais, risco-país e diferencial de juros (paridade descoberta de juros), no Brasil, constituiu o principal objetivo de Holland e Vieira (2003). Os autores, considerando o período entre 1994 e 2002, sugeriram que os controles de capital foram mais efetivos na etapa anterior (década de oitenta até meados dos anos noventa), interpretando o fato como consequência do momento mais difícil vivenciado pela economia brasileira nesta fase posterior (crise de liquidez e maior volatilidade na conta de capital).

Outra análise, fazendo uso do teste de causalidade e do modelo VAR, foi conduzida por Holland e Veríssimo (2004), onde se procurou investigar a dinâmica da liberalização financeira da conta de capital e seus efeitos sobre os fluxos de capitais de curto prazo (portfólio) no Brasil, no período de 1995 a 2002. Em linhas gerais, os resultados alcançados confirmaram a hipótese de pouca relevância da utilização de uma legislação mais liberalizante em explicar os fluxos de portfólio, fenômeno creditado à ocorrência de choques externos e contração na liquidez internacional.

Por outro lado, tanto a paridade descoberta de juros quanto o risco país se mostraram relevantes em explicar os movimentos dos capitais de portfólio, sobretudo em relação ao fluxo total e os investimentos em títulos públicos. Outro ponto destacado se referiu à fraca sensibilidade dos fluxos de capitais para os mercados de derivativos e acionário, assim como em relação à paridade descoberta de juros, ao risco-país e às medidas liberalizantes.

Oreiro *et al.* (2004) procuram analisar as influências recíprocas entre a liberalização da conta de capitais e variáveis macroeconômicas, consideradas como vitais para o país. Com essa finalidade, aplicou-se um modelo VAR, para um intervalo de tempo entre 1994 e 2001. Os resultados permitiram inferir que os controles de capitais afetam negativamente a taxa de juros no curto prazo. Os autores concluem que a não conversibilidade plena da conta e capitais é a melhor política a ser adotada, pois atenuaria a volatilidade, tanto das taxas de juros, quanto de câmbio.

Pode-se depreender dessas leituras que, tanto os fatores internos quanto os externos às economias receptoras dos fluxos, devem ser considerados, quando se procura avaliar seus determinantes. Não se pode restringir uma análise aos chamados *fundamentals*.

### 3. METODOLOGIA

Procura-se, nesta seção, expor os procedimentos econométricos adotados, em consonância com o que reza a econometria de séries de tempo, circunscritos, todavia, ao contexto do modelo de vetores autorregressivos<sup>5</sup>.

#### 3.1 FONTE DE DADOS

O presente trabalho, para fins de modelagem econométrica, utiliza dados mensais de séries relativas à economia brasileira, compreendendo o período entre 1995:1 e de 2004:12. As variáveis selecionadas dívida pública total; estoque de divisas e diferencial entre os juros internos e externos<sup>6</sup>) foram obtidas junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA); a série risco-país foi disponibilizada pelo J P Morgan-Chase; e as modalidades de fluxos líquidos de capitais financeiros foram extraídas do Banco Central do Brasil (BACEN).

<sup>5</sup> Utiliza-se o *software E-views 4.1* para obtenção dos resultados.

<sup>6</sup> Incorpora a taxa básica de juros da economia brasileira (SELIC), a taxa *prime* e a variação cambial

A opção pelo período derivou não apenas da disponibilidade de informações para todas as séries, mas também em razão da relativa carência de estudos sobre o tema, especialmente considerando intervalos de tempo muito recentes.

### 3.2 ESPECIFICAÇÃO DO MODELO E PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS

Com base no exposto até aqui, propõe-se a aplicação de um modelo VAR, o qual permite analisar empiricamente qual a participação de cada uma das variáveis no entendimento das alterações ocorridas nas outras (análise de decomposição da variância) ou mesmo a resposta de uma variável face à ocorrência de um choque (ou inovação) em um outro componente (análise das funções impulso-resposta) (BROOKS, 2002; LÜTKEPOHL, 1993; SIMS, 1980).

O modelo VAR, na forma reduzida, pode ser especificado e generalizado para um modelo VAR( $p$ ), ou um modelo VAR de ordem ( $p$ ), da seguinte forma:

$$x_t = \alpha + A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + e_t \quad (1)$$

$$p = 1, 2, 3, \dots$$

Em que  $x_t = (y_t, z_t)'$  é um vetor ( $k \times 1$ ), a matriz de coeficientes  $A_i$  é fixa ( $k \times k$ ) e  $v = (a_1, \dots, a_k)'$  é um vetor de interceptos ( $k \times 1$ ), permitindo que o intercepto não tenha média zero. Finalmente,  $e_t = (e_{yt}, e_{zt})'$  é um processo de inovações (ou surpresas) ruído branco  $k$ -dimensional, de forma que  $E(e_t) = 0$ ,  $E(e_{yt}, e_{zt}) = \Sigma$  e  $E(e_{t's}) = 0$  para  $s \neq t$ . Vale ressaltar que, através desse processo, Sims (1980) tornou os modelos capazes de serem analisados por meio de choques inesperados.

Sem embargo, alguns pré-requisitos impõem-se como necessários antes de estimar um modelo VAR. Uma primeira etapa, visando checar as condições de estabilidade do sistema, consiste na realização dos testes de estacionariedade, das análises gráficas e dos testes de estabilidade estrutural. Posteriormente, verifica-se, através do teste de co-integração, a possibilidade de existência de relações de longo prazo entre as variáveis, caso se revelem não estacionárias.

A fase subsequente se dirige mais diretamente ao VAR, encampando o método de definição do número de defasagens a serem incorporadas, e o teste para inclusão ou não de variáveis *dummy*, com vistas a detectar mudanças estruturais. Os procedimentos são demonstrados a seguir.

#### 3.2.1 Teste de estacionariedade

De acordo com Brooks (2002), Enders (1995) e Lütkepohl (1993), alguns pressupostos para estimação devem ser explicados, entre eles a condição de estabilidade. As propriedades estatísticas usuais de mínimos quadrados vigoram apenas quando as séries temporais envolvidas são estacionárias, ou seja, precisa-se investigar se o processo estocástico subjacente, que gerou a série, não varia em relação ao tempo. Caso se confirme, é possível modelá-lo através de uma equação com coeficientes fixos, estimados a partir dos dados passados.

Quando uma série temporal apresenta média e variância dependentes do tempo, revela-se não-estacionária. A não-estacionariedade de uma série implica, em síntese, que: a) há inclinação nos dados e eles não permanecem ao redor de uma linha horizontal ao longo do tempo e/ou b) a variação dos dados não permanece essencialmente constante sobre o tempo.

O método formal para identificar a estacionariedade das séries temporais é feito através do teste de raiz unitária. Com esse propósito, utiliza-se o teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), conforme equação abaixo.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Onde  $\Delta y_{t-1} = y_{t-1} - y_{t-2}$ ;  $\Delta y_{t-2} = y_{t-2} - y_{t-3}$  e  $\Delta_{t-i} = y_{t-1} - y_{t-i-1}$ , isto é, utiliza-se os termos de diferença defasados. O teste ADF, ao incluir um determinado número de mudanças defasadas, segundo Pindyck e Rubinfeld (1998), visa tornar o termo de erro não-correlacionado serialmente.

Na equação (2) estimada, as hipóteses nula e alternativa a serem testadas são, respectivamente,  $H_0: \gamma = 0$  e  $H_1: \gamma < 0$ . Se o valor da estatística ADF for maior que o valor crítico, rejeita-se a hipótese de que a

série temporal seja estacionária, fazendo-se necessário testar a presença de raiz unitária para a primeira diferença desta série. Se a primeira diferença for estacionária, então a série é I(1).

Para enfrentar o problema da determinação do número de *lags* da variável dependente, o teste é conduzido através da observação dos resultados, para cada modelo de especificação (com intercepto, com intercepto e tendência, e sem tendência e intercepto), considerando inicialmente doze até zero defasagens. Os menores números, gerados pelos critérios de Akaike (Akaike's Information Criteria - AIC) e Schwarz (Schwarz's Bayesian Information Criteria - SBC), definem o modelo.

### 3.2.2 Teste de estabilidade estrutural

Segundo Enders (1995), quando existem quebras estruturais, o teste ADF revela fragilidade, com viés em direção à não rejeição da hipótese nula de raiz unitária. Nesse sentido, diante do surgimento de dúvidas quanto à presença ou não de mudanças estruturais, através da inspeção visual do comportamento das séries ao longo do período, realiza-se o teste de estabilidade de Chow para identificação do problema (CASTELAR & SOARES, 2003; KRÄTZIG & LÜTKEPHOL, 2004).

A amostra é dividida em partes (dependendo do número de quebras a serem testadas). Em seguida, calcula-se as regressões separadamente para cada sub-amostra. Verifica-se a existência ou não de diferença significativa nas equações estimadas. Caso positivo, há indicação de mudança estrutural na relação. O teste é baseado na comparação entre a soma dos quadrados dos resíduos (SQR) da equação de regressão contendo todas as observações e o somatório das SQR's das regressões baseadas nas subamostras.

O *software Eviews* apresenta duas estatísticas para o teste de Chow. A estatística  $F$ , baseada na comparação da SQR restrita e irrestrita, sob a hipótese nula de ausência de mudança estrutural. No caso mais simples, envolvendo uma única quebra estrutural, tem-se:

$$F = \frac{(u'u - u_1'u - u_2'u_2) / k}{(u_1'u_1 + u_2'u_2) / (T - 2K)} \quad (3)$$

Onde  $u'u$  = SQR contendo todas as  $T$  observações;  $u_i'u_i$  = SQR do modelo referente à subamostra  $i$ ;  $T$  = número total de observações; e  $k$  = número de coeficientes do modelo. A estatística *Log Likelihood Ratio* é baseada na comparação do máximo restrito e irrestrito da função de máxima verossimilhança. Este teste segue uma distribuição  $\chi^2$  com graus de liberdade  $gl = (m - 1) * (k + 1)$ , onde  $m$  corresponde ao número de subamostras e  $k$  corresponde ao número de variáveis explicativas (CASTELAR & SOARES, 2003).

### 3.2.3 Procedimento de Johansen-Juselius para testar co-integração – Teste de Johansen com base em modelos VAR-VEC

Granger e Newbold (1974, 1986) destacaram que uma regressão entre uma variável I(1) contra outra I(1) será espúria, uma vez que os estimadores de mínimos quadrados falham neste caso. Granger, todavia, identificou uma situação em que a regressão de um processo I(1) contra outro I(1) não é espúria. De fato, numa situação onde as variáveis são co-integradas, os estimadores de mínimos quadrados funcionam bem, pois convergem para o verdadeiro parâmetro mais rápido que o usual.

Conforme Enders (1995, p. 359), “[...] usually, set of  $I(d)$  variables is not cointegrated. Such a lack of cointegration implies no long-run equilibrium among the variables, so that they can wander arbitrarily far from each other”. Entretanto, é possível que  $\varepsilon_t$  seja estacionário, I(0). Neste caso, admite-se que as tendências de  $\{y_t\}$  e  $\{z_t\}$  se cancelam mutuamente quando  $\varepsilon_t = Y_t - \alpha - \beta z_t$  é formada. Sob tal hipótese,  $\{y_t\}$  e  $\{z_t\}$  são definidas como co-integradas e  $\beta$  é chamado de parâmetro de co-integração. Então, há uma combinação linear entre duas séries I(1), a qual é I(0).

Suponha-se que um conjunto  $g$  de variáveis ( $g \geq 2$ ), as quais são I(1), sejam também co-integradas. Um modelo VAR com  $k$  *lags* contendo essas variáveis poderia ser representado, em vetores, como segue:

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_k y_{t-k} + u_t \quad (4)$$

No intuito de empregar o teste de Johansen, o modelo VAR acima necessita ser transformado em um modelo de correção de erro vetorial (*vector error correction* - VEC), da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + u_t \quad (5)$$

Onde:  $\Pi = (\sum_{j=1}^k \beta_j) - I_g$  ;  $\Gamma_i = (\sum_{j=1}^i \beta_j) - I_g$  e  $\Delta y_t$  é um vetor com  $n$  variáveis,  $u_t \sim (0, \Sigma)$  e  $E(u_t u'_s) = 0$  para todo  $t$  diferente de  $s$ . O modelo VAR transformado contém  $g$  variáveis no lado esquerdo da equação e  $k-1$  lags das variáveis dependentes (em diferenças) no lado direito, cada qual associada com uma matriz de coeficiente  $\Gamma$ . O número de defasagens  $k$  incluídas no VAR é determinado com base nos critérios AIC e SBC (em sua versão multivariada), tendo em vista que o teste de Johansen é afetado pelo número de lags empregados no VEC<sup>7</sup>.

Para determinar o número de vetores de co-integração, Johansen & Juselius (1990) apresentaram os testes do  $\lambda_{trace}$  (estatística traço) e do  $\lambda_{max}$  (estatística de máximo auto-valor), bem como os seus valores críticos. Formalmente, as estatísticas de teste  $\lambda_{trace}$  e do  $\lambda_{max}$  são dadas por:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (6)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (7)$$

Onde  $r$  é número de vetores de co-integração sob a hipótese nula,  $T$  é o número de observações e  $\hat{\lambda}_i$  é o valor estimado o  $i$ -ésimo *eigenvalue* ordenado da matriz  $\Pi$ . O teste para  $\lambda_{trace}$  é um teste conjunto onde a hipótese nula é de que o número de vetores de co-integração é menor ou igual a  $r$ , contra a hipótese alternativa (geral) de que existem mais de  $r$  vetores. Inicia-se com  $p$  *eigenvalues*, removendo o maior sucessivamente.  $\lambda_{trace} = 0$  quando todos os  $\lambda_i = 0$ , para  $i = 1, \dots, g$ . O teste  $\lambda_{max}$  é conduzido separadamente para cada *eigenvalue*, possuindo como hipótese nula que o número de vetores de co-integração é igual a  $r$ , contra a alternativa de  $r+1$ .

### 3.2.4 Modelo VAR padrão e defasagens

Caso as variáveis não apresentem a mesma ordem de integração ou, mesmo apresentando, não se verifique relações de co-integração entre as mesmas, o modelo VAR, na forma padrão, é apropriado. Uma importante fase na construção do modelo está relacionada ao número de defasagens a serem incluídas. Para determinar a ordem de defasagens, também se utiliza os critérios de informação AIC e SBC.

### 3.2.5 Mudança estrutural e abordagem da variável *dummy*

Diante de uma situação na qual se observe a presença de mudança estrutural no comportamento de alguma(s) série(s), será utilizado o teste razão de máxima verossimilhança (*likelihood ratio teste*), com base na abordagem da variável *dummy*<sup>8</sup>, seguindo os passos recomendados por Enders (1995). O objetivo é respaldar a decisão referente à aceitação ou não desta última como um componente exógeno a ser introduzido no modelo, visando um melhor ajustamento do mesmo.

A estatística de teste tem uma distribuição qui-quadrado ( $\chi^2$ ) com graus de liberdade igual ao número de restrições no sistema. Conforme Sims (1980) a estatística é dada por:

$$(T - c)(\log|\Sigma_r| - \log|\Sigma_u|) \quad (8)$$

<sup>7</sup> Cumpre enfatizar a importância de se comparar adequadamente os modelos, ao levar em consideração o mesmo período da amostra para todos os números de defasagens (ENDERS, 1995; KRÄTZIG & LÜTKEPOHL, 2004). Neste trabalho, será utilizado o período amostral referente ao modelo com doze defasagens, por ser o mais curto. No caso destes critérios se apresentarem não conclusivos, será dado prioridade àquele que apresentar o menor número de defasagens, seguindo o princípio da parcimônia (*Box-Jenkins approach*).

<sup>8</sup> O teste se baseia na teoria assintótica, aplicando-se tanto na análise de co-integração, com base no modelo VEC, quanto na hipótese de se trabalhar com o modelo VAR na forma padrão (ENDERS, 1995).

Onde  $T$  = número de observações utilizadas;  $c$  = número de parâmetros estimados em cada equação do sistema irrestrito; e  $\log / \Sigma_r /$ ;  $\log / \Sigma_u /$  = logaritmo natural do determinante da matriz de variância/covariância do modelo restrito ( $r$ ) (excluindo *dummies*) e irrestrito ( $u$ ) (com *dummies*), respectivamente. O componente  $c$  é dado por  $c = pn + k$ , onde  $p$  é o número de defasagens;  $n$  o número de equações e  $k$  o número de parâmetros. Se o valor calculado  $\chi^2$  exceder o valor crítico, rejeita-se a hipótese nula de que a variável *dummy* não produz efeitos.

### 3.3 MODELO EMPÍRICO

A intenção do trabalho é estimar seis sistemas VAR, todos contendo as séries de dívida pública (DPUB), risco-país (RP), diferencial de juros (UIP), e estoque de divisas (DIV). O fator que os diferencia consiste na modalidade específica dos fluxos de capitais líquidos (FCL), que serão introduzidas em cada sistema. Seguem abaixo as equações do modelo geral, na forma reduzida, já levando em consideração a ordenação das variáveis<sup>9</sup> que será utilizada em cada sistema.

$$\begin{aligned} DPUB_t &= a_{10} + a_{11}DPUB_{t-k} + a_{12}RP_{t-i} + a_{13}UIP_{t-i} + a_{14}FCL_{t-i} + a_{15}DIV_{t-i} + e_{1t} \\ RP_t &= a_{20} + a_{21}DPUB_{t-i} + a_{22}RP_{t-k} + a_{23}UIP_{t-i} + a_{24}FCL_{t-i} + a_{25}DIV_{t-i} + e_{2t} \\ UIP_t &= a_{30} + a_{31}DPUB_{t-i} + a_{32}RP_{t-i} + a_{33}UIP_{t-k} + a_{34}FCL_{t-i} + a_{35}DIV_{t-i} + e_{3t} \\ FCL_t &= a_{40} + a_{41}DPUB_{t-i} + a_{42}RP_{t-i} + a_{43}UIP_{t-i} + a_{44}FCL_{t-k} + a_{45}DIV_{t-i} + e_{4t} \quad (9) \\ DIV_t &= a_{50} + a_{51}DPUB_{t-i} + a_{52}RP_{t-i} + a_{53}UIP_{t-i} + a_{54}FCL_{t-i} + a_{55}DIV_{t-k} + e_{5t} \\ k &= 1, 2, 3, \dots, p. \\ i &= 1, 2, 3, \dots, p \end{aligned}$$

#### 3.3.1 Descrição das variáveis

**DPUB** = somatório das dívidas públicas interna e externa em % do PIB.

No caso da variável acima, trabalha-se com o conceito mais amplo de dívida (Dívida Líquida do Setor Público Consolidado – DLSP), onde se incluem os governos federal, estaduais e municipais, o Banco Central, a Previdência Social e as empresas estatais. A forma líquida decorre do fato de constituir um balanço entre o total de créditos e débitos (BACEN, 2004a).

**RP** = risco-país medido pelo *Embi+brasil*, do J P Morgan-Chase em pontos base.

O *Embi+brasil* é um número índice que mede o retorno de papéis que compõem uma carteira hipotética. O risco-país é a taxa de retorno atual desta carteira, descontando-se o rendimento dos títulos do tesouro norte-americano (*treasuries*) (BACEN, 2004b). Tecnicamente, é o chamado *spread over Treasury* dessa carteira. Conforme Cintra e Farhi (2003, p. 46), o índice é “*um espelho mais fiel das expectativas dos participantes dos mercados financeiros e um indicador mais preciso do custo provável de uma emissão*”.

**UIP** = paridade descoberta de juros (*uncovered interest parity*), *proxy* de diferencial de juros internos e externos, estimada utilizando a seguinte expressão em percentual (série anualizada):

$$UIP = \left( \frac{(1+i)}{(1+i^*)(1+e)} - 1 \right) * 100 \quad (10)$$

Onde  $i$  = taxa SELIC em %, utilizada como *proxy* de juros domésticos (série anualizada);  $i^*$  = taxa *prime* em %, utilizada como *proxy* de juros externos (série anualizada); e  $e$  = variação percentual da taxa nominal de câmbio comercial para venda (média mensal) reais por dólar (R\$/US\$), utilizada como *proxy* para depreciação esperada<sup>10</sup>.

<sup>9</sup> Será abordado na subseção 3.3.2.

<sup>10</sup> Na mensuração da depreciação cambial, admite-se expectativas racionais, como hipótese instrumental, em face de determinadas características do mercado financeiro atual, tais como: natureza altamente comercializável do produto, fluidez potencial de posições individuais dos agentes, rapidez de ajustamento, comportamentos miméticos, etc. (CANUTO, 2004).

**FCL** = fluxos de capitais líquidos. Representa os seis tipos de fluxos a serem trabalhados. Utiliza-se FCL apenas para simplificar a exposição do modelo empírico em (9). As seis modalidades são estimadas em termos líquidos e em US\$ milhões, como segue:

**CFIN** = fluxos totais de capitais, mensurados pelo saldo da conta financeira do BP (Sistema VAR-CFIN);

**TPORT** = fluxos totais de investimentos de portfólio, mensurados pelo somatório dos saldos das contas de investimento em carteira e de derivativos do BP (Sistema VAR-TPORT);

**CART** = fluxos de investimentos em carteira, mensurados pelo saldo da conta de investimentos em carteira do BP<sup>11</sup> (Sistema VAR-CART);

**DERIV** = fluxos de investimentos em derivativos, mensurados pelo saldo da conta de investimentos em derivativos do BP<sup>12</sup> (Sistema VAR-DERIV);

**OUT** = fluxos de outros investimentos, mensurados pelo saldo da conta de outros investimentos do BP<sup>13</sup> (Sistema VAR-OUT); e

**ID** = fluxos de investimentos direto, mensurados pelo saldo da conta de investimentos diretos do BP<sup>14</sup> (Sistema VAR-ID).

Em verdade, a tipologia dos fluxos acima descrita se espelha nos níveis de agregação das contas externas expressas no balanço de pagamentos brasileiro<sup>15</sup>, tal como segue:

$$CFIN = TPORT + OUT + ID \text{ (11) e}$$

$$TPORT = CART + DERIV \text{ (12)}$$

**DIV** = estoque de divisas.

Utiliza-se o conceito de liquidez internacional, o qual inclui, além dos haveres prontamente disponíveis (conceito caixa), os representados por títulos de exportação e outros de médio e longo prazo (FMI, 1993).

### 3.3.2 Ordenação das variáveis

Para se recuperar todas as informações do sistema primitivo, através da estimação do VAR na forma padrão, é necessário impor algumas restrições sobre os coeficientes do primeiro sistema, de modo a torná-lo identificável<sup>16</sup>. A ordenação tem como base os pressupostos teóricos de que a causalidade contemporânea mais plausível entre as variáveis aponta para o seguinte: uma economia altamente endividada alimenta o risco-país, o qual, por sua vez, implica numa exigência, por parte dos investidores de um prêmio, que se materializa na forma de juros mais elevados. Estes atuam no sentido de atrair capitais em busca de maiores retornos relativos. O aumento dos fluxos líquidos tende a elevar o estoque de divisas na economia.

Com base na racionalidade exposta, adota-se a seguinte ordenação: dívida pública, risco-país, diferencial de juros, fluxos líquidos de capitais e estoque de divisas. Neste caso, dívida pública, risco-país, diferencial de juros e fluxos líquidos de capitais não respondem contemporaneamente à variável estoque de divisas, enquanto que o *feedback* contemporâneo na outra direção é permitido<sup>17</sup>.

<sup>11</sup> Inclui as sub-contas investimento brasileiro em carteira e investimentos estrangeiro em carteira. Ambas encampam, a crédito e a débito, ações de companhias brasileiras/estrangeiras e títulos de renda fixa de longo e curto prazos.

<sup>12</sup> Em virtude das especificidades intrínsecas à essa forma de investimento, o BACEN a apresenta como uma categoria à parte, dentro da estrutura da conta financeira do BP brasileiro, dividindo-a em ativos e passivos

<sup>13</sup> Esta conta é composta pelas sub-contas outros investimentos brasileiros e outros investimentos estrangeiros. A primeira é constituída pelas rubricas empréstimo e financiamento de longo e curto prazo, moeda e depósito, e outros ativos de longo e curto prazo. A segunda é formada pelas rubricas crédito comercial – fornecedores longo e curto prazo; empréstimos e financiamentos de longo e curto prazo – provenientes de autoridades monetárias, como o FMI, e demais setores -, moeda e depósito e outros passivos de longo e curto prazo.

<sup>14</sup> Incorpora as sub-contas investimento brasileiro direto e investimento estrangeiro direto, sendo que ambas incluem as rubricas crédito, débito, participação no capital e empréstimo intercompanhia

<sup>15</sup> Por sua vez, o Banco Central, instituição responsável pela construção do BP, segue as recomendações contidas no *Balance of Payments Manual*, do FMI (1993).

<sup>16</sup> Utilização a decomposição de Choleski, método incorporado pelo *Eviews*.

<sup>17</sup> Como se está utilizando dados mensais, esta suposição parece ser bastante plausível. Assume-se ainda que o risco país, o diferencial de juros e os fluxos de capitais reagem contemporaneamente aos choques na dívida pública.

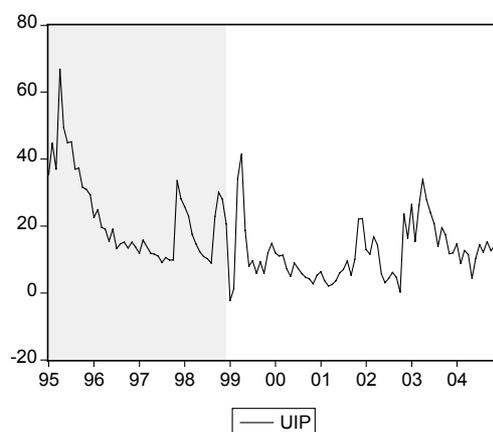
## 4. RESULTADOS

Nesta seção, são apresentados os resultados gerados por meio da aplicação dos procedimentos econométricos descritos na terceira seção.

### 4.1 ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE

Na tabela 1 (ver em anexos), apresenta-se os resultados da aplicação do teste ADF para detecção de raiz unitária. As séries fluxos totais de capitais financeiros (CFIN); fluxos totais de portfólio (TPORT); fluxos de investimento em carteira (CART); fluxos de derivativos (DERIV); fluxos de outros investimentos (OUT); e fluxos de investimento direto (ID) são séries estacionárias em nível ou  $I(0)$ . As séries, em logaritmo, dívida pública ((LOG(DPUB)), risco-país ((LOG(RP)); e estoque de divisas ((LOG(DIV)), apresentam uma raiz unitária. Portanto são não estacionárias ou  $I(1)$ . Em decorrência disso, são inseridas no modelo VAR em primeiras diferenças.

A variável diferencial de juros (UIP) se mostrou, conforme o ADF, estacionária em nível. No entanto, a análise de seu comportamento, através do gráfico 1, fornece indícios de não estacionariedade, no período anterior a janeiro de 1999 (área sombreada); antes, portanto, da mudança, no Brasil, de regime cambial fixo para flutuante, sugerindo presença de uma quebra estrutural.



**Gráfico 1 – Diferencial de Juros (1995:1 – 2004:12)**  
**Fonte: IPEA**

Com base nisso, realizou-se o teste de estabilidade de Chow, para identificação de quebra estrutural<sup>18</sup>, escolhendo como *breakpoint* janeiro de 1999. Os resultados confirmam a presença de quebra estrutural a três por cento de erro, pela estatística  $F$  ( $F = 3,61$ ; valor  $p = 0,03$ ); e a dois por cento de erro, pela estatística de máxima verossimilhança (*Log likelihood ratio* = 7,24; valor  $p = 0,02$ ). Rejeita-se, deste modo, a hipótese nula de ausência de mudança estrutural na série.

No intuito de lidar com a questão da mencionada fragilidade relativa ao teste ADF, optou-se por uma postura mais cautelosa, submetendo o resíduo da regressão ao teste de normalidade, o qual rejeitou a hipótese nula de normalidade<sup>19</sup>.

Além disso, com o propósito de dar maior sustentação à decisão, outro procedimento útil, embora convencional, foi levado a efeito: a observação do correlograma da série, onde percebeu-se que não há uma rápida queda da função de auto-correlação, indicando, portanto, presença de auto-correlação. Os valores  $p$  referentes às estatísticas  $Q$  de Ljung-Box conduzem a rejeição da hipótese nula de ausência de auto-correlação, em favor da hipótese alternativa de que pelo menos um coeficiente de auto-correlação é

<sup>18</sup> Realizou-se, primeiramente, uma regressão, considerando o mesmo modelo escolhido pelo critério SBC, quando da realização do teste ADF (intercepto e sem defasagens).

<sup>19</sup> Estatística *Jarque-Bera* ( $JB$ ) = 68,98; valor  $p = 0,00$ .

diferente de zero ( $\rho_k \neq 0$ ). Diante dessas constatações, a decisão foi de trabalhar com a série em primeira diferença (DUIP)<sup>20</sup>.

Tendo em vista os resultados relativos ao teste de estacionariedade, a utilização do modelo VAR é apropriada, já que existem séries I(0) e I(1). No entanto, no caso das séries dívida pública, risco-país, diferencial de juros e estoque de divisas, em virtude de apresentarem a mesma ordem de integração (I(1)), opta-se pela análise de co-integração, como segue.

## 4.2 ANÁLISE DE CO-INTEGRAÇÃO

Caso se verifique a presença de relações de longo prazo entre as variáveis mencionadas acima, uma nova sub-seção será criada, para analisar suas inter-relações dinâmicas, por meio de um modelo de correção de erro (VEC), o qual se reveste de maior robustez, na medida em que incorpora, no modelo VAR, os desvios em relação à trajetória de longo prazo das séries, conforme abordado em 3.2.3<sup>21</sup>. Caso não apresentem relações de co-integração, o procedimento seguinte passa a ser estimar o modelo VAR na forma padrão.

Deste modo, aplica-se o teste de Johansen às variáveis LOG(DPUB), LOG(RP), UIP e LOG(DIV), em nível. Um primeiro passo implica na definição do número de defasagens: inicia-se o teste com doze até atingir uma defasagem<sup>22</sup>. No presente trabalho, cada especificação é testada considerando a inclusão da variável *dummy* (D1), para mudança cambial, e sem sua inclusão. A escolha do modelo é feita com base nos critérios de AIC e SBC, cuja síntese dos resultados se encontra na tabela 2 (em anexos), a qual contempla os menores valores referentes aos dois critérios, para cada defasagem.

Os menores valores de AIC e SBC são encontrados quando se inclui a *dummy*. Conforme o critério de AIC, o modelo com duas defasagens seria o recomendado. Por outro lado, o critério de SBC aponta o modelo com uma defasagem. Dá-se preferência ao modelo mais parcimonioso (segundo critério SBC).

Com relação à variável *dummy*, aplica-se também o teste razão de verossimilhança, visando respaldar a decisão de incluí-la ou não. Como o valor calculado (30,65) superou o valor crítico (13,28) a um por cento, rejeita-se a hipótese nula, em favor da alternativa, ou seja, conclui-se que a *dummy* produz efeitos no sistema. A partir deste diagnóstico, é incluída no teste de Johansen, objetivando um melhor ajustamento do modelo. O teste toma como referência as informações providas pela tabela 2, por incorporar a *dummy*<sup>23</sup>.

Os resultados do teste de co-integração levam à rejeição da hipótese nula de ausência de co-integração, tendo em vista que a estatística traço é igual a 61,59 e os valores críticos, a um e cinco por cento de erro, são iguais a 45,58 e 39,89, respectivamente. Prossegue-se testando a hipótese nula de existência de pelo menos um vetor de co-integração, onde se verifica que a estatística traço é igual a 20,27, sendo 29,75 e 24,31 os valores críticos a um e cinco por cento erro, respectivamente. Conclui-se, portanto, pela presença de um vetor de co-integração, que deverá ser adicionado ao modelo VAR, gerando o modelo VEC.

Com base nesses resultados, o próximo procedimento passa a ser estimar um modelo VEC (1) (com a inclusão da *dummy* cambial)<sup>24</sup>, para verificação das interações dinâmicas entre as variáveis, em primeiras diferenças: DLOG(DPUB), DLOG(RP), D(UIP) e DLOG(DIV). Após isto, retoma-se, para análise, o modelo VAR na forma padrão.

<sup>20</sup> Este último procedimento foi também utilizado por Holland & Verissimo (2004), todavia com base apenas na análise gráfica e no teste de normalidade.

<sup>21</sup> Outro argumento em prol dessa decisão é de que as interações dinâmicas entre essas variáveis tendem a mudar a cada modalidade de fluxo que é inserida no sistema.

<sup>22</sup> Tomou-se o cuidado de manter o mesmo período amostral em cada número de defasagens.

<sup>23</sup> Esta assume valor zero para o período entre 1995:1 e 1998:12, e valor um para o intervalo entre 1999:1 e 2004:12.

<sup>24</sup> Opção derivada dos resultados produzidos pelo teste de Johansen, com base nos modelos VAR/VEC.

### 4.3 MODELO VEC

Conforme os resultados verificados anteriormente, no tocante ao teste de Johansen - envolvendo as variáveis dívida pública, risco-país, diferencial de juros e estoque de divisas -, é possível identificar a presença de um vetor de co-integração.

Diante disso, decide-se por analisar as interações dinâmicas entre essas variáveis no contexto de um modelo VEC. São exibidos, a seguir, os resultados concernentes à aplicação das ferramentas fornecidas pela metodologia de vetores auto-regressivos – funções impulso-resposta e decomposição da variância – onde se busca caracterizar a dinâmica subjacente aos quatro componentes. Ambas as ferramentas são utilizadas considerando um horizonte temporal de doze meses à frente.

#### 4.3.1 Análise das funções impulso-resposta e decomposição da variância no modelo VEC<sup>25</sup>

As tabelas 3 e 4 (em anexos) sintetizam<sup>26</sup> os resultados concernentes às funções impulso-resposta e decomposição da variância, contemplando as quatro variáveis integrantes do modelo VEC.

Na tabela 3, verifica-se que uma característica comum a todas as variáveis corresponde à efemeridade dos efeitos, os quais não ultrapassam nove meses. Choques nos componentes dívida pública, risco-país e diferencial de juros tendem a produzir respostas preponderantemente positivas, quando direcionados a si próprios e às outras variáveis, exceto quando aplicados ao estoque de divisas, que exhibe uma trajetória descendente. Inovações nesta última geram efeitos positivos em si mesma, na dívida pública e no risco-país; e negativos quando dirigidos ao diferencial de juros.

Os resultados produzidos até aqui revelam a existência de múltiplas inter-relações entre as variáveis selecionadas para o modelo VEC. Destaca-se a forte interação recíproca entre dívida pública e diferencial de juros, sendo que, de acordo com as funções impulso resposta, choques em uma das duas variáveis provocam trajetórias ascendentes na outra.

Na tabela 4, percebe-se que o primeiro componente explica, doze meses à frente, aproximadamente 24% da variância do segundo, ao passo que, na direção contrária, 12% da variância da dívida pública é explicada pelo diferencial de juros, após igual período.

Chama atenção, no entanto, o fato de que as determinações mais fortes (estimadas pela decomposição da variância) são aquelas direcionadas ao diferencial de juros, ou seja, este se mostrou o componente mais sensível do sistema. Por seu turno, o risco-país apresentou a endogeneidade mais fraca.

Sem embargo, uma análise mais abrangente só pode ser viabilizada mediante a incorporação das informações geradas via aplicação do modelo VAR (contemplando os seis sistemas apresentados anteriormente), visto que este acrescenta as modalidades de fluxos de capitais financeiros à dinâmica em estudo. A seguir são apresentados seus resultados.

### 4.4 MODELO VAR

De acordo com os argumentos expostos, cabe, nesta etapa, proceder à estimação do modelo VAR, na forma padrão, concentrando-se na análise acerca dos efeitos produzidos sobre cada modalidade de fluxos de capitais, a partir de choques de um desvio padrão nos componentes dívida pública, risco-país, diferencial de juros e estoque de divisas; assim como nos impactos sobre cada uma dessas quatro últimas variáveis, após choques em cada modalidade de fluxo. Isto é feito com auxílio das funções impulso-resposta.

<sup>25</sup> Ordem considerada: DLOG(DPUB), DLOG(RP), D(UIP) e DLOG(DIV). Segue-se a mesma lógica exposta no modelo empírico, em 3.3.2. Observou-se, através da matriz de correlação dos resíduos, que alguns coeficientes eram maiores que 0,2. Portanto, a ordem de inserção tende a influenciar os resultados. No intuito de corroborar o verificado, inverteu-se a ordem das variáveis, onde se constatou alteração nos resultados. Esta mesma observação é válida para a decomposição da variância

<sup>26</sup> Os gráficos e tabelas completos, relativos às funções impulso-resposta e decomposição da variância, foram suprimidos, tendo em vista a exigüidade de espaço. Os autores podem disponibilizá-las a quem possa interessar. O mesmo se aplica para o modelo VAR.

De forma subsequente, são analisadas as decomposições das variâncias relativas aos seis tipos de fluxos, explicadas pelas variáveis dívida pública, risco-país, diferencial de juros e estoque de divisas. Em seguida, verifica-se qual o percentual das variâncias destas quatro séries, que é atribuído a cada uma das seis modalidades. Ambas as ferramentas, funções impulso resposta e decomposição da variância, são analisadas considerando um horizonte temporal de doze meses à frente.

Antes, porém, de gerar as funções impulso-resposta e a decomposição da variância, três etapas são cumpridas. Um primeiro passo consiste em definir, para cada sistema (ou modalidade de fluxo), a ordem de defasagem do modelo VAR. Iniciou-se o processo com doze defasagens, terminando com uma<sup>27</sup>. Foi levado em conta as especificações com intercepto; sem intercepto; e com uma variável *dummy* (D1, para a mudança cambial). Os critérios AIC e SBC mostram-se conclusivos para todos os sistemas, apontando como melhor opção o modelo VAR(1), sem intercepto e sem *dummy*. Em seguida, objetivando dar maior respaldo à decisão de incluir ou não uma *dummy* para a mudança cambial, procede-se ao teste de razão de máxima verossimilhança.

De acordo com o teste, nos sistemas que utilizam as modalidades fluxos financeiros totais, fluxos totais de portfólio e fluxos de investimentos em carteira, conclui-se que a *dummy* não produz efeitos ( $H_0$  não é rejeitada). Por outro lado, nos sistemas referentes aos fluxos de derivativos, outros investimentos e investimentos diretos, observou-se que a *dummy* produz efeitos ( $H_0$  é rejeitada, em favor de  $H_1$ ). Portanto, nestes três últimos casos, inclui-se a *dummy* cambial (D1), visando um melhor ajustamento dos modelos.

Vencidas essas etapas, a seguir são apresentados os resultados das funções de impulso-resposta e decomposição da variância<sup>28</sup>.

#### 4.4.1 Análise das funções impulso-resposta e decomposição da variância no modelo VAR

Analisando comparativamente as funções impulso-resposta, nos sistemas VAR, pode-se verificar, num primeiro momento, as trajetórias desenhadas pelas seis modalidades de fluxos, em decorrência de choques nas outras quatro variáveis. A síntese dos resultados é exposta na tabela 5 (em anexos).

No caso de inovações na dívida pública, percebe-se que os efeitos são bastante curtos e, predominantemente, negativos, quando se trata dos fluxos totais, de portfólio e de carteira. Pode-se sugerir que aumentos no nível de endividamento público tendem a provocar reações negativas nos investidores e, como estas são modalidades predominantemente de curto prazo, há incentivo à rápida diminuição dos fluxos líquidos.

Curiosamente, os investimentos diretos respondem positivamente ao endividamento público. O crescimento da dívida parece ter intensificado as privatizações neste período, as quais representaram um forte atrativo para este tipo de fluxo. Os fluxos de outros investimentos reagem negativamente à dívida pública, porém sem expressividade; e os de derivativos não demonstram sensibilidade a esse componente.

No caso de inovações no risco-país, verifica-se que as respostas também são efêmeras e, predominantemente, negativas, ou seja, elevações no risco-país estimulam a redução dos fluxos líquidos, sobretudo os de caráter mais volátil. Os efeitos sobre os fluxos de outros investimentos são praticamente nulos, ao passo que, em relação aos fluxos de investimento direto, a reação negativa se dá apenas no segundo mês. Após isso, os efeitos são positivos e se estendem até o nono mês.

No tocante a choques no diferencial de juros, há uma resposta positiva, embora modesta, dos fluxos totais, de portfólio e de carteira. Estas duas últimas modalidades são, teoricamente, de caráter mais especulativo e, portanto, são investimentos que procuram maiores remunerações. Respostas no sentido inverso são encontradas para o caso dos fluxos de outros investimentos e de investimento direto. Os investimentos em derivativos se mostram insensíveis ao diferencial de juros.

Quando há um choque no estoque de divisas, a quase totalidade dos tipos de fluxos responde negativamente, porém sem efeitos no primeiro mês. Isto parece estar vinculado ao impacto dos fluxos sobre eles próprios. Como os efeitos não são duradouros, aumentos nos fluxos líquidos são seguidos por

<sup>27</sup> Houve preocupação em manter o mesmo período amostral para todos os números de defasagens.

<sup>28</sup> Como mencionado em 3.3.2, a inserção das variáveis nos sistemas obedece a seguinte ordem: dívida pública, risco-país, diferencial de juros, fluxos de capitais financeiros (seis modalidades) e estoque de divisas.

aumentos no estoque de divisas. Logo depois, há redução no nível dos mesmos. Esse comportamento confirma a predominância dos objetivos de curto prazo na alocação de investimentos, característica do mercado financeiro atual. A exceção recai sobre os fluxos de derivativos: apesar de responderem positivamente somente no segundo mês, pode-se dizer que os efeitos são praticamente nulos.

O outro aspecto relevante, captado através das funções impulso-resposta, diz respeito ao *feedback* correspondente aos efeitos de choques em cada modalidade de fluxos sobre os outros componentes em análise (síntese exibida na tabela 6, em anexos). Constata-se que um fenômeno comum, para quase todos os tipos de fluxos, é que as respostas das variáveis dívida pública, risco-país e estoque de divisas, embora sem grande expressividade, são positivas e sempre acontecem do segundo mês em diante (não há impacto contemporâneo). Com relação ao diferencial de juros, sua trajetória é quase sempre negativa, e também se faz presente a partir do segundo mês. Ademais, os efeitos não ultrapassam o terceiro mês.

Um detalhe se refere ao fato de que alguns efeitos são inexpressivos ou quase nulos. É o caso dos fluxos de portfólio e de carteira sobre a dívida pública, dos fluxos de outros investimentos sobre o risco-país, e dos investimentos diretos sobre o diferencial de juros.

A outra ferramenta disponibilizada pela metodologia VAR - a decomposição da variância -, do mesmo modo, permite algumas comparações interessantes. Como se esperava, as modalidades fluxos de derivativos, outros investimentos e fluxos de investimento direto se mostram pouco sensíveis aos outros componentes dos sistemas, situação também retratada pelas funções impulso-resposta (ver síntese dos resultados na tabela 7, em anexos).

A variância concernente aos fluxos de derivativos é explicada, quase que exclusivamente, pelos próprios fluxos, seguidos pelo risco-país (este com um percentual de apenas 2,7% após doze meses). Cada componente (dívida pública, risco-país, diferencial de juros e estoque de divisas) explica não mais que 3% da variância relativa a essas três modalidades, à exceção da dívida pública, a qual responde por 3,7% do erro de previsão dos fluxos de investimento direto.

Esses fluxos apresentam características muito específicas. No caso dos derivativos, prevalecem as técnicas de *hedge*, que eliminam, dentre outros, o risco cambial. Os fluxos de investimento direto priorizam, pelo menos em tese, a ingerência sobre unidades produtivas e tendem a ter um comportamento mais estável e menos especulativo.

Os outros investimentos incorporam as modalidades de empréstimos (inclusive de organismos internacionais), que vigoravam em períodos anteriores à década de noventa, e sofreram uma acentuada redução a partir da década de noventa, sobretudo com a intensificação das inovações financeiras, no quadro das finanças globalizadas.

O cenário muda quando se observa os outros três tipos de fluxos (totais, de portfólio e de carteira). Os resultados, para estes dois últimos, são quase idênticos. Mostram-se bastante sensíveis ao risco-país (componente que explica em torno de 21% de suas variâncias após doze meses). Em seguida, figura a dívida pública, com menor relevância (7,6% aproximadamente).

As outras variáveis têm baixo potencial explicativo, não ultrapassando 2%. A variância nos fluxos totais é explicada principalmente pelo estoque de divisas (15%). Também vale ressaltar a participação da dívida pública (6,5%) e do risco-país (5,5%).

Contrariamente ao constatado nos trabalhos de Cardoso & Goldfajn (1997), chama atenção a inexpressividade do diferencial de juros como determinante dos fluxos. Seu potencial explicativo não ultrapassa 2% em todas as situações<sup>29</sup>. As várias crises financeiras, ocorridas no período em estudo, parecem ter elevado a preferência por liquidez por parte dos investidores, tornando-os mais avessos ao risco e, portanto, menos sensíveis aos retornos.

Ademais, os múltiplos formatos, mediante os quais os diversos papéis podem ser atualmente emitidos, ampliaram o mercado secundário para esses títulos, elevando sua atratividade para os investidores, os quais passam a aceitar retornos menores, em troca de maior liquidez. No caso dos *depository receipts* (DR's), por exemplo, elimina-se o risco cambial, visto que os dividendos são pagos em dólares.

<sup>29</sup> Utilizando intervalos de tempo similares ao deste estudo, bem como o mesmo procedimento de cálculo para a construção da variável diferencial de juros (UIP), Holland & Viera (2003) e Holland & Veríssimo (2004) chegaram a resultados muito próximos.

Pode-se constatar, visualizando a tabela 8 (ver anexos), que o mesmo não ocorre se a análise for direcionada aos efeitos de algumas modalidades de fluxos sobre o diferencial de juros. Este se mostra um componente significativamente endógeno, pois, caso seja estabelecido um *ranking* com base no potencial explicativo dos fluxos, percebe-se que, à exceção dos fluxos de investimento direto, as outras cinco modalidades figuram como o segundo componente explicativo mais relevante da variância do diferencial de juros. Nos casos dos fluxos CFIN, TPORT e CART, o percentual ultrapassa 8%.

O estoque de divisas constitui a variável mais afetada pelos fluxos, resultado este bastante plausível. Os fluxos totais respondem por 63% da variância no estoque de divisas. Os fluxos de investimento direto explicam apenas 4%. Este mesmo percentual se aplica à variância da dívida pública.

Voltando à questão da forte endogeneidade do diferencial de juros, um aspecto de suma importância merece destaque: refere-se ao funcionamento do regime de metas de inflação na economia brasileira, associado ao câmbio flutuante, em condições de elevado endividamento e de acentuada abertura na conta financeira. Tais ingredientes, conjugados, têm gerado forte instabilidade na taxa de câmbio. Isto também fornece uma explicação para a elevação do risco país, quando do aumento dos fluxos líquidos em todas as modalidades.

Os movimentos de saída de capitais de curto prazo, ao sabor das mudanças nas expectativas dos agentes internacionais, dentre outros fatores, passaram a se refletir – não somente em perdas de reservas internacionais – mas também sobre a própria taxa de câmbio nominal, produzindo uma forte depreciação desta, a qual, se repassada aos preços domésticos, colocaria em risco a estabilidade da taxa de inflação.

Dessa maneira, o BACEN tem sido obrigado a elevar a taxa de juros para reverter o fluxo de saída de capitais e impedir assim o aumento da inflação, via depreciação cambial. Isto, evidentemente, repercute negativamente, tanto sobre o crescimento econômico, quanto no tocante ao volume da dívida pública. Esta última situação foi corroborada pelo modelo VEC.

Uma análise mais abrangente, todavia, deve conjugar tanto os resultados auferidos a partir da aplicação do modelo VAR, quanto os relativos ao modelo VEC. Nesse sentido, pode-se dizer que os indícios conduzem a uma constatação preocupante para a economia brasileira, caso se observe o período entre 1995 e 2004.

A dinâmica que envolve as variáveis estudadas, onde o foco recai sobre os fluxos líquidos de capitais, revela uma espécie de círculo vicioso – no qual o governo está inserido - que parece produzir algo como um “engessamento” da capacidade de manejo dos instrumentos de política econômica, notadamente da monetária, inviabilizando medidas indutoras do crescimento econômico.

Dito de outro modo, a política econômica mostra sinais de que se encontra prisioneira de alguns objetivos primordiais, que se auto-reforçam, com destaque para a estabilidade de preços e o impedimento de fugas de capitais em massa. O modelo VEC mostrou as fortes interações estabelecidas principalmente entre diferencial de juros e dívida pública. Aumentos no risco-país, embora não alimentados por elevações na dívida pública e no diferencial de juros, geram também movimentos ascendentes neste último. O risco se mostrou um forte componente explicativo dos fluxos totais, de portfólio e de carteira. No entanto, destaca-se sua fraca endogeneidade às outras variáveis, tanto no VAR, quanto no VEC.

Com base neste e nos outros resultados analisados até então, pode-se argumentar que o risco-país e os próprios fluxos líquidos são afetados fortemente por fatores externos à economia brasileira. Nesse contexto, pode-se inferir que determinados trabalhos, ao procurar restringir a análise dos fatores de atração e repulsão dos fluxos de capitais em economia emergentes, somente aos chamados fatores internos, acabam por tecer leituras muito simplistas acerca da realidade.

#### 4.4.2 Caracterização da “armadilha”.

Com o objetivo de obter ganhos em termos de generalidade do potencial explicativo dos modelos VAR/VEC aqui aplicados, pode-se tomar, como exemplo, os fluxos totais líquidos de capitais financeiros (CFIN). Procurando sintetizar as interações dinâmicas entre os componentes, o diagrama abaixo pode se constituir num útil instrumento. Busca-se caracterizar a “armadilha” que parece vitimar *policy makers*

brasileiros. As setas contínuas refletem as interações mais robustas, enquanto que as descontínuas demonstram causalidades fracas ou quase nulas<sup>30</sup>.

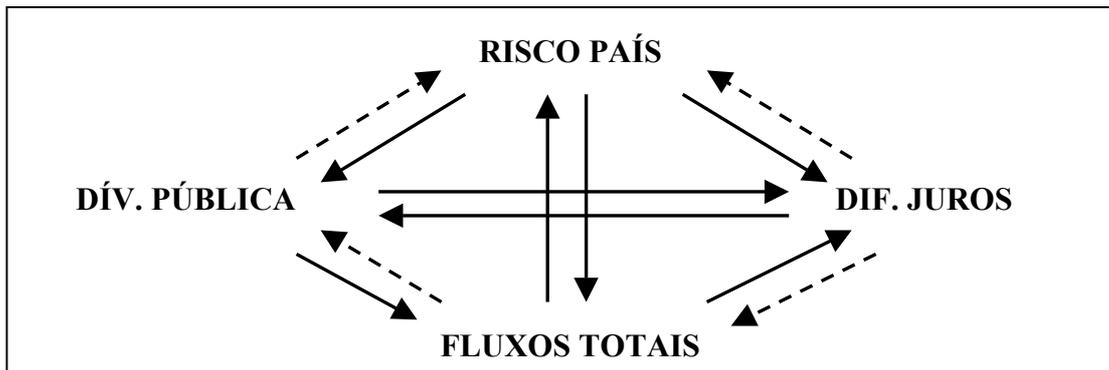


Figura 1 – As Múltiplas Interações Entre os Componentes nos Modelos VAR e VEC

Percebe-se o diferencial de juros como o único componente sobre o qual todas as determinações são expressivas. Este parece se destacar como um instrumento de política econômica a produzir severas restrições no que tange à capacidade de crescimento da economia. Quando risco e/ou dívida pública se elevam, há pressões relativas à diminuição dos fluxos líquidos de capitais, os quais acionam a alta de juros, visando elevar o diferencial em relação aos juros externos, como medida de contenção de fuga de capitais e de depreciação cambial. Por seu turno, níveis maiores de juros re-alimentam a própria dívida pública.

## CONCLUSÕES

A metodologia VAR, ao permitir maior flexibilidade no tocante à manipulação das variáveis, bem como tratá-las dentro de uma estrutura dinâmica, mostra-se apropriada para os propósitos deste artigo. A análise das funções impulso resposta e decomposição da variância revela múltiplas interações entre os componentes selecionados para o tratamento empírico, notadamente quando se trabalha com os fluxos totais, de portfólio e de carteira.

Os resultados denunciam um componente-chave, em torno do qual, as mais expressivas determinações recíprocas se manifestam (sobretudo como elemento endógeno): o diferencial de juros. Este representa uma ferramenta essencial, utilizada para garantir o equilíbrio das contas externas, bem como manter a estabilidade de preços.

## REFERÊNCIAS

- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Gestão da dívida mobiliária**. Série Perguntas Mais Frequentes, n. 6, ago., 2004a. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br>. Acesso em: 14 nov. 2004.
- \_\_\_\_\_. **Risco-país**. Série Perguntas Mais Frequentes, n. 9, out., 2004b. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br>. Acesso em: 14 nov. 2004.
- BROOKS, C. *Introductory econometrics for finance*. United Kingdom: Cambridge University Press, 2002.
- CALVO, G.; LEIDERMAN, L.; REINHART, C. *Capital flows and real exchange rate appreciation in Latin America: the role of external factors*. **IMF Staff Papers**, vol. 40., 1993, p. 123-139.

<sup>30</sup> Retirou-se a variável estoque de divisas, no intuito de simplificar a exposição. Ademais, a despeito de sua importância como variável explicativa e explicada, auferida pelos modelos VAR e VEC, apresenta resultados bastante óbvios e que representam uma espécie de consenso na literatura.

- CANUTO, O. Mobilidade de capital e equilíbrio de portfólios. In: FERRARI FILHO, F.; DE PAULA, L. F. (org.). **Globalização financeira: ensaios de macroeconomia aberta**. Petrópolis: Vozes, 2004, p. 106-176.
- CARDOSO, E.; GOLDFAJN, I. *Capital flows to Brazil: the endogeneity of capital controls*. **IMF Working Paper**, Washington, n. 115, sep., 1997.
- CASTELAR, I.; SOARES, I. **Econometria aplicada com o uso do Eviews**. Fortaleza: livro técnico, 2003).
- CINTRA, M.; FARHI, M. O crash de 2002: da “exuberância irracional” à ganância infecciosa”. **Revista de Economia Política**, São Paulo, vol. 23, n. 1 (89), jan-mar, 2003, p. 39-61.
- EDWARDS, S. *Capital inflows into Latin American: a stop-go story?* **NBER Working Paper Series**, n. 6441, mar., 1998. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w6441>. Acesso em: 15 jul. 2004.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1995.
- FMI. *Balance of payments manual*. Washington, DC., 5<sup>th</sup> ed., 1993.
- GRANGER, J.; NEWBOLD, P. *Spurious regressions in Economics*, **Journal of Econometrics**, vol.2, 1974.
- \_\_\_\_\_. *Forecasting economic time series*. AP Academic Press, Inc., 2<sup>a</sup> ed., San Diego, CA., 1986.
- HOLLAND, M.; VERÍSSIMO, M. Liberalização da conta de capital e fluxos de portfólio para o Brasil no período recente. **XXXII Encontro Nacional de Economia – ANPEC**, Paraíba, dezembro, 2004.
- HOLLAND, M.; VIEIRA, F. *Country risky endogeneity, capital flows and capital controls in Brazil*. **Revista de Economia Política**, São Paulo, vol. 23, n. 1 (89), jan-mar, 2003, p. 12-38.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. *Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money*. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.52, p.169-219, 1990.
- KRÄTZIG, M.; LÜTKEPOHL, H. *Applied time series econometrics*. New York: Cambridge University Press, 2004.
- LÜTKEPOHL, H. *Introduction to multiple time series analysis*. Berlin: Springer-Verlag, 2 ed., 1993.
- MIGUEL, P. **Paridade de juros, fluxo de capitais e eficiência do mercado de câmbio no Brasil: evidência dos anos 90**. 221 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo. BNDES, Rio de Janeiro, 2001.
- OREIRO, J. L. *et al.* Conversibilidade da conta de capitais, taxa de juros e crescimento econômico: uma avaliação empírica da proposta de plena conversibilidade do real. **Texto para discussão, Grupo de estudo sobre a moeda e sistema financeiro**, Rio de Janeiro, Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2004. Disponível em: [http://www.ie.ufrj.br/moeda/textos\\_para\\_discussao.php](http://www.ie.ufrj.br/moeda/textos_para_discussao.php). Acesso em: 10 jan. 2005.
- SIMS, C. *Macroeconomic and reality*. **Econometrica**, v. 48, p. 1-48, jan. 1980.

## ANEXOS

**Tabela 1**  
**Teste de raiz unitária – 1995:1 a 2004:12**

VARIÁVEIS	VALORES-ADF		Nº DE DEFASAGENS		MODELO					
	CRÍTICOS	CALCULADOS	AIC	SBC	INT		INT-TEND		NENHUM	
					AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	SBC
CFIN	*-9,43	-4,05	0	0	19,24	19,29	19,20	19,27	19,31	19,34
TPORT	*-6,12	-2,59	1	0	17,83	17,88	17,80	17,88	17,80	17,87
CART	*-6,12	-2,59	1	0	17,82	17,87	17,79	17,87	17,83	17,85
DERIV	*-4,82	-3,49	3	1	10,65	10,73	10,66	10,76	10,70	10,75
OUT	*-8,94	-2,59	0	0	18,79	18,84	18,81	18,88	18,81	18,84
ID	***-2,81	-2,59	5	3	16,64	16,76	16,64	16,79	16,68	16,78
UIP	** -2,49	-1,94	1	0	6,57	6,62	6,59	6,67	6,71	6,74
DLOG(RP)	*-9,25	-2,59	2	2	12,23	12,33	12,25	12,37	12,21	12,29
DLOG(DPUB)	*-11,21	-2,59	0	0	4,60-	4,65	4,61	4,68	4,59	4,62
DLOG(DIV)	*-17,76	-2,59	0	0	19,28	19,33	19,29	19,37	19,26	19,28

Nota: (\*) nível de 1%; (\*\*) nível de 5%; (\*\*\*) nível de 10%. Os valores críticos e calculados; assim como os valores de AIC e SBC são referentes ao modelo de defasagens ideal apontado por SBC.

Elaborada pelos autores.

**Tabela 2 – Definição do Modelo de Co-integração Utilizando Dummy**

Defasagens	AIC	SBC	Especificação		Nº Rank	
			AIC	SBC	AIC	SBC
1	-12,81	-12,17	Nenhuma, intercep. e s/ tend.	Nenhuma, s/ intercep. e s/ tend.	2	1
5	-12,44	-10,16	Nenhuma, intercep. e s/ tend.	Nenhuma, s/ intercep. e s/ tend.	2	0
12	-12,03	-6,87	Linear, intercep. E tend.	Nenhuma, intercep. e s/ tend.	2	1

Elaborada pelos autores.

**Tabela 3 – Síntese dos Resultados das Funções Impulso-Resposta no Modelo VEC**

CHOQUES EM	RESPOSTAS DE											
	DÍVIDA PÚBLICA			RISCO-PAÍS			DIF. JUROS			DIVISAS		
	SINAL PREP.	EFEITO		SINAL PREP.	EFEITO		SINAL PREP.	EFEITO		SINAL PREP.	EFEITO	
		INÍC.	FIM		INÍCIO	FIM		INIC.	FIM		INIC.	FIM
<b>DÍVIDA PÚBLICA</b>	+	1º MÊS	8º MÊS	+	1º MÊS	6º MÊS	+	1º MÊS	8º MÊS	-	1º MÊS	8º MÊS
<b>RISCO-PAÍS</b>	+	2º MÊS	7º MÊS	+	1º MÊS	9º MÊS	+	1º MÊS	7º MÊS	-	1º MÊS	4º MÊS
<b>DIF. JUROS</b>	+	2º MÊS	7º MÊS	+	2º MÊS	4º MÊS	+	1 MÊS	9º MÊS	-	1º MÊS	4º MÊS
<b>DIVISAS</b>	+	2º MÊS	4º MÊS	+	2º MÊS	4º MÊS	-	2º MÊS	8º MÊS	+	1º MÊS	6º MÊS

Elaborada pelos autores.

**Tabela 4 – Síntese dos Resultados da Decomposição da Variância no Modelo VEC (1 e 12 Meses à Frente)**

DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DE	PERCENTUAL DA VARIÂNCIA EXPLICADO POR									
	S.E.		DÍVIDA PÚBLICA		RISCO-PAÍS		DIF. JUROS		DIVISAS	
	1	12	1	12	1	12	1	12	1	12
<b>DÍVIDA PÚBLICA</b>	0,04	0,09	100,0	81,09	0,00	3,64	0,00	12,30	0,00	2,97
<b>RISCO-PAÍS</b>	0,12	0,32	4,62	2,22	95,39	96,19	0,00	0,47	0,00	1,13
<b>DIF. DE JUROS</b>	6,38	9,48	13,09	23,82	2,54	7,06	84,37	43,05	0,00	26,06
<b>DIVISAS</b>	0,10	0,23	5,36	6,24	0,75	2,81	2,33	3,56	91,56	87,39

Elaborada pelos autores.

**Tabela 5 – Síntese dos Resultados das Funções Impulso-Resposta no Modelo VAR**  
(Respostas das Modalidades de Fluxos a Inovações na Dívida Pública, Risco-País, Diferencial de juros e Estoque de Divisas)

HOQUES EM	RESPOSTAS DE FLUXOS																	
	TOTAIS			PORTFÓLIO			CARTEIRA			DERIVATIVOS			OUTROS			DIRETOS		
	SINAL PREP.	EFEITO		SINAL PREP.	EFEITO		SINAL PREP.	EFEITO		SINAL PREP.	EFEITO		SINAL PREP.	EFEITO		SINAL PREP.	EFEITO	
INÍC.		FIM	INÍC.		FIM	INÍC.		FIM	INÍC.		FIM	INÍC.		FIM	INÍC.		FIM	
<b>DÍVIDA PÚBLICA</b>	-	1º MÊS	3º MÊS	-	1º MÊS	5º MÊS	-	1º MÊS	5º MÊS	NULO			-	1º MÊS	3º MÊS	+	1º MÊS	9º MÊS
<b>RISCO-PAÍS</b>	-	1º MÊS	5º MÊS	-	1º MÊS	6º MÊS	-	1º MÊS	6º MÊS	-	1º MÊS	4º MÊS	+	1º MÊS	2º MÊS	+	2º MÊS	8º MÊS
<b>DIF. JUROS</b>	+	1º MÊS	7º MÊS	+	2º MÊS	5º MÊS	+	2º MÊS	5º MÊS	NULO			-	1º MÊS	2º MÊS	-	1º MÊS	2º MÊS
<b>DIVISAS</b>	-	2º MÊS	9º MÊS	-	2º MÊS	5º MÊS	-	2º MÊS	5º MÊS	+	2º MÊS	3º MÊS	-	2º MÊS	3º MÊS	-	2º MÊS	7º MÊS

Elaborada pelos autores.

**Tabela 6 – Síntese dos Resultados das Funções Impulso-Resposta no Modelo VAR**  
(Respostas da Dívida Pública, Risco-País, Diferencial de juros e Estoque de Divisas a Inovações nas Modalidades de Fluxos)

CHOQUES EM FLUXOS	RESPOSTAS DE											
	DÍVIDA PÚBLICA			RISCO-PAÍS			DIF. JUROS			DIVISAS		
	SINAL PREP.	EFEITO		SINAL PREP.	EFEITO		SINAL PREP.	EFEITO		SINAL PREP.	EFEITO	
INÍC.		FIM	INÍCIO		FIM	INIC.		FIM	INIC.		FIM	
<b>TOTAIS</b>	+	2º MÊS	6º MÊS	+	2º MÊS	5º MÊS	-	2º MÊS	3º MÊS	+	1º MÊS	2º MÊS
<b>PORTFÓLIO</b>	+	2º MÊS	5º MÊS	+	2º MÊS	5º MÊS	-	2º MÊS	4º MÊS	+	1º MÊS	3º MÊS
<b>CARTEIRA</b>	+	2º MÊS	5º MÊS	+	2º MÊS	5º MÊS	-	2º MÊS	4º MÊS	+	1º MÊS	3º MÊS
<b>DERIVATIVOS</b>	NULO			+	2º MÊS	4º MÊS	-	2º MÊS	3º MÊS	+	1º MÊS	3º MÊS
<b>OUTROS</b>	+	2º MÊS	3º MÊS	+	2º MÊS	4º MÊS	-	2º MÊS	3º MÊS	+	1º MÊS	2º MÊS
<b>DIRETOS</b>	+	2º MÊS	8º MÊS	+	2º MÊS	8º MÊS	+	3º MÊS	6º MÊS	-	2º MÊS	7º MÊS

Elaborada pelos autores.

**Tabela 7 – Síntese dos Resultados da Decomposição da Variância referente às Modalidades de Fluxos no Modelo VAR (1 e 12 Meses à Frente)**

DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS FLUXOS	PERCENTUAL DA VARIÂNCIA EXPLICADO POR									
	PRÓPRIO FLUXO		DÍVIDA PÚBLICA		RISCO-PAÍS		DIF. JUROS		DIVISAS	
	1	12	1	12	1	12	1	12	1	12
<b>TOTAIS</b>	92,00	69,92	6,58	6,54	0,53	5,61	0,88	2,17	0,00	15,75
<b>PORTFÓLIO</b>	86,72	68,71	3,89	7,68	9,33	20,97	0,06	1,22	0,00	1,42
<b>CARTEIRA</b>	86,87	68,87	3,90	7,70	9,16	20,76	0,06	1,22	0,00	1,45
<b>DERIVATIVOS</b>	98,41	96,94	0,00	0,05	1,59	2,75	0,00	0,02	0,00	0,24
<b>OUTROS</b>	96,68	94,26	1,50	1,90	0,67	0,68	1,16	1,13	0,00	2,03
<b>DIRETOS</b>	96,78	91,45	0,71	3,74	0,05	0,59	2,45	1,45	0,00	2,76

Elaborada pelos autores.

**Tabela 8 – Síntese dos Resultados referentes à Participação das Modalidades de Fluxos nas Variâncias dos Demais Componentes (1 e 12 Meses à Frente)**

MODALIDADES DE FLUXOS	PERCENTUAL DE PARTICIPAÇÃO NA VARIÂNCIA DE							
	DÍVIDA PÚBLICA		RISCO-PAÍS		DIF. JUROS		DIVISAS	
	1	12	1	12	1	12	1	12
<b>TOTAIS</b>	0,00	2,40	0,00	1,75	0,00	9,09	69,21	63,54
<b>PORTFÓLIO</b>	0,00	0,59	0,00	1,61	0,00	8,62	11,60	10,93
<b>CARTEIRA</b>	0,00	0,61	0,00	1,54	0,00	8,49	11,45	10,78
<b>DERIVATIVOS</b>	0,00	0,21	0,00	0,93	0,00	0,93	0,98	1,00
<b>OUTROS</b>	0,00	0,96	0,00	0,21	0,00	5,72	60,70	55,38
<b>DIRETOS</b>	0,00	4,05	0,00	3,19	0,00	0,65	1,13	4,40

Elaborada pelos autores.