

## 4

# Como as Intervenções Influenciam a Volatilidade do Câmbio?

Neste capítulo estimaremos os efeitos das intervenções do Banco Central do Brasil na volatilidade da taxa de câmbio. A metodologia que será utilizada e que está de acordo com grande parte da literatura, se apóia em modelos econométricos discretos da família GARCH. A seguir faremos um breve apanhado dos principais resultados desta literatura.

### 4.1. A Literatura

Uma das principais referências é o artigo Dominguez (1998) que trata dos efeitos das políticas monetárias e das intervenções no dólar/marco e dólar/yen, na Alemanha, Japão e Estados Unidos no período de 1977-1994. Adotando um modelo GARCH (1,1) chegam a conclusões que indicam que as operações geralmente aumentam a volatilidade na taxa de câmbio. O resultado é particularmente verdade quando as intervenções são secretas, ou seja, são feitas sem se informar o público. Este resultado vai ao encontro de Bonser-Neal e Tanner (1996) e Baillie e Osterberg (1997a,b) no sentido de que todos os estudos acima citados concluem que intervenções impactam positivamente ou não impactam de forma alguma a volatilidade, isto é nenhum deles mostra um efeito de redução da volatilidade.

No entanto, é importante ressaltar os trabalhos referentes a países em desenvolvimento. Como exemplo podemos destacar o estudo realizado pelo Banco Central da Turquia, Domaç e Mendonza (2002). Este trabalho chega a conclusões contrárias as do anterior. O *paper* investiga se as intervenções do Banco Central no mercado cambial têm impacto na volatilidade da taxa de câmbio no México e na Turquia, desde a adoção do regime flutuante. O estudo utiliza um modelo GARCH exponencial com dados diários de intervenção de fev/01 a mai/02 para Turquia e ago/96 a jun/01 para o México. Os resultados empíricos

sugerem que tanto o montante, quanto a frequência das intervenções reduziram a volatilidade da taxa de câmbio nestes países. Os autores concluem que as intervenções no mercado de câmbio que não estejam destinadas a defender uma taxa de câmbio específica podem desempenhar um importante papel num arcabouço de metas de inflação. Estas podem colaborar para conter os efeitos de choques temporários da taxa de câmbio na inflação e na estabilidade financeira.

Para o caso da Austrália temos o estudo de Kim et al (2000). O *paper* investiga as mudanças efetivas ocasionadas pelas intervenções diárias na taxa de câmbio utilizando um GARCH Exponencial para o período de 1983-1997. Conclui que o mercado de câmbio é estabilizado em alguma medida em termos de direção e volatilidade, uma vez que sem estas intervenções, o mercado teria se movido mais e exibido maior volatilidade.

Em estudo mais recente Beine, Benassy-Quéré e Lecourt (2002), com o objetivo de investigar o efeito de intervenções oficiais dos bancos centrais dos Estados Unidos, Alemanha e Japão na evolução e volatilidade da taxa de câmbio, estimam nova medida de volatilidade através de um modelo FIGARCH. De acordo com os autores o modelo apresenta melhores resultados do que os modelos GARCH tradicionais. Eles encontram que o Banco Central têm efeito contrário no nível da taxa de câmbio e tendem a aumentar sua volatilidade no curto prazo. O resultado também mostra que os modelos GARCH tradicionais tendem a subestimar os efeitos em termos de volatilidade.

Outra alternativa de metodologia também passível de ser utilizada é um estudo de eventos como foi feito em Fatum e Hutchinson (2003). Com o intuito de analisar a eficácia das intervenções, os autores se apóiam em dados oficiais recentemente publicados pelo Banco Central do Japão. Utilizam para tal um estudo de eventos que separa episódios de intervenção e analisa os subseqüentes efeitos na taxa de câmbio. Aplicando um teste de sinal não-paramétrico e *matched-sample test*, encontram forte evidência de que intervenções esterilizadas afetam sistematicamente a taxa de câmbio no curto prazo.

## **4.2. Metodologia**

Em modelos econométricos convencionais, a variância do erro é por hipótese constante. Entretanto, algumas séries econômicas exibem no tempo

períodos de alta volatilidade seguida por períodos de relativa tranquilidade. Nestas circunstâncias, a hipótese de homocedasticidade não é apropriada. Para generalizar esta hipótese, a classe de modelos ARCH (*Autoregressive conditional heteroskedastic*) foi introduzida no *paper* de Engle (1982). Neste artigo, apresenta-se um processo com média zero, serialmente desconectado e com variâncias condicionais que não são constantes, mas variâncias incondicionais constantes. A partir daí é possível modelar simultaneamente a média condicional e a variância condicional de uma série.

#### 4.2.1.

#### Estatísticas Descritivas da Taxa de Câmbio no Brasil

Na tabela 3 analisamos a série do retorno do câmbio. A simetria de uma variável  $Y_t$  com média  $\mathbf{m}$  é representada por:

$$(4.1) \quad \frac{E(Y_t - \mathbf{m})^3}{[Var(Y_t)]^{3/2}}$$

Uma variável com simetria negativa possui maior probabilidade de estar abaixo da média do que estar acima desta. A curtose é dada por:

$$(4.2) \quad \frac{E(Y_t - \mathbf{m})^4}{[Var(Y_t)]^2}$$

A distribuição cuja curtose exceder 3 tem maior massa de probabilidade nas caudas do que uma distribuição normal com a mesma variância.

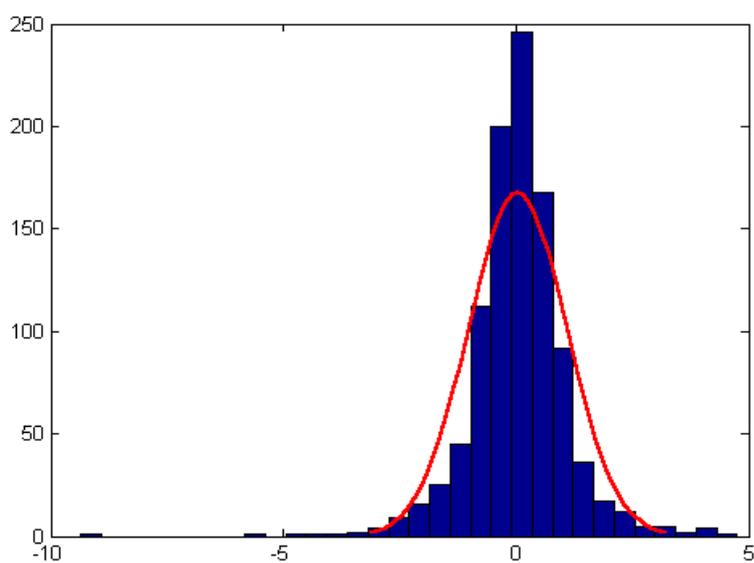
Como podemos observar a média da taxa de câmbio para o período de jan/00 a dez/03 é de 2.55 e a variância é de 0.35. Entretanto, devido a não estacionariedade da série, resolvemos trabalhar com o retorno do câmbio. Ainda pela mesma tabela vemos que este exibe alto grau de curtose. A estatística Q de Ljung-Box que testa correlação serial indica que o quadrado do retorno possui uma autocorrelação relativamente maior do que a série sem o quadrado. Este fato pode ser encarado como indicativo de forte heterocedasticidade. Mostraremos então a seguir como os modelos GARCH incorporam este efeito.

Tabela 3- Estatísticas Descritivas da Taxa de Câmbio

Período 03/01/00 a 30/12/03		
$e_t = R\$/US\%$		
Variável	$e_t$	$\ddot{A}(Ine_t)*100$
Média	2.55	0.0476
Variância	0.35	1.1149
Simetria	0.36	-0.7217
Curtose	2.15	12.053
QS(10)		67.151*
p-valor		(0.0000)
QS^2(10)		777.32*
p-valor		(0.0000)
Jarque-Bera		3522.9*
p-valor		(0.0000)

\*, \*\*, \*\*\* significante a 1%, 5% e 10% respectivamente

Figura 5 – Histograma do Retorno Percentual da Taxa de Câmbio



#### 4.2.2. Um Modelo GARCH

Um processo autoregressivo de ordem  $m$  para uma variável observável toma a forma

$$(3.3) \quad y_t = c + \mathbf{f}_1 y_{t-1} + \mathbf{f}_2 y_{t-2} + \dots + \mathbf{f}_p y_{t-m} + u_t$$

onde  $u_t$  é um ruído branco:

$$(3.4) \quad E(u_t) = 0$$

$$(3.5) \quad E(u_t u_t) = \mathbf{s}^2 \quad \text{para } t = \mathbf{t}$$

$$= 0 \quad \text{caso contrário}$$

Apesar da variância incondicional ser constante no tempo, a variância condicional poderia variar no tempo. O modelo GARCH (p,q) introduzido por Bollerslev (1986) é uma generalização do modelo anterior e pode ser representado como:

$$(3.6) \quad u_t = \sqrt{h_t} \cdot z_t$$

onde  $z_t$  é uma seqüência i.i.d. com média zero e variância um

$$(3.7) \quad E(z_t) = 0 \quad (3.8) \quad E(z_t^2) = 1$$

onde a dinâmica de  $h_t$  é dada por:

$$(3.9) \quad h_t = \mathbf{m} + \mathbf{a}_1 u_{t-1}^2 + \mathbf{a}_2 u_{t-2}^2 + \dots + \mathbf{a}_p u_{t-p}^2 + \mathbf{b}_1 h_{t-1} + \mathbf{b}_2 h_{t-2} + \dots + \mathbf{b}_q h_{t-q}$$

Podemos ver que a variância condicional é função de três termos: da média  $\mathbf{m}$ , de defasagens do quadrado do resíduo da regressão da média condicional e defasagens da variância condicional. Esta especificação pode ter a seguinte interpretação econômica: se o retorno de um ativo foi inesperadamente alto tanto positivamente quanto negativamente, então a previsão da variância do próximo período será maior. Ao mesmo tempo, este modelo também é consistente com *clustering* da volatilidade, nos quais grandes movimentos no retorno têm grande probabilidade de serem seguidos por mudanças ainda maiores.

### 4.3. O Modelo

O modelo que utilizaremos para estimar o efeito das intervenções na volatilidade da taxa de câmbio é um modelo exponencial GARCH (EGARCH) de Nelson (1991). Este modelo difere do GARCH em alguns aspectos, mas o mais relevante se refere ao fato do modelo EGARCH nos permitir considerar a assimetria de choques na volatilidade. Em contraste aos modelos GARCH, é possível estimar se choques positivos no câmbio têm efeito distinto na volatilidade condicional quando comparados a choques negativos. Outra característica distinta do modelo se deve à variância ser estimada em logaritmo, o que assegura a positividade de seus coeficientes, ou seja, não é necessário impor na estimação restrições que garantam a não-negatividade da variância.

Podemos apontar alguns motivos que justificam o fato de não termos adotado outros modelos disponíveis que foram utilizados em trabalhos anteriores. Em relação ao modelo FIGARCH, apesar deste ser vantajoso no sentido de incorporar uma persistência da volatilidade mais em linha com os fatos estilizados, exige-se em sua estimação uma quantidade de dados bastante superior do que a disponível na realização deste trabalho. Por outro lado, a adoção de uma metodologia de estudo de eventos necessita que se defina o evento e a janela em torno deste. Como muitas intervenções ocorreram em intervalos próximos e irregulares, este tipo de análise se torna mais complexa. A escolha é o parcimonioso EGARCH (1,1) com distribuição Normal para o erro como especificaremos a seguir:

$$(3.10) \quad r_t = \mathbf{f}_0 + \mathbf{f}_1 r_{t-1} + \sum_{i=Seg}^{Qui} \mathbf{f}_{2i} D_{i,t} + \mathbf{f}_3 D_{Fer,t} + \mathbf{f}_4 |IntervSpot_t| + u_t$$

$$(3.11) \quad u_t \sim N(0, h_t)$$

$$(3.12) \quad u_t = z_t \sqrt{h_t}$$

$$(3.13) \quad z_t \sim iid(0,1)$$

(3.14)

$$\ln h_t = \mathbf{g}_0 + \mathbf{g}_1 \ln(h_{t-1}) + \mathbf{g}_2 |z_{t-1}| + \mathbf{g}_3 z_{t-1} + \sum_{i=Seg}^{Qui} \mathbf{g}_{4j} D_{j,t} + \mathbf{g}_5 D_{Fer,t} + \mathbf{g}_6 |IntervSpot_t|$$

onde:

$r_t = \ln(TxCâmbio_t / TxCâmbio_{t-1}) * 100$  , sendo a taxa de câmbio diária a cotação de venda da Ptax800<sup>15</sup>, fonte Sisbacen;

$D_{i,t}$  são *dummies* dos dias da semana que assumem valor 1 para o dia  $i$  e zero caso contrário;

$D_{Fer,t}$  é uma *dummy* para feriados que assume valor 1 para o dia seguinte a um feriado e zero caso contrário;

$|IntervSpot_t|$  é o módulo das intervenções diárias em US\$ milhões. Como *proxy* para esta variável utilizou-se dados de Operações do Setor Externo / Fatores Condicionantes da Base Monetária, fonte Bacen;

Nossa principal variável de interesse neste exercício que aparece tanto na equação (3.10) da média condicional quanto (3.14) da variância são as intervenções no mercado de câmbio. Explicaremos a seguir qual a *proxy* utilizada, como esta se aproxima das intervenções realizadas e algumas características da série.

#### *Proxy para Intervenções*

O Banco Central do Brasil não divulga dados diários de intervenção no mercado de câmbio, apesar de divulgar as intervenções mensais no demonstrativo de reservas internacionais<sup>16</sup>. Neste sentido foi necessário utilizar uma série que funcionasse como uma *proxy* para as intervenções à vista no mercado de câmbio.

Uma possível *proxy* para intervenções que poderíamos ter utilizado são as variações de reservas internacionais. Entretanto, existem outros fatores que afetam as reservas mas não representam intervenções e que, portanto, não gostaríamos de capturar em nossa análise. Dentre eles estão a variação na paridade do ouro e das moedas que compõem o estoque de reservas, remuneração das reservas e as colocações, os recebimentos referentes a empréstimos de organismos multilaterais

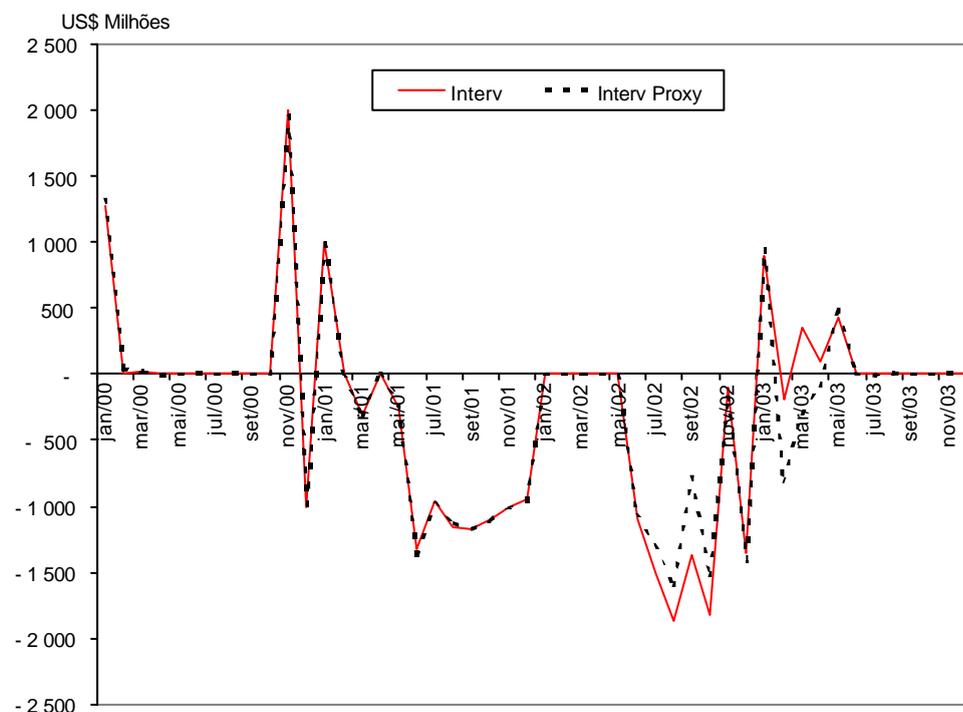
---

<sup>15</sup> O fechamento da Ptax corresponde à taxa média ponderada dos negócios realizados no mercado interbancário de câmbio com liquidação em dois dias úteis, calculada pelo Banco Central do Brasil, conforme Comunicado N. 6815/99.

(FMI, BIS e BIRD) e o pagamento de principal, amortização e juros da dívida externa.

Desta forma, resolveu-se adotar outra *proxy* para as intervenções. A série escolhida denominada de Operações do Setor Externo é parte dos Fatores Condicionantes da Base Monetária<sup>17</sup>. Como a compra e venda de dólares afetam a base monetária, estas operações aparecerão na nossa *proxy*, ao passo que, operações que envolvam pagamento e recebimento referentes a títulos externos não impactarão a nossa *proxy*. Mais especificamente, estes dados nos revelam os débitos e créditos na reserva bancária das instituições financeiras junto ao Banco Central. Vale ressaltar que estes dados incluem as linhas com recompra e linhas para exportação do Banco Central. A figura 6 nos possibilita constatar a proximidade dos dados mensais de operações do setor externo e os dados de intervenções divulgado no demonstrativo de reservas internacionais. A exceção ocorre no período de maio de 2002 à junho de 2003 em função das linhas com recompra e linhas para exportação oferecidas pelo Banco Central que aparecem na série de intervenções, porém não impactam igualmente a base monetária.

**Figura 6 - Proxy para Intervenções x Intervenções (frequência mensal)**



<sup>16</sup> Nota para Imprensa do Setor Externo – BACEN.

Outro ponto refere-se à defasagem em relação à data de liquidação comparada à data de contratação. Quando há leilão, por exemplo, uma venda de dólares por parte do Banco Central, a Ptax e a posição de câmbio dos bancos serão afetadas na data de contratação. Entretanto, a liquidação só se dará em  $d+2$ . Isto faz com que as reservas internacionais e as operações do setor externo só sejam impactadas em  $d+2$ . Como estamos interessados no impacto das intervenções na taxa de câmbio, ajustamos as operações do setor externo em dois dias, de forma que quando nos referimos à data  $d$ , supõe-se que as demais variáveis correspondem ao dia  $d$  e as operações do setor externo são relativas à  $d+2$ , onde  $d$  corresponde ao dia útil do mês.

Na equação (3.10) para média do retorno da taxa de câmbio temos o termo do retorno defasado em um período. Este termo foi introduzido com o objetivo de captar a autocorrelação exibida pela série de retorno do câmbio. Sabe-se também que os preços de ativos refletem diretamente o conjunto informacional dos agentes. Desta forma, períodos nos quais se assimilam novas informações e nos quais os mercados estão fechados, provocam uma mudança potencial no preço dos ativos que no entanto só se concretizará com a abertura dos mercados. Para captar este tipo de efeito, e outros efeitos sazonais ao longo da semana, introduziu-se *dummies* para feriados e dias da semana tanto para o retorno quanto para variância da taxa de câmbio.

Em relação a estrutura da equação da variância do modelo EGARCH(1,1), temos o termo  $\ln(h_{t-1})$  que capta a persistência da variância ao longo do tempo. A persistência e assimetria do impacto do choque na variância condicional são captadas pelo terceiro e quarto termo da equação. O impacto é assimétrico se  $\mathbf{g}_3 \neq 0$ . No caso de  $\mathbf{g}_3 > 0$ , temos que choques que corroboram com retornos positivos, ou seja, com uma desvalorização do real frente ao dólar, contribuem mais intensamente para uma maior variância condicional do que choques negativos.

Algumas extensões do modelo também foram testadas. Com o objetivo de investigar se intervenções positivas e negativas afetam diferentemente a média e a variância condicional do retorno do câmbio, dividimos as intervenções em compra

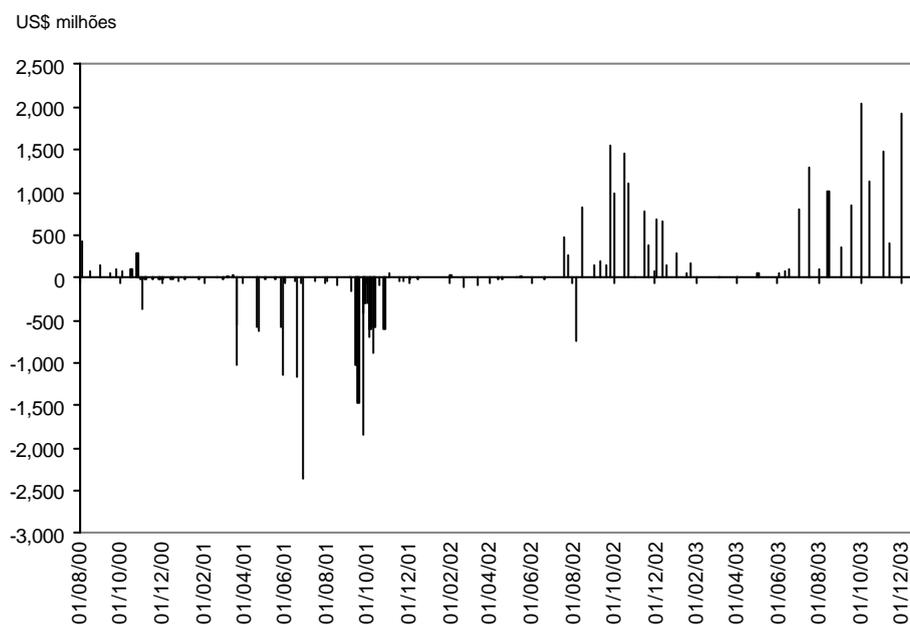
---

<sup>17</sup> Nota para Imprensa de Política Monetária – BACEN.

e venda de dólares. Ao mesmo tempo, para o período analisado, grande parte das intervenções foi realizada via outros instrumentos de política monetária tais como títulos públicos atrelados ao câmbio e *swaps* cambiais. Com o objetivo de complementar a análise, testamos também o efeito da compra e venda de títulos e *swaps* cambiais na média e variância condicional do câmbio.

O dado utilizado para captar a intervenção do Banco Central via cambiais foi o valor nominal líquido de colocações e resgates diários de títulos cambiais (majoritariamente NBC-E e NTN-D) e *swaps* cambiais em US\$ milhões<sup>18,19</sup>. No caso dos resgates, o valor financeiro representa o valor nominal atualizado, desconsiderando-se os juros. No caso das colocações, este valor corresponde ao valor da liquidação financeira da respectiva oferta pública. Os dados só foram disponibilizados a partir de agosto de 2000, então o período de análise deste exercício empírico é de ago/00 a dez/03.

**Figura 7 – Intervenções com Títulos e Swaps Cambiais (data de liquidação)**



Utilizou-se o método de Bollerv e Wooldridge (1992) para computar a matriz de covariância por Quase-Maximaverossimilhança. Este método gera uma

<sup>18</sup> Estes dados foram gentilmente cedidos pelo Banco Central do Brasil.

<sup>19</sup> Valores positivos representam resgates e negativos colocações.

matriz de covariância consistente, ainda que a distribuição dos erros não seja normal. O algoritmo de otimização adotado foi o de Marquardt.

#### 4.4. Resultados

Os resultados estão reportados na Tabela 4 e Tabela 5. Na tabela 4 encontramos o primeiro caso estimado que é o modelo mais simples, sem considerar o efeito das intervenções. Na mesma tabela encontramos o modelo incluindo as intervenções. O principal resultado é que o coeficiente da variável intervenção se mostra significativo tanto para média quanto para variância condicional ao nível de significância de 10%. Ambos são positivos indicando que intervenções provocam uma depreciação da taxa de câmbio e um aumento da variância. Outro resultado interessante é relativo a assimetria dos choques: aqueles que provocam desvalorização do câmbio têm maior efeito na variância condicional em comparação a choques que provocam valorização do câmbio. Este resultado é evidenciado pelo fato de  $g_3$  ser positivo e significativo a 1%. A variável *dummy* de feriados também se mostrou relevante para explicar a variância condicional.

De acordo com a hipótese feita para a distribuição do erro, os resíduos padronizados deveriam ser normalmente distribuídos se o modelo EGARCH fosse apropriado para captar a leptocurtose da distribuição incondicional. Como verificamos na figura 7, o resíduo padronizado tem sua média próxima de um e desvio padrão próximo de zero. O teste de Jarque-Bera que testa a normalidade do resíduo, sob a hipótese nula de normalidade, mostra que não se deve rejeitar a hipótese nula ao nível de significância de 5%. A estatística Q de Ljung-Box para o quadrado do resíduo, que pode ser encontrado na tabela 4, também deixa de ser significativa corroborando com o modelo adotado.

Na tabela 5 temos os resultados das extensões do nosso modelo que separam as intervenções em compra e venda de moeda estrangeira e incluem as intervenções com títulos e *swaps* cambiais. É relevante ressaltar que quando separamos as intervenções em compra e venda, a compra de dólar se mostrou significativa para explicar desvalorizações da taxa de câmbio enquanto que a venda de dólares mostrou adicionar volatilidade à taxa de câmbio. Em relação às

intervenções com títulos, apenas a colocação de cambiais mostrou impactar a média condicional, e seu resultado foi similar ao efeito da compra de moedas à vista: gera uma desvalorização da taxa de câmbio.

**Tabela 4 – Parâmetros Estimados do modelo EGARCH (1,1)**

**Período: Jan/00 a Dez/03**

$$r_t = f_0 + f_1 r_{t-1} + \sum_{i=Seg}^{Qui} f_{2i} D_{i,t} + f_3 D_{Fer,t} + f_4 |IntevSpot_t| + u_t$$

$$\ln h_t = g_0 + g_1 \ln(h_{t-1}) + g_2 |z_{t-1}| + g_3 z_{t-1} + \sum_{j=Seg}^{Qui} g_{4j} D_{j,t} + g_5 D_{Fer,t} + g_6 |IntervSpot_t|$$

Variável	Equação da Média	Equação da Variância	Equação da Média	Equação da Variância
Constante	0.1030** (0.0205)	-0.1656 (0.1796)	0.1022** (0.0212)	-0.1803 (0.1456)
Retorno da Taxa de Câmbio t-1	0.1248* (0.0001)	-	0.1279* (0.0000)	-
Dummy Feriado	-0.0818 (0.5183)	0.5415* (0.0001)	-0.1160 (0.3575)	0.4770* (0.0004)
Dummy Segunda	-0.1150*** (0.0582)	-0.1104 (0.6244)	-0.1162*** (0.0561)	-0.0840 (0.7105)
Dummy Terça	-0.0985*** (0.0669)	-0.2779*** (0.0934)	-0.0981*** (0.0691)	-0.2901*** (0.0841)
Dummy Quarta	-0.0080 (0.8893)	0.0279 (0.8750)	-0.0180 (0.7544)	0.0581 (0.7396)
Dummy Quinta	-0.0693 (0.3058)	-0.1608 (0.4294)	-0.0679 (0.3113)	-0.1573 (0.4370)
Intervenções	-	-	0.0003*** (0.0775)	0.0004*** (0.0752)
z <sub>t-1</sub>	-	0.2999* (0.000)	-	0.2937* (0.0000)
z <sub>t-1</sub>	-	0.0865* (0.0058)	-	0.0888* (0.0049)
ln(h <sub>t-1</sub> )	-	0.9810* 0.0000	-	0.9757* (0.0000)
Q <sub>v</sub> (10) <sup>1</sup>	13.232 (0.2110)	-	12.898 (0.229)	-
Q <sub>v^2</sub> (10) <sup>2</sup>	14.022 (0.1720)	-	-0.036 (0.215)	-
<b>Número de Observações</b>	<b>1005</b>		<b>1005</b>	

\*, \*\*, \*\*\* significante a 1%, 5% e 10% respectivamente

p-valor entre parênteses

<sup>1</sup> Q<sub>u</sub>(20) é a estatística-Q de Ljung-Box para os resíduos padronizados

<sup>2</sup> Q<sub>v^2</sub>(20) é a estatística-Q de Ljung-Box para o quadrado dos resíduos padronizados

Tabela 5 – Parâmetros Estimados das Extensões do Modelo EGARCH (1,1)

$$r_t = f_0 + f_1 r_{t-1} + \sum_{i=Seg}^{Qui} f_{2i} D_{i,t} + f_3 D_{Fer,t} + f_4 Compradola r_t + f_5 VendaDolar r_t + f_6 CompraTS_t + f_7 VendaTS_t + u_t$$

$$\ln h_t = g_0 + g_1 \ln(h_{t-1}) + g_2 |z_{t-1}| + g_3 z_{t-1} + \sum_{j=Seg}^{Qui} g_{4j} D_{j,t} + g_5 D_{Fer,t} + g_6 CompraDola r_t + g_7 VendaDolar r_t + g_8 CompraTS_t + g_9 VendaTS_t$$

Variável	Jan/00 a Dez/03		Ago/00 a Dez/03	
	Equação da Média	Equação da Variância	Equação da Média	Equação da Variância
Constante	0.0941** (0.0335)	-0.1332 (0.2616)	0.1278** (0.0160)	-0.122 (0.3503)
Retorno da Taxa de Câmbio t-1	0.1261* (0.0000)	-	0.1419* (0.0000)	-
Dummy Feriado	-0.0982 (0.433)	0.5240* (0.0001)	-0.1470 (0.2909)	0.5862* (0.0001)
Dummy Segunda	-0.1047*** (0.0848)	-0.1381 (0.5146)	-0.1484** (0.0371)	-0.1728 (0.4623)
Dummy Terça	-0.0873 (0.1081)	-0.3103*** (0.0541)	-0.1210*** (0.0564)	-0.2944 (0.1002)
Dummy Quarta	-0.0036 (0.9505)	-0.0211 (0.9025)	-0.0653 (0.3189)	-0.0212 (0.9093)
Dummy Quinta	-0.0615 (0.3490)	-0.2168 (0.2661)	-0.0573 (0.4449)	-0.2889 (0.1798)
Compra Dólar	0.0003*** (0.0928)	-0.0003 (0.2121)	0.0004** (0.0277)	-0.0004 (0.1940)
Venda Dólar	0.0004 (0.2951)	0.0009* (0.0031)	0.0005 (0.2420)	0.0009** (0.0138)
Compra Títulos + Swaps	-	-	0.0001 (0.1955)	-0.0001 (0.4129)
Venda Títulos + Swaps	-	-	0.0005* (0.0002)	0.0000 (0.8447)
z <sub>t-1</sub>	-	0.2725* (0.0000)	-	0.2888* (0.0000)
z <sub>t-1</sub>	-	0.0833* (0.005)	-	0.0897* (0.0077)
ln(h <sub>t-1</sub> )	-	0.9686* (0.0000)	-	0.9694* (0.0000)
Q <sub>v</sub> (10) <sup>1</sup>	0.027 (0.2690)	-	0.020 (0.4950)	-
Q <sub>v^2</sub> (10) <sup>2</sup>	-0.044 (0.2090)	-	-0.052 (0.2130)	-
<b>Número de Observações</b>	1005		859	

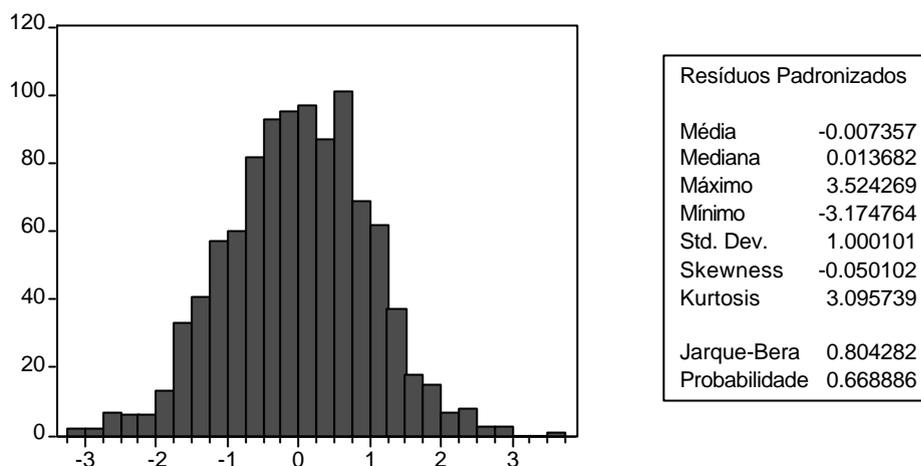
\*, \*\*, \*\*\* significante a 1%, 5% e 10% respectivamente

p-valor entre parênteses

<sup>1</sup> Q<sub>v</sub>(20) é a estatística-Q de Ljung-Box para os resíduos padronizados

<sup>2</sup> TQ<sub>v^2</sub>(20) é a estatística-Q de Ljung-Box para o quadrado dos resíduos padronizados

**Figura 8 - Resíduos Padronizados Tabela 4 caso 2**



Estes resultados sugerem que o Banco Central estaria persistindo em adotar políticas de intervenções que não são eficazes nem em conter as desvalorizações, tampouco em conter a volatilidade da taxa de câmbio. A pergunta que se coloca neste ponto é se as intervenções de fato aumentam a volatilidade ou se estamos diante de um problema de endogeneidade em que na realidade as intervenções são uma resposta ao aumento de volatilidade observado no mercado. Com o intuito de prosseguir nesta investigação, buscaremos no próximo capítulo elucidar esta questão.