

ANÁLISE DA DINÂMICA DA TAXA DE CÂMBIO E DE JUROS DO BRASIL NO PERÍODO DE DEZEMBRO DE 1994 A MAIO DE 2007¹

Samira Aoun²
Eder Pinatti³

1 - INTRODUÇÃO

Um dos aspectos que mais chama a atenção na economia brasileira diz respeito à combinação de duas características marcantes e interligadas, a trajetória da taxa de câmbio e da taxa de juros. A taxa de câmbio é um dos principais objetos de estudo da economia internacional e representa preços relativos relevantes para a competitividade externa e estabilidade interna. Mudanças na taxa de câmbio influenciam diretamente todas as transações econômicas realizadas com o exterior.

A taxa de juros é o custo do dinheiro no mercado. A taxa *overnight* do Sistema Especial de Liquidação e Custódia (SELIC) é um indicador diário da taxa de juros. Constitui-se na taxa média ajustada do financiamento diário lastreado em títulos do governo federal. O governo, através do leilão de títulos públicos de curto, médio e longo prazos e definição de regras para empréstimos pelos bancos, tem um papel substantivo na determinação da taxa de juro praticada diariamente pelo mercado. As taxas de juros *Over/Selic* representam o rendimento das letras financeiras do tesouro e refletem as condições instantâneas de liquidez no mercado monetário. A taxa Selic é a taxa básica de juros da economia e serve de referência para outras taxas de juros do país.

Um dos principais problemas na análise das séries temporais é testar se uma série é estacionária ou não. Séries estacionárias são, de maneira geral, as que mantêm o mesmo comportamento ao longo do tempo. A teoria e várias técnicas de análise estão bem estabelecidas para estas séries. A análise de séries não estacioná-

rias é mais complexa e o desenvolvimento das teorias específicas para análise de séries de tempo se iniciou na década de 1970, com o clássico trabalho de Box e Jenkins (1976). A partir daí, o desenvolvimento de novos instrumentos permitiu ampliar os trabalhos sobre modelos de séries de tempo. Esses modelos apresentam características relacionadas a bom grau de precisão, simplicidade, estabilidade e baixo custo, o que justifica sua utilização por órgãos governamentais de diversos países desenvolvidos.

Este trabalho objetiva utilizar modelos de séries de tempo para estimar parâmetros de análise da dinâmica da taxa de câmbio e da taxa de juros no Brasil, no período de dezembro de 1994 a maio de 2007. Especificamente, pretende-se modelar as séries com análise de intervenção, testes de causalidade de Granger, para verificar a existência de sentido de causalidade, e teste de co-integração de Johansen para verificar a existência de relacionamento de longo prazo entre essas variáveis e obter a velocidade de ajustamento dos parâmetros no curto prazo bem como a matriz de coeficientes de co-integração de longo prazo. No caso de as variáveis não co-integrarem será calculada a função de resposta de estímulo do modelo vetorial auto-regressivo, VAR, com as variáveis diferenciadas, para calcular o tempo de duração dos choques e a decomposição da variância dos erros de previsão.

2 - MATERIAL E MÉTODOS

As séries de dados de taxa de câmbio e taxa de juros de dezembro de 1994 a maio de 2007 são do Banco Central do Brasil (BACEN). A taxa de câmbio refere-se à cotação mensal do valor comercial de compra do dólar americano, em R\$/US\$. A taxa de juros refere-se à taxa *Over/Selic*, que é a média dos juros que o Governo paga aos bancos que lhe emprestaram

¹Registrado no CCTC-IE-69/2007.

²Economista, Mestre, Pesquisadora Científica do Instituto de Economia Agrícola (e-mail: samira@iea.sp.gov.br).

³Zootecnista, Mestre, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola (e-mail: pinatti@iea.sp.gov.br).

dinheiro. Refere-se à média do mês. Essas informações estão disponíveis no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2007).

Para captar possíveis efeitos provocados por eventos exógenos, sobre a taxa de câmbio (DOL) e a taxa de juros (JUR), foram introduzidas variáveis binárias do tipo *dummy*, estas assumem valor igual a 1 (um) no instante da ocorrência do evento e 0 (zero) fora da ocorrência do evento para o tipo *pulse*; ou assumem valor igual a 1 (um) a partir da ocorrência do evento e 0 (zero) antes da ocorrência do evento para o tipo *step* ou *ramp*.

Os eventos foram em novembro de 1997 com crise asiática (CA), em setembro de 1998 com crise russa (CR), em janeiro de 1999 quando ocorreu a alteração da política cambial (APC) e em outubro de 2002 em virtude da eleição presidencial (EPR), todos ocorridos no período analisado.

Os dados foram analisados utilizando-se o software SAS- Statistical Analysis System, (SAS INSTITUTE, 2006), versão 9.1, através dos procedimentos *Proc ARIMA* e *Proc VARMAX*.

A metodologia de análise empregada neste trabalho para modelar as séries foi o tratamento das variáveis através do método de Box e Jenkins (1976) para séries temporais, cuja idéia principal é que uma série temporal pode ser parcialmente explicada por si mesma, por suas realizações anteriores (parâmetros auto-regressivos) e pelos próprios erros presentes e passados (parâmetros de médias móveis), denominados modelos Auto-Regressivos Integrados de Médias Móveis (ARIMA - *Auto-Regressive Integrated Moving Average*).

Primeiramente, trata-se a série original para torná-la estacionária, condição necessária para garantir a inversibilidade do processo, ou seja, os valores projetados possam ser transformados na base original. A seguir, tem-se a etapa de identificação do processo gerador da série temporal, em função das suas autocorrelações regular (ACF) e parcial (PACF), identificando se o processo é auto-regressivo (AR) e/ou de médias móveis (MA), bem como qual a ordem do processo. Construído o filtro e submetida a série a esse filtro, passa-se para a análise dos resíduos, para verificar a eficácia da filtragem aplicada. A hipótese nula é que a filtragem resultará num resíduo chamado de ruído branco (*white noise*), que é aleatório e com distribuição normal.

As séries de tempo, principalmente as relativas a variáveis econômicas, são afetadas por eventos exógenos, como alteração das políticas econômicas, entre outros. Assim, esses eventos exógenos não podem ser desconsiderados quando se estuda relação estrutural entre as variáveis, pois se corre o risco de estimar modelos deturpados, e assim reduzir o seu poder de previsão. Assim, utilizou-se conjuntamente a análise de intervenção no trabalho, o que veio a contribuir para uma melhor adequação dos modelos, e que evitou a estimação de um modelo viesado e uma falsa interpretação dos impactos dos fatores envolvidos.

O conceito de causalidade, conforme apresentado por Granger (1969), é definido como: a variável x causa a variável y (denotado por $x \rightarrow y$) se o valor presente de y pode ser previsto com maior precisão pela incorporação de valores passados de x do que sem eles, mantidas as demais informações constantes. Então, se x causa y , mudanças em x precedem mudanças em y . Isto quer dizer que x contribui no sentido de prever valores presentes de y . Assim, torna-se necessário incluir valores passados, defasados, de x como variáveis de entrada na equação de regressão que tem y como variável de saída, dado que os primeiros ajudam a prever o comportamento de y e em y não ajuda a prever o comportamento de x . Caso x contribua para prever y e y ajude a prever x , então é provável que uma terceira variável ajude a prever o comportamento de ambas.

Matematicamente, tem-se que:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_{1t}$$

$$x_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_i y_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

onde: α_0 e β_0 são constantes e α_i e β_i são operadores de atraso.

Para verificar se os parâmetros α_i e β_i são estatisticamente iguais ou diferentes de zero utiliza-se o teste de Wald, cujo princípio consiste em aceitar a hipótese nula se os estimadores forem iguais a zero. Para a tomada de decisão tem-se;

H_0 : aceitar a hipótese nula, se $\xi_T^W \leq \chi^2$;

H_A : rejeitar a hipótese nula, em caso contrário.

No caso de haver *feedback* entre as variáveis, ou seja, bidirecionalidade, recomenda-se utilizar o teste de co-integração de Johansen.

O teste de co-integração tem como objetivo verificar se há relacionamento de longo prazo entre as variáveis sendo utilizado o teste de co-integração de Johansen, segundo Johansen e Juselius (1990). O procedimento de Johansen tem como ponto de partida o modelo vetorial auto-regressivo (VAR). O modelo VAR pode ser representado como:

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + \dots + A_k Z_{t-k} + \Phi D_t + u_t$$

Sendo que $u_t \sim IN(0, \Sigma)$, Z_t é um vetor ($n \times 1$), cada elemento A_i é uma matriz de parâmetros de ordem ($n \times n$) e D_t representa termos determinísticos, tais como, constante, tendência linear, *dummies* sazonais, *dummies* de intervenção, ou qualquer outro tipo de regressor que seja considerado fixo e não estocástico. Neste método as variáveis são incluídas defasadas para se obter uma estrutura de resíduos estacionários.

Para testar a presença de vetores de co-integração foram utilizadas as estatísticas λ_{trace} e λ_{MAX} . Nas estatísticas λ_{trace} , a hipótese nula representa ausência de vetores de co-integração e a hipótese alternativa representa que há um vetor de co-integração. Nas estatísticas λ_{MAX} , também denominado de máximo autovalor, a hipótese nula é de que existem r vetores de co-integração e a hipótese alternativa é que existem $r + 1$ vetores de co-integração. Se os valores calculados das estatísticas forem menores do que os valores críticos, aceita-se a hipótese nula de não co-integração, caso contrário, rejeita-se.

O modelo vetorial auto-regressivo (VAR) examina os efeitos de choques individuais sobre a dinâmica do sistema. Esses choques estão ligados, dentre outros fatores, a processos de formação de expectativas ou a rigidez nas respostas. Alguns ajustes na matriz de variância e covariância dos resíduos são feitos, diagonalizando-a, isto é, retirando correlações contemporâneas. O procedimento de Cholesky efetua a decomposição através da ortogonalização dos erros o que resulta em uma matriz de variância-covariância de inovações diagonal, ou seja, não apresenta correlação serial entre os termos de erro. A decomposição da variância dos erros mostra a evolução do comportamento dinâmico das variáveis ao longo do tempo e permite verificar qual o efeito que um choque não antecipado sobre uma variável tem sobre ela própria e sobre as demais variáveis do sistema. Ou seja, permite

verificar a participação relativa de uma variável na explicação da variação de outra variável.

A resposta de impulso ortogonalizada por variáveis fornece o tempo de duração dos choques no sistema e as elasticidades em cada ponto. As funções de resposta de impulso são utilizadas para avaliar como os choques não antecipados nas taxas de câmbio afetam sua própria dinâmica e a das taxas de juros. Também, pretende-se avaliar como variações não antecipadas nas taxas de juros afetam sua própria dinâmica e a das taxas de câmbio.

3 - RESULTADOS

A evolução simultânea das taxas de câmbio e da taxa de juros referencial da economia brasileira, SELIC, pode facilmente ser observada por serem de magnitudes semelhantes (Figura 1). Um ponto de intersecção entre elas mostra que entre os meses de maio e junho de 1999 as duas taxas se cruzaram em torno de um valor de R\$/US\$1,7 e uma taxa de juros de 1,7% ao mês, invertendo a situação. Anteriormente a taxa de juros se situava flutuando acima da taxa de câmbio e após o referido período ela passa a flutuar abaixo da taxa de câmbio. Ao flexibilizar a taxa de câmbio a taxa de juros passou a ser mais controlada, evitando-se saltos muito bruscos.

O coeficiente de variação das taxas para o período de dezembro de 1994 a dezembro de 2006 foi calculado por Aoun (2007). Nesse período, a amplitude de variação da taxa de juros girou em torno de 40,5%, enquanto nos subperíodos de dezembro de 1994 a dezembro de 1998 e janeiro de 1999 a dezembro de 2006, a variabilidade se situou em torno de 34,8% e 18,9% respectivamente. A amplitude de variação da taxa de câmbio se situou em torno de 40%, enquanto no primeiro subperíodo girou em torno de 9,4%, no segundo, 21,4%. A taxa de juros flutua bem mais do que a taxa de câmbio no primeiro período enquanto no segundo período a taxa de juros flutua menos do que a taxa de câmbio.

3.1 - Modelos univariados

As séries das taxa de juros e de câmbio foram logaritmizadas (passando a ser *LJUR* e *LDOL*, respectivamente) e mesmo assim permane-

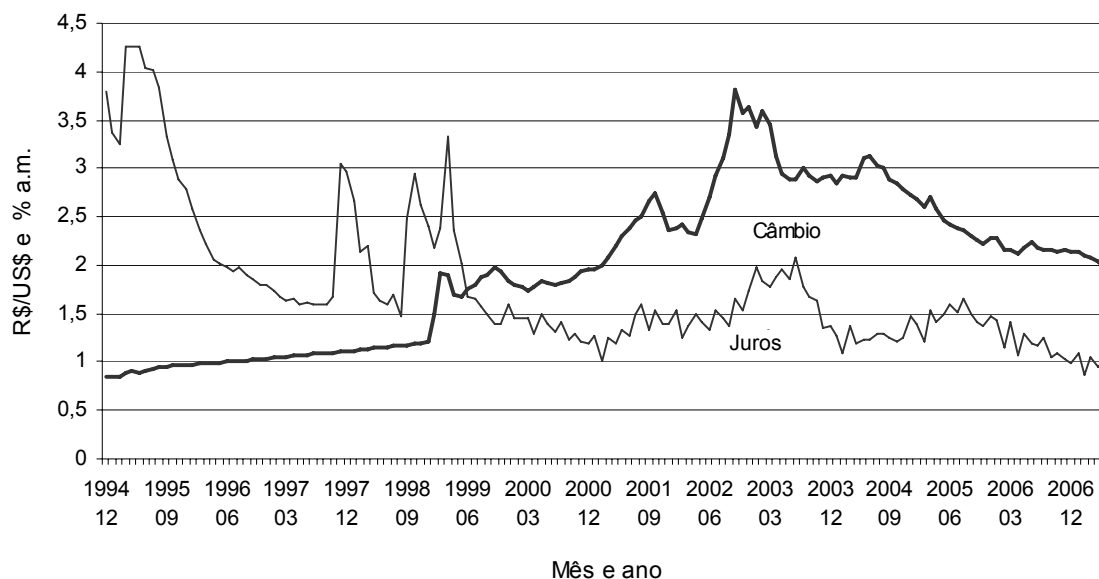


Figura 1 - Taxa de Câmbio e Taxa Selic no Brasil, Dezembro de 1994 a Maio de 2007.
Fonte: Banco Central do Brasil.

ceu alguma tendência. Assim, fez-se necessário proceder uma diferença dos logaritmos para ambas as séries. Com esse procedimento as séries se tornaram estacionárias.

Uma vez estacionária cada uma das séries, passou-se a análise dos seus respectivos correlogramas⁴. Este procedimento tem por objetivo identificar para cada variável seu respectivo modelo ARIMA, com um melhor ajuste.

Para a variável *DOL*, o modelo ARIMA que melhor se ajustou foi o com uma média móvel (MA) de ordem 1 ($\theta_1 = -0,36507$), com uma diferença centrada em relação à média. Este parâmetro de média móvel indica que ocorre um ajuste médio de 36,51%, de erros dessa variável em relação a ela própria no período t , tendo como base seu valor passado com defasagem de um mês ($t-1$) (Tabela 1).

Foram testadas duas variáveis de intervenção do tipo *dummy*, ambas de estrutura *step*, visando captar os possíveis efeitos sobre a taxa de câmbio. As variáveis utilizadas foram: alteração do câmbio (*APC*) e eleição presidencial (*EPR*) ocorridos no período analisado, sendo ambos os eventos significativos.

⁴A função de autocorrelação (ACF) indica o tipo do processo, enquanto a função de autocorrelação parcial (PACF) determina qual a ordem desse processo no caso de modelos auto-regressivos (AR), e quando se trata de modelos de médias móveis (MA), tem-se o inverso.

A variável de intervenção *APC*, cujos valores dos parâmetros foram $\omega_0=0,21555$ e $\omega_1=-0,23042$, indica que a alteração da política cambial em janeiro de 1999 teve um efeito imediato (contemporâneo) e em 1 mês (adiante) sobre o câmbio. A análise de correlação cruzada entre as variáveis *LDOL* e *APC* mostrou que os principais e significativos impactos ocorrem em $t=0$ (isto é, $b=0$) e $t=1$ (isto é, $b=1$), ou seja, alteração da política cambial (*APC*) elevou em 21,55% e 23,04%, respectivamente, a taxa de câmbio. Assim a influência total foi de 44,60% distribuída em 2 momentos, $b=0$ e $b=1$.

A variável de intervenção *EPR*, cujos valores dos parâmetros foram $\omega_0=0,13612$ e $\omega_6=0,05984$, indica que a eleição presidencial em outubro de 2002 teve um efeito imediato, e em 6 meses (adiante) sobre a taxa de câmbio. A análise de correlação cruzada entre as variáveis *LDOL* e *EPR* mostrou que os principais e significativos impactos ocorrem em $t=0$ (isto é, $b=0$) e $t=6$ (isto é, $b=6$), ou seja, a eleição presidencial (*EPR*) alterou em 13,61% e 5,98%, respectivamente, a taxa de câmbio. Assim a influência total foi de 19,60% distribuída em 2 momentos, $b=0$ e $b=6$.

Os impactos que ocorreram no momento $b=0$ (imediato) indicam as incertezas (em relação à economia brasileira), gerada pela eleição, já que não se sabia qual seria o futuro presidente e quais medidas tomaria ao assumir o poder,

TABELA 1 - Estimativas dos Parâmetros Univariados, da Taxa de Câmbio, Dezembro de 1994 a Maio de 2007

Série de entrada	Período	Parâmetro	Estimativa	Teste
APC	Jan.1999	ω_0	0,21555 (0,02859) ¹	7,54 ²
		ω_1	-0,23042 ³ (0,02858) ¹	-8,06 ²
EPR	Out.2002	ω_0	0,13612 (0,02687) ¹	5,07 ²
		ω_6	0,05984 ³ (0,02791) ¹	2,14 ²
Modelo de ruído ARIMA=(0,1,1)		θ_1	-0,36507 (0,08423) ¹	-4,33 ²

¹Erro padrão da estimativa.

²Nível de significância utilizado=5%.

³Os sinais devem ser invertidos.

Fonte: Dados da pesquisa.

e em $b=6$ (6 meses adiante), após o choque inicial, quando estas incertezas acabaram, pois já se sabia com clareza quais seriam os rumos que o País seguiria.

O modelo ARIMA para a variável LDOL (Tabela 1), ficou definido como:

$$(1-B)LDOL_t = \omega_0 APC_t + \omega_1 APC_{t-1} + \omega_6 EPR_t + \omega_7 EPR_{t-6} + (1-\theta_1 B)a_t$$

Para a variável LJUR, o modelo ARIMA que melhor se ajustou foi o com três termos auto-regressivo (RA) de ordem 11 ($\phi_{11} = -0,25695$), 12 ($\phi_{12} = 0,31463$) e 13 ($\phi_{13} = -0,20180$), além de duas médias móveis (MA) de ordem 1 ($\theta_1 = 0,32920$) e 3 ($\theta_3 = -0,34601$), com uma diferença centrada em relação à média (Tabela 2).

Os parâmetros auto-regressivo indicam que 25,70%, 31,46% e 20,18% do valor de LJUR no período ($t-11$), ($t-12$) e ($t-13$), respectivamente, transmitem-se ao valor dessa mesma variável no período t .

Os parâmetros de média móvel indicam que ocorreu um ajuste médio de 32,92% e 34,60% dos erros dessa variável em relação a ela própria no período t , tendo como base seu valor passado com defasagem de um mês ($t-1$) e três meses ($t-3$), respectivamente.

Foram testadas duas variáveis de intervenção do tipo *dummy*, ambas de estrutura *step*, visando captar os possíveis efeitos sobre a taxa de juros. As variáveis utilizadas foram crises asiática (CA) e russa (CR) ocorridas no período analisado, sendo ambos os eventos significativos.

A variável de intervenção CA, cujos

valores dos parâmetros foram $\omega_0 = 0,62771$, $\omega_3 = 0,27051$ e $\omega_5 = 0,21626$, indica que a crise asiática em novembro de 1997 teve um efeito imediato (contemporâneo), em 3 meses e 5 meses (adiante) sobre a taxa de juros. A análise de correlação cruzada entre as variáveis LJUR e CA mostrou que o principal impacto ocorreu em $t=0$ (isto é, $b=0$). A crise asiática (CA) teve uma influência total de 111,45% na taxa de juros, dividida em 3 momentos.

O impacto ocorrido no momento $b=0$ (imediato) se deu em virtude de a crise asiática criar uma expectativa de instabilidade no mercado financeiro internacional, que se refletiu no aumento do risco, associado aos investimentos nas economias emergentes (BACEN, 1998a). Assim, com o intuito de diminuir as especulações do impacto da crise sobre a economia brasileira e evitar um ataque especulativo, o Banco Central quase que dobrou as taxas básicas de juros. Esta política, aliada a incentivos cambiais e reforço da política fiscal, possibilitou a reversão das expectativas, evidenciadas pelos impactos nos momentos $b=3$ e $b=5$ (3 e 5 meses adiante do choque principal).

A variável de intervenção CR, cujos valores dos parâmetros foram $\omega_0 = 0,58745$, $\omega_6 = -0,42306$ e $\omega_7 = 0,29437$, indica que a crise russa em setembro de 1998, teve um efeito imediato, e em 6 meses e 7 meses (adiante) sobre a taxa de juros. Análise de correlação cruzada entre as variáveis LJUR e CR mostrou que o principal impacto ocorreu em $b=0$. A crise russa (CR) teve uma influência total de 130,49% sobre a taxa de juros, dividida em 3 momentos.

O impacto ocorrido no momento $b=0$

TABELA 2 - Estimativas dos Parâmetros Univariados, da Taxa de Juros, Dezembro de 1994 a Maio de 2007)

Série de entrada	Período	Parâmetro	Estimativa	Teste
CA	Nov.1997	ω_0	0,62771 (0,07128) ¹	8,81 ²
		ω_3	0,27051 ³ (0,07205) ¹	3,75 ²
		ω_5	0,21626 ³ (0,07004) ¹	3,09 ²
CR	Set.1998	ω_0	0,58745 (0,06819) ¹	8,62 ²
		ω_6	-0,42306 ³ (0,07032) ¹	-6,02 ²
		ω_7	0,29437 ³ (0,07093) ¹	4,15 ²
Modelo de ruído ARIMA=(3,1,13)		φ_1	0,32920 (0,07984) ¹	4,12 ²
		φ_3	-0,34601 (0,07974) ¹	-4,34 ²
		θ_{11}	-0,25695 (0,08237) ¹	-3,12 ²
		θ_{12}	0,31463 (0,08294) ¹	3,79 ²
		θ_{13}	-0,20180 (0,08396) ¹	-2,40 ²

¹Erro padrão da estimativa.

²Nível de significância utilizado= 5%.

³Os sinais devem ser invertidos.

Fonte: Dados da pesquisa.

(imediate) se deu em virtude da crise russa, que afetou a economia brasileira com o comprometimento da estabilização de preços. Assim, foram adotadas várias medidas, entre elas a elevação da taxa de juros. As medidas associadas ao acordo fechado com o Fundo Monetário Internacional (FMI), o qual tinha com objetivo garantir a consistência da política econômica e fortalecer a credibilidade do País perante o mercado internacional. Os impactos ocorridos em $b=6$ e $b=7$ (6 e 7 meses adiante do choque principal) são reflexos das medidas adotadas a partir da crise russa (BACEN, 1998b).

O modelo ARIMA para a variável $LJUR$ ficou definido como:

$$(1-\varphi_1B-\varphi_2B^2-\varphi_3B^3)(1-B)LJUR_t = \omega_0CA_t + \omega_3CA_{t-3} + \omega_5CA_{t-5} + \omega_7CR_{t-7} + \omega_9CR_{t-9} + \omega_{11}CR_{t-11} + \omega_{12}CR_{t-12} + \omega_{13}CR_{t-13} + (1-\theta_1B^1 - \theta_3B^3)a_t$$

3.2 - Teste de Granger Causalidade

Antes da aplicação do teste de causalidade foi necessário determinar o número de defasa-

gens a serem utilizadas. Para isso empregou-se o Critério de Informação de Akaike (AIC) resultando em um modelo auto-regressivo para a primeira defasagem, com uma diferença.

Foi realizado o teste de causalidade de Granger para verificar a direção do relacionamento. A análise do teste de causalidade de Granger indica significância estatística de 1,45% em se rejeitar a hipótese de que a taxa de juros não Granger causa a taxa de câmbio. Indica também significância estatística de 4,51% em se rejeitar a hipótese de que a taxa de câmbio não Granger causa a taxa de juros (Tabela 3). Então, há um sentido bidirecional entre a taxa de câmbio e a taxa de juros. Isso indica que uma terceira variável tem influência nas duas taxas. Uma hipótese provável que mereceria estudos mais aprofundados seria relacionada à mobilidade de capital.

3.3 - Teste de Co-integração de Johansen

Utilizou-se o teste de Johansen para ve-

TABELA 3 - Resultados do Teste de Granger Causalidade entre Taxa de Câmbio e Taxa de Juros, Brasil, Dezembro de 1994 a Maio 2007

Hipótese nula	Defasagem	χ^2	$Pr > ChiSq$
Taxa de juros não Granger causa a taxa de câmbio	1	5,98	0,0145
Taxa de câmbio não Granger causa a taxa de juros	1	4,02	0,0451

Fonte: Dados da pesquisa.

rificar a existência de co-integração entre a taxa de câmbio e a taxa de juros no Brasil. Este método permite verificar se as variáveis possuem um relacionamento estável e constante em longo prazo e, portanto, convergem para o equilíbrio. Para a realização do teste foi utilizado o número de defasagens igual a 1.

O resultado do teste de co-integração de Johansen não indicou a presença significativa de vetor de co-integração, com λ_{trace} menor do que o valor crítico, a 5% de significância. Portanto, não se rejeitou a hipótese nula de não co-integração, embora o valor de λ_{trace} tenha se aproximado do valor crítico (Tabela 4).

O mesmo resultado foi obtido com a estatística λ_{MAX} , em que o valor calculado é menor do que o valor crítico (Tabela 5). Sendo assim, não se pode calcular a velocidade de ajustamento dos parâmetros na ocorrência de choques não antecipados nas taxas de câmbio e de juros.

Entretanto, será utilizado um modelo vetorial auto-regressivo (VAR), com as variáveis diferenciadas, para a estimação da função de resposta de impulso e a decomposição dos erros de previsão entre o logaritmo das taxas de câmbio e de juros no Brasil.

3.4 - Modelo Vetorial Auto-Regressivo (VAR)

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão da taxa de câmbio mostram que, no segundo mês após um choque não antecipado sobre o câmbio, cerca de 96,7% de sua dinâmica deve-se a ela própria e os 3,3% restantes são atribuídos à dinâmica da taxa de juros. Decorridos seis meses após o choque, as proporções se estabilizam em 96,6% e 3,4%, respectivamente (Tabela 6).

Por sua vez, os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão da taxa de juros mostram que um choque não antecipado sobre a taxa de juros provoca um efeito no primeiro mês de 0,036% no comportamento da

taxa de câmbio e 99,964% sobre ela mesma. O efeito permanece por cinco meses, com as proporções de ajuste se estabilizando em 1,9% e 98,1%, respectivamente (Tabela 7).

O que se pode concluir destes resultados é que as séries são influenciadas por elas mesmas, sendo pequenas as influências cruzadas.

Pode-se estimar o tempo de permanência de um choque não antecipado sobre a taxa de câmbio através da função de resposta de impulso obtida no modelo. Após variações bruscas da taxa de câmbio seu efeito sobre sua própria dinâmica perdura por 4 meses, seguindo trajetória com elasticidades diferentes em cada mês (Figura 2).

Quando o choque se origina da taxa de juros o efeito sobre a taxa de câmbio, embora de magnitude menor, perdura por mais tempo, por 6 meses (Figura 3).

Quando o choque se origina no câmbio o efeito sobre a taxa de juros é o de puxá-la para baixo e perdura por aproximadamente 6 meses (Figura 4).

Por sua vez, um choque sobre a taxa de juros exerce sobre si mesma um efeito residual que perdura por 4 meses, com movimentos oscilatórios, negativos e positivos, em direção ao padrão anterior ao choque (Figura 5).

4 - CONCLUSÕES

Para a taxa de câmbio ocorre um ajuste médio de 36,5% com um mês de defasagem. As variáveis de intervenção, alteração da política cambial e eleição presidencial influenciaram a taxa de câmbio, com efeito total de 44,6% e 19,6%, respectivamente.

Para a taxa de juros ocorre um ajuste médio de 32,92% e 34,60%, com defasagem de um e três meses, respectivamente, além do que 25,70%, 31,46% e 20,18% do valor nos períodos ($t-11$), ($t-12$) e ($t-13$) transmitem-se à variável no

TABELA 4 - Resultados do Teste de Co-integração de Johansen para a Estatística λ_{trace} entre o Logaritmo das Taxas de Câmbio e de Juros, Brasil, Dezembro de 1994 a Maio de 2007

H ₀ : Rank = r	H _A : Rank > r	Eigenvalue	λ_{trace}	Valor crítico	Modelo de correção de erro s/constante	Termo de correção de erro constante
0	0	0,0671	14,27	15,34	-	-
1	1	0,0260	3,92	3,84	-	-

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 5 - Resultados do Teste de Co-integração de Johansen para a Estatística λ_{MAX} entre o Logaritmo das Taxas de Câmbio e de Juros, Brasil, Dezembro de 1994 a Maio de 2007

H ₀ : Rank = r	H _A : Rank > r	Eigenvalue	λ_{MAX}	Valor crítico	Modelo de correção de erro s/constante	Termo de correção de erro constante
0	1	0,0671	10,34	14,07	-	-
1	2	0,0260	3,92	3,76	-	-

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 6 - Resultados da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão, para o Logaritmo da Taxa de Câmbio e de Juros, Brasil, Dezembro de 1994 a Maio de 2007

(em %)

Variável	Lead	LDOL	LJUR
LDOL	1	100,000	0
	2	96,678	3,322
	3	96,648	3,352
	4	96,621	3,379
	5	96,619	3,381
	6	96,618	3,382
	12	96,618	3,382

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 7 - Resultados da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão, para o Logaritmo da Taxa de Câmbio e de Juros, Brasil, Dezembro de 1994 a Maio de 2007

(em %)

Variável	Lead	LDOL	LJUR
LJUR	1	0,036	99,964
	2	1,869	98,131
	3	1,913	98,087
	4	1,933	98,067
	5	1,935	98,065
	12	1,935	98,065

Fonte: Dados da pesquisa.

período t . As variáveis de intervenção crise asiática e crise russa influenciaram a taxa de juros com efeito total de 114,5% e 130,5%, respectivamente, demonstrando a vulnerabilidade que a economia apresentava aos efeitos externos.

Os eventos exógenos provocaram efeitos na taxa de câmbio e juros, assim a inclusão dos mesmos na modelagem das séries é

essencial para evitar modelos viesados.

Constatou-se a existência de *feedback* entre a taxa de juros e de câmbio no período analisado, evidenciando a influência de uma terceira variável sobre elas.

Não foi identificada a presença de vetores de co-integração entre taxa de juros e taxa de câmbio. Isso pode ser devido ao fato de que, no período

analisado, mudanças substanciais nas políticas de condução dessas taxas foram feitas. Outras especificações de modelo ou partição das séries em subperíodos podem conduzir a resultados diferentes e que permitam estimar parâmetros.

A função de resposta de impulso e a de-

composição da variância dos erros estimaram que o tempo de permanência de choques é de cerca de 6 meses em média. Embora os efeitos cruzados não sejam muito grandes, suas interações fazem prolongar o tempo de permanência dos desequilíbrios na economia.

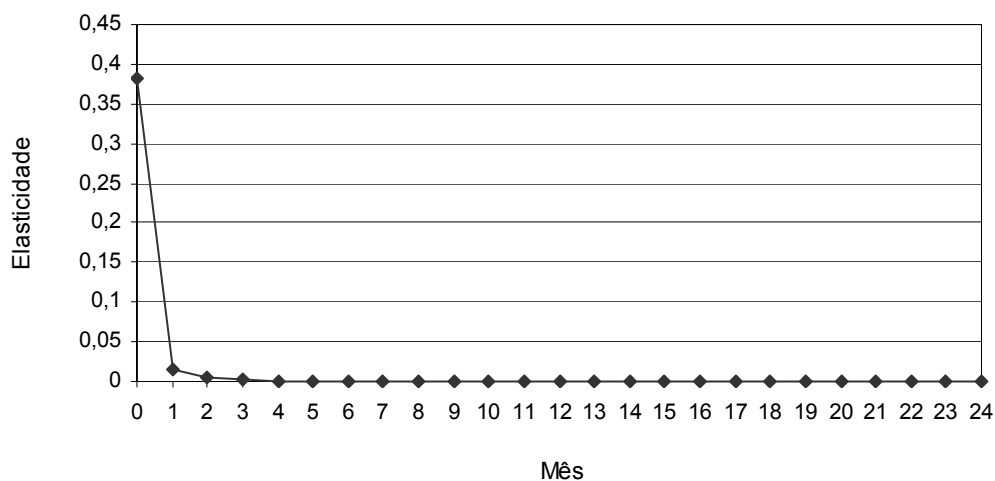


Figura 2 - Elasticidade da Função de Resposta de Impulso e Tempo de Permanência de Choques no Câmbio do Brasil.
Fonte: Dados da pesquisa.

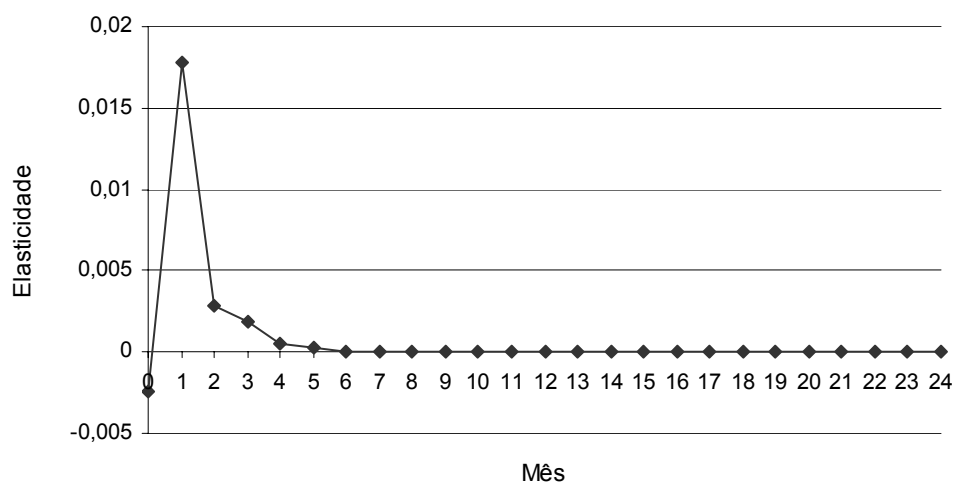


Figura 3 - Elasticidade da Função de Resposta de Impulso, Efeitos de Choques nos Juros sobre a Taxa de Câmbio do Brasil.
Fonte: Dados da pesquisa.

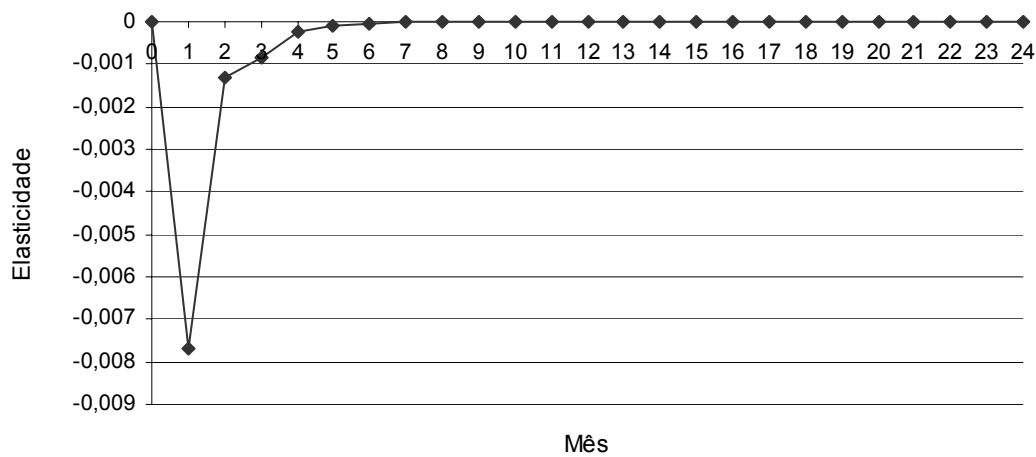


Figura 4 - Elasticidade da Função de Resposta de Impulso, Efeitos de Choques no Câmbio sobre a Taxa de Juros do Brasil.
Fonte: Dados da pesquisa.

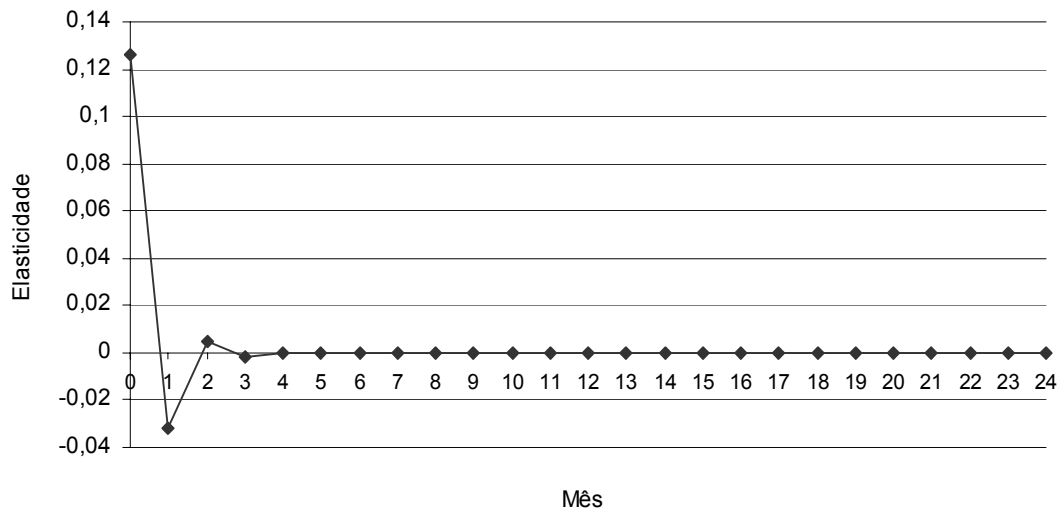


Figura 5 - Elasticidade da Função de Resposta de Impulso e Tempo de Permanência de Choques na Taxa de Juros do Brasil.
Fonte: Dados da pesquisa.

LITERATURA CITADA

AOUN, S. As mudanças no câmbio e nos juros, Brasil, 1994-2006. **Análises e Indicadores do Agronegócio**, v. 2, n. 6, jun. 2007. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br>>.

BOLETIM DO BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN . Brasília, fev. 1998a.

_____. Brasília, dez. 1998b.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. **Time series analysis: forecasting and control**. San Francisco: Holden-Day, 1976. 375 p.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, v.37, p. 429-438, 1969

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA. **Ipeadata**. Disponível em: <www.ipea.gov.br>. Acesso em: 29 jan. 2007.

JOHANSEN, S.; JUCELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on co integration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

STATISTICAL ANALYSYS SYSTEM - SAS. **SAS Institute, 9.1 version**. Cary, NC, 2006.

ANÁLISE DA DINÂMICA DA TAXA DE CÂMBIO E DE JUROS DO BRASIL NO PERÍODO DE DEZEMBRO DE 1994 A MAIO DE 2007

RESUMO: O artigo analisa de que forma os choques ocorridos na economia brasileira, no período de dezembro de 1994 a maio de 2007, influenciaram a dinâmica da taxa de juros e de câmbio. Utilizando métodos econométricos e dados do Banco Central do Brasil, modelaram-se as séries com análise de intervenção, constatou-se a existência de feedback entre a taxa de juros e de câmbio, testou-se a hipótese de co-integração no longo prazo entre as variáveis, sendo rejeitada, e estimou-se a função de resposta de impulso e a decomposição da variância dos erros. O tempo de permanência de choques é de cerca de 6 meses em média. Embora os efeitos cruzados não sejam muito grandes, suas interações fazem prolongar o tempo de permanência dos desequilíbrios na economia.

Palavras-chave: taxa de câmbio, taxa de juros, política econômica, modelos ARIMA, co-integração.

ANALYSIS OF THE DYNAMICS OF BRAZIL'S EXCHANGE RATE AND INTEREST RATES OVER DECEMBER 1994 - MAY 2007 PERIOD

ABSTRACT: The article analyzes the extent to which the shocks hitting the Brazilian economy over December 1994-May 2007 period affected the dynamics of the exchange and interest rates. Series with analysis of the intervention were modeled using econometric methods and data from Brazil's Central Bank. The existence of feedback between exchange and interest rates was verified. The hypothesis of long-term integration between the variables was tested and rejected. Also, the impulse response function and the error variance decomposition were estimated. Economic shocks typically have a six-month duration. Though cross effects were not significant, interactions prolong the duration of economic disequilibria.

Key-words: exchange rate, interest rate, economic policy, ARIMA models, co-integration, Brazil.

Recebido em 05/09/2007. Liberado para publicação em 29/10/2007.

Informações Econômicas, SP, v.37, n.12, dez. 2007.