

6

RESULTADOS

6.1

Introdução

Tratamos neste capítulo do ajustamento do modelo desenvolvido no Capítulo anterior:

$$\Delta r_t = \alpha_1 \Delta e_t + \alpha_2 i_t + \alpha_3 (i_t^* + \Delta x_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde α_1 , α_2 , α_3 são os coeficientes das variáveis e ε_t é o resíduo da regressão. A notação usada neste capítulo é a mesma do Capítulo 5.

O ajustamento do modelo aos dados brutos é prejudicado pela presença de um considerável número de observações muito afastadas das demais. Esses pontos que provocam o mau ajustamento do modelo são, em princípio, candidatos a sugerir momentos de estresse cambial. As maiores variações das reservas cambiais podem, entretanto, ser atribuídas a pagamentos de contratos de longo prazo, especialmente aqueles referentes à dívida do país com instituições como o FMI e o BIRD/BID. Realizamos, então, o expurgo, nas séries das reservas, das transações dessa natureza.

Após a retirada dos pontos em que se identificaram grandes pagamentos ou recebimentos relativos à dívida externa ainda restaram outliers. A eliminação desses outliers através da suavização da série de dados diários propiciou notável melhora no ajustamento, fortalecendo a suposição de que a presença de pontos de mau

ajustamento nessas séries pode ser usada na caracterização de pontos de estresse cambial. Uma tentativa de análise dos dados visando a uma caracterização nestes termos é realizada no final do capítulo.

6.2

Análise de Dados Mensais

Apresentamos nesta seção os resultados do ajustamento aos dados mensais. O ajustamento não foi satisfatório, como revelam os sumários apresentados nas Tabela 6.1 e 6.2. Uma possível causa do mau ajustamento é o fato de, ao trabalharmos com frequência mensal, estarmos agregando movimentos nas variáveis estudadas. Dessa forma, podemos estar obscurecendo a relação entre as variáveis de interesse. Este possível problema de agregação é uma das causas de, na seção seguinte, trabalharmos com dados diários. Os resultados apresentados nesta Seção constituem elementos para comparação.

Com o emprego de variáveis binárias para eliminar a influência sobre os coeficientes angulares dos pontos de grande variação das reservas, o ajustamento melhora. Ajustando o modelo por mínimos quadrados a dados agregados mensalmente, com *dummies* nos meses em que se registraram pagamentos ou recebimentos do FMI para eliminar o efeito de eventos relativos a empréstimos internacionais do país, encontramos todas *dummies* significativas, exceto aquela relativa ao mês de junho de 2001. Os referidos pagamentos e recebimentos ocorreram

em abril e dezembro de 1999, abril de 2000, junho e setembro de 2001, abril, junho, setembro e dezembro de 2002 e março de 2003.

Apresentamos na Tabela 6.1 o resultado do ajustamento do modelo por mínimos quadrados ao conjunto de 48 meses que vai desde abril de 1999 até março de 2003, com *dummies* para os meses em que foram registrados recebimentos ou pagamentos do Tesouro Nacional ao FMI.

Tabela 6.1 – Estatísticas da Regressão dos Dados Mensais

Variável Dependente: VARIAÇÃO DE RESERVAS

$R^2 = 0,87$

R^2 Ajustado = 0,82

Estatística F = 17,7

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Valor p</i>
Interseção	3821,3	1789,6	2,1	4%
Tx Cambio	-10,3	22,1	-0,5	64%
Tx Juros	9,5	101,3	0,1	93%
C Bond	-277,6	93,2	-3,0	1%
Abr/99	9716,5	1888,0	5,1	0%
Dez/99	-6369,2	1364,2	-4,7	0%
Abr/00	-10620,8	1338,2	-7,9	0%
Jun/01	1657,5	1337,1	1,2	22%
Set/01	4429,4	1399,7	3,2	0%
Abr/02	-4063,3	1339,6	-3,0	0%
Jun/02	10404,6	1448,9	7,2	0%
Set/02	4741,5	2263,0	2,1	4%
Dez/02	2814,3	1456,8	1,9	6%
Mar/03	3246,8	1596,3	2,0	5%

A análise das estatísticas relativas a cada variável explicativa revela que o bom ajustamento global é devido exclusivamente à presença das *dummies*. As variáveis explicativas do modelo apresentam, a 5 %, coeficientes não significativamente

diferentes de zero, o que podemos verificar pelos valores das estatísticas t e pelos valores p (níveis de significância que se precisaria admitir para poder rejeitar as hipóteses nulas).

Excluídas as *dummies*, apenas o coeficiente do C-Bond é significativo ao nível de 5%. Seu sinal se encontra de acordo com o esperado. É esperado que, quando o governo depare com uma expectativa de desvalorização esperada pelo mercado, venda reservas para tentar reduzir esse movimento. O *C-Bond yield* é a remuneração de um título brasileiro colocado no mercado internacional, logo quanto maior a percepção de risco pelo mercado, maior tem de ser a remuneração deste ativo. Um aumento na percepção do risco, que obriga uma elevação da taxa do C-Bond, afugenta os capitais externos, o que provoca uma variação negativa nas reservas.

A análise dos resíduos desse ajustamento não nos permitiu identificar conformações claramente indicativas de violação da hipótese de normalidade e não correlação dos erros. As estatísticas do histograma e do correlograma da série dos resíduos encontram-se abaixo na Tabela 6.2. A média dos resíduos, conforme o esperado, é estatisticamente nula. O coeficiente de assimetria encontrado indica pouca assimetria e a medida de curtose (3,61) é bastante próxima da normal (3,00). Com isto, a estatística do teste de Jarque-Bera apresentou valor dentro do intervalo de confiança para não rejeição de normalidade. Além disto, não encontramos indicação de correlação nos resíduos, visto que todos os p -valores do teste de Box-Ljung são superiores a 0,5, o que se adequa à hipótese clássica de não correlação das perturbações.

Tabela 6.2 – Estatísticas dos Resíduos da Regressão c/ *Dummies* Mensais

Média	$4,44 \cdot 10^{-13}$
Desvio Padrão	1362,13
Assimetria	-0,46
Curtose	3,61
Teste de Jarque-Bera	2,25

Uma opção para confirmar que apenas as *dummies* respondem pelo bom ajustamento obtido pelo modelo de regressão a dados mensais consiste em, em vez de forçar o ajustamento dos pontos com grandes variações de reservas explicadas pelos grandes movimentos de capital relativos aos contratos da dívida externa brasileira, retirar da amostra esses meses com grandes recebimentos ou pagamentos da dívida. Os resultados obtidos, apresentados na Tabela 6.3, confirmam claramente o mau ajustamento do modelo aos dados mensais.

Tabela 6.3 – Ajustamento do Modelo a Dados Mensais com Expurgo dos Meses de Grandes Variações de Reservas

Variável Dependente: VARIAÇÃO DE RESERVAS

$$R^2 = 0,05$$

$$R^2 \text{ Ajustado} = 0$$

$$\text{Estatística F} = 0,65$$

	<i>Estimativa</i>	<i>Desvio padrão</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Valor P</i>
Intercepto	2776,5	2382,2	-0,5	0,25
Var. Taxa Câmbio	-1466,3	2965,6	-1,2	0,62
Taxa de Juros	-174,5	640,2	-0,3	0,79
C Bond	-2,01	1,75	-1,2	0,26

Verificamos, analisando a Tabela 6.3, que, ao excluirmos os valores extraordinários, os coeficientes de interesse tornam a exibir estimativas de baixa significância. Nenhum dos coeficientes se mostrou significativo a 10% e o valor da

estatística F se mostra muito baixo. Procuramos também verificar se a exclusão dos meses de fevereiro e março de 1999, em função do que foi exposto no capítulo 5, representaria melhora do ajustamento. Não verificamos, entretanto, qualquer variação significativa com esse procedimento.

Os resíduos, agora, se afastam mais um pouco do esperado sob normalidade. A distribuição é mais assimétrica que no caso passado, apesar do coeficiente de curtose, de 4,46, não ser muito superior ao esperado numa normal (3,0). O valor da estatística do teste de Jarque-Bera também se elevou consideravelmente, conduzindo à rejeição da hipótese de normalidade a níveis de significância altos. A hipótese de não correlação dos erros é mais aceitável, dado que os erros não apresentam correlação significativa, uma vez que assim como no caso acima, os p-valores de Box-Ljung estão todos acima de 0,5.

Tabela 6.4 – Estatísticas Dos Resíduos da Regressão Mensal com Expurgo

Média	$3,36 \cdot 10^{-13}$
Desvio Padrão	1872,40
Assimetria	-1,10
Curtose	4,46
Teste de Jarque-Bera	12,88

Para ilustrar melhor o efeito do expurgo sobre a série de Variação de Reservas, são apresentados abaixo os gráficos desta variável com e sem o expurgo, apresentando em cada caso as estatísticas descritivas (média, desvio-padrão, coeficiente de assimetria e curtose).

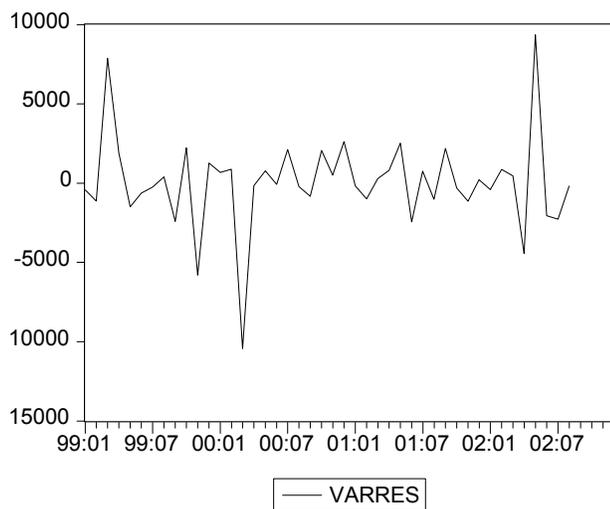


Figura 6.1 – Série sem expurgo

Tabela 6.5 – Estatísticas da Série Mensal de Variação de Reservas sem Expurgo

Média	32,64
Desvio Padrão	2982,70
Assimetria	-0,11
Curtose	7,57

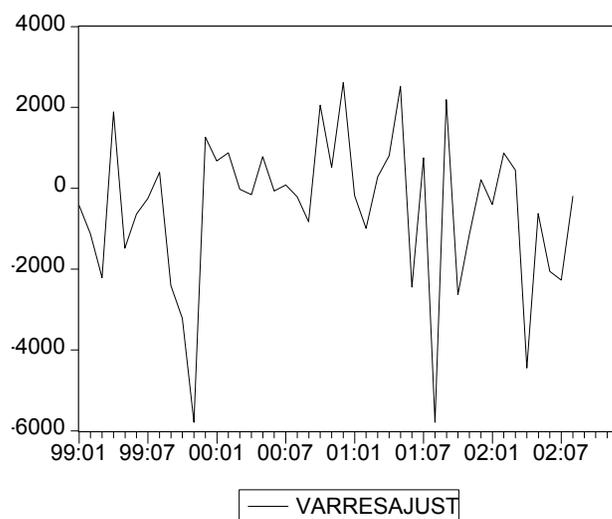


Figura 6.2 – Série com expurgo

Tabela 6.6 – Estatísticas da Série Mensal de Variação de Reservas com Expurgo

Média	-517,95
Desvio Padrão	1917,33
Assimetria	-0,93
Curtose	3,96

Através de inspeção visual dos gráficos, verificamos que o expurgo elimina grande parte dos pontos extremos, com exceção de dois, o que diminuiu a variância da série. O desvio-padrão da série sem expurgo era de US\$2.982.701 e passou a ser US\$1.917.325). Podemos notar, através de indicativos como a média, coeficiente de assimetria e curtose, que o expurgo modificou bastante a distribuição da variação de reservas. A média era de US\$32,64 milhões e passou a ser –US\$517,95 milhões, o coeficiente de assimetria passou de –0,11 para –0,93 e o peso das caudas caiu, com o coeficiente de curtose passando de 7,57 para 3,97. Apesar de causar essa alteração significativa na distribuição, o expurgo não foi capaz de resolver os problemas do modelo como evidenciaram as estatísticas do ajustamento.

Realizamos, depois o ajustamento do modelo subtraindo das variações mensais das reservas os valores relativos a pagamentos ou recebimentos de empréstimos do FMI e do BIRD/BID no mês. Ajustamos dados a partir de maio de 1999 para evitar a influência da indefinição nos primeiros meses após a flexibilização do câmbio. Os resultados obtidos, apresentados na Tabela 6.7, confirmam o mau ajustamento do modelo aos dados mensais.

Tabela 6.7 – Ajustamento Subtraindo das Variações Mensais de Reservas os Empréstimos do FMI e do BIRD/BID

Variável Dependente: VARIAÇÃO DE RESERVAS

$R^2 = 0,17$

R^2 Ajustado = 0,11

Estatística F = 2,8

	<i>Estimativa</i>	<i>Desvio padrão</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Valor P</i>
Intercepto	3195	1829,3	1,75	0,09
Var. Taxa Câmbio	5,3	18,9	0,28	0,78
Taxa de Juros	-2,23	102,2	-0,02	0,98
C Bond	-2,38	0,99	-2,4	0,02

Verificamos, analisando a Tabela 6.7, que, ao excluirmos os valores dos pagamentos e recebimentos relativos à dívida externa pública, os coeficientes da variação da taxa de câmbio e da taxa de juros tornam a exibir estimativas de baixa significância. Da mesma forma que no caso da regressão com *dummies*, somente o coeficiente do C-bond é significativamente diferente de zero a níveis de significância satisfatórios e este coeficiente apresenta sinal de acordo com o esperado. Os coeficientes de interesse tornam a exibir estimativas de baixa significância. O coeficiente de determinação e a estatística F continuam com valores baixos.

Finalmente, substituímos as variações de reservas superiores a 5 bilhões pelas médias aritméticas das variações dos meses vizinhos. Os resultados, apresentados na Tabela 6.8, são semelhantes aqueles obtidos ao subtrair os valores relativos aos recebimentos e pagamentos ao FMI e ao BIRD/BID.

Tabela 6.8 – Ajustamento Substituindo as Variações Mensais de Reservas Superiores a 5 Bilhões de Dólares

Variável Dependente: VARIAÇÃO DE RESERVAS

$R^2 = 0,12$

R^2 Ajustado = 0,06

Estatística F = 2,0

	<i>Estimativa</i>	<i>Desvio padrão</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Valor P</i>
Intercepto	431,7	1958,8	0,22	0,83
Var. Taxa Câmbio	20,8	20,3	1,0	0,31
Taxa de Juros	173,9	109,4	1,6	0,12
C Bond	-2,5	1,06	-2,3	0,03

6.3

Ajustamento a Dados Diários

Passamos agora ao exame das séries de dados diários. O emprego de dados diários permite evitar que se misturem os efeitos de fatores que operam em diversos momentos ao longo do mês. Permite, também, que o tratamento dos pontos que não pertencem ao conjunto devido à presença de fatores estranhos às relações ordinárias entre as variáveis estudadas, como o cumprimento de contratos relativos à dívida externa ou as intervenções do Banco Central, seja mais efetivo. Conforme já comentado antes, procuramos eliminar a influência desses fatores procedendo à substituição do valor da variação de reservas em cada um dos pontos com grande variação pela média aritmética das duas variações observadas no dia anterior e no dia posterior. O teto acima do qual fica caracterizada a presença de variação extraordinária foi estabelecido com base em consulta a especialistas do Banco Central - DEPIN. Este teto foi fixado em duzentos e cinquenta milhões de dólares diários

como sendo relativos a empréstimos internacionais.

Antes de apresentar os resultados do ajustamento do modelo com suavização de todas as variações de reservas acima do teto fixo, exibimos, na Tabela 6.9, o resultado da retirada apenas das variações devidas a recebimentos ou amortizações de empréstimos ao FMI e ao BIRD/BID. Expurgando apenas esses pagamentos e recebimentos, os resultados são muito próximos aos obtidos com a suavização da série. São muito altos os níveis de significância dos coeficientes do C-bond e da taxa de juros. Entretanto, ainda são, neste caso, não significativos a 5% tanto o intercepto quanto o coeficiente da variação da taxa de câmbio. Mantêm-se baixos os valores dos coeficientes de determinação, embora a estatística F apresente valor bastante satisfatório, de 8.0.

Tabela 6.9 – Ajustamento da Série de Dados Diários sem FMI e sem BIRD/BID

Variável Dependente: VARIAÇÃO DE RESERVAS

$$R^2 = 0,02$$

$$R^2 \text{ Ajustado} = 0,02$$

$$\text{Estatística F} = 8,0$$

	<i>Estimativa</i>	<i>Desvio padrão</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Valor P</i>
Intercepto	-11,1	82,7	-0,1	0,89
Var. Taxa Câmbio	337,1	374,6	0,9	0,37
Taxa de Juros	12,5	3,5	3,6	0,0003
C Bond	-16,1	4,2	-3,9	0,0001

Ao analisar os resíduos da regressão com os pagamentos e recebimentos do FMI e do BIRD/BID subtraídos ainda encontramos alguns valores muito elevados, visto que a série da variação de reservas, mesmo depois da correção em 27 datas, 12

correspondentes a recebimentos e 15 correspondentes a pagamentos, ainda apresenta alguns valores muito afastados, destacando-se: elevação de 4,9 bilhões de dólares em 9/4/1999, redução de 3,4 bilhões de dólares em 20/12/1999 e redução de 3.7 bilhões de dólares, em 12/4/2000 (mesmo depois de corrigida a série expurgando o valor de pagamento ao FMI nessa data). Os valores das transações com o FMI e o BIRD/BID, fornecidos pelo Banco Central, estão na Tabela 6.10.

Tabela 6.10 – Recebimentos e Pagamentos ao FMI e ao BIRD/BID

FMI		BIRD/BID	
Data	US\$ milhões	data	US\$ milhões
6/4/1999	3.636	2/7/2001	-115
9/12/1999	1117	17/6/2002	-65
14/12/1999	-1974	29/7/2002	850
5/4/2000	-4296	2/8/2002	250
12/4/2000	-2398	15/8/2002	-283
28/6/2001	2002	11/12/2002	245
28/9/2001	4742	16/12/2002	-102
14/3/2002	-85	12/3/2003	78
29/4/2002	-3814		
30/4/2002	-399		
14/6/2002	-90		
21/6/2002	10254		
11/9/2002	3012		
13/9/2002	-90		
13/12/2002	-92		
23/12/2002	3104		
7/3/2003	-139		
14/3/2003	-93		
19/3/2003	4167		

Apresentamos na Tabela 6.11 o resultado do ajustamento por mínimos quadrados, para os 48 meses iniciando em abril de 1999 e indo até março de 2003, da série suavizada de dados diários.

Tabela 6.11 – Ajustamento da Série Suavizada

Variável Dependente: VARIAÇÃO DE RESERVAS

 $R^2 = 0,05$ R^2 Ajustado = 0,05

Estatística F = 17,3

	Coef.	Desvio padrão	Estatística t	Valor
Intercepto	36,93	16,46	2,24	0,0251
Var. Taxa Câmbio	-202,94	74,54	-2,72	0,0066
Taxa de Juros	1,40	0,69	2,03	0,0425
C Bond	-5,19	0,83	-6,28	0,0001

Verifica-se na Tabela 6.11 que os coeficientes de todas as variáveis explicativas são significativamente não nulos ao nível de 5%, sendo os valores da estatística t relativamente altos para todas as variáveis. Os sinais dos coeficientes são todos de acordo com o esperado. O R^2 do ajustamento não é alto, entretanto a estatística F tem valor consideravelmente elevado, o que indica um ajustamento razoável da regressão. Ao analisarmos os resíduos desta regressão, verificamos, por exemplo, que a distribuição dos resíduos não é muito assimétrica (o coeficiente de assimetria é de -0,33) e a estatística indicadora de curtose não se afasta muito do caso da distribuição normal (4,15, contra o valor esperado de 3, no caso de normalidade), correspondendo a uma distribuição de resíduos com peso nas caudas perto do que se esperaria de uma distribuição normal. O valor da estatística do teste de Jarque-Bera para a hipótese de normalidade apresenta um valor um pouco acima do valor esperado, porém nada que nos leve a rejeitar com segurança a hipótese de normalidade. As estatísticas do histograma, apresentadas abaixo, ilustram os valores acima descritos. Ao analisarmos a correlação entre os resíduos, verificamos que os p-valores de Box-Ljung são superiores a 0,5, o que está de acordo com a hipótese usual

de não correlação das perturbações.

Assim, o comportamento dos resíduos não nos permite rejeitar as hipóteses clássicas quanto aos erros aleatórios e os sinais e significância dos coeficientes acima comentados indicam que o modelo apresenta um ajustamento razoável.

Tabela 6.12 – Estatísticas do histograma dos resíduos da Regressão de Dados Diários

Média	$-5,24 \cdot 10^{-14}$
Desvio Padrão	72,56
Assimetria	-0,33
Curtose	4,15
Teste de Jarque-Bera	72,98

6.4

Investigação de Defasagens

Conforme verificado na seção 6.3, ao ajustarmos o modelo linear assumindo que as séries são estacionárias e as variáveis explicativas são exógenas e estacionárias, os resultados não foram ruins. Nesta seção, realizamos uma investigação da estacionariedade das séries e buscamos modelos alternativos que utilizem defasagens das variáveis.

O tratamento de não estacionariedade foi iniciado com a realização de testes para detecção de raiz unitária em cada série. O teste utilizado para este fim foi o de Phillips e Perron (1988), que forneceu os resultados apresentados abaixo.

Valores críticos para este teste são: -3,44, para o nível de significância de 1%, -2,87 para o nível de significância de 5% e -2,57 para o nível de significância de 10%. Deste modo, detectamos uma possível presença de raiz unitária apenas na série de c-

bond. O resultado dos testes de raiz unitária não nos leva a acreditar em relações de cointegração entre as variáveis do modelo. Para que pudéssemos pensar em relação de cointegração, precisaríamos de que pelo menos duas das quatro variáveis apresentassem indícios de não estacionariedade, o que não ocorre.

Desenvolvemos, finalmente, um modelo alternativo baseado na hipótese de que o fluxo de capitais externos envolve o contínuo monitoramento de variáveis macro por parte de investidores internacionais. Com base na teoria da paridade a descoberto, esses investidores tomariam decisões de acordo com sua expectativa de variação da taxa de câmbio (medida pela própria variação presente da taxa de câmbio), taxa de juros doméstica (medida pelo cdi) e risco do país (medido pelo c-bond). A decisão de aplicar ou retirar recursos de um país não seria realizada com base em um dia apenas, mas em um conjunto de dias. Este conjunto deve variar em função da conjuntura macroeconômica momentânea e de cada uma das variáveis, ou seja o intervalo para que um investidor movimente seus recursos pode variar entre as variáveis e na própria variável, em função da conjuntura. Com este fundamento, desenvolvemos um modelo de acordo com a teoria da paridade a descoberto como acima, mas acrescentando algumas defasagens às variáveis e eliminando a taxa de juros presente e o c-bond.

Apresentamos os resultados do ajustamento deste modelo por mínimos quadrados na Tabela 6.13.

Tabela 6.13 – Modelo com Variáveis Defasadas

Variável Dependente: VARIAÇÃO DE RESERVAS

 $R^2 = 0.03$ R^2 Ajustado = 0,02

Estatística F = 6,11

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	Prob.
Var. Taxa Câmbio	-318.39	96.20	-3.30	0.0010
Var. Taxa Câmbio defasada de 1 período	-248.80	93.34	-2.66	0.0078
Var. Taxa Câmbio defasada de 2 períodos	-192.40	96.30	-1.99	0.0460
Taxa de juros defasada de 1 período	-0.09	5.15	-0.02	0.9862
Intercepto	-10.97	10.98	-0.99	0.3181

Verificamos que com a modificação proposta houve uma pequena redução no valor das estatísticas que indicam ajustamento, uma queda na significância dos coeficientes e uma alteração do sinal encontrado na taxa de juros. De todas estas alterações a única econômica e estatisticamente importante é a alteração do sinal da taxa de juros, mas a significância de seu coeficiente é muito baixa.

6.5

Identificação de Períodos de Estresse Cambial

Nesta seção, trata-se da utilização dos resultados do ajustamento do modelo para o levantamento de pontos de estresse cambial. Situações de estresse cambial, como estabelecido anteriormente, são caracterizadas por reações da autoridade monetária a variações da taxa de câmbio. Estas reações se refletiriam em redução das reservas internacionais não explicadas pela atuação dos agentes econômicos como

nas situações de normalidade às quais o modelo se ajusta. A identificação destas situações envolve, então, a análise dos resíduos do ajustamento resumido na Tabela 6.11.

É importante notar que nos preocupamos aqui somente com resistências do Banco Central à desvalorização da taxa de câmbio, ou seja, só nos interessam, para fins de identificação de estresses, as variações negativas de reservas. Isto porque, como esperado pela teoria e obtido no ajuste do modelo, a variação da taxa de câmbio é negativamente relacionada com a variação de reservas. Dessa forma consideramos os resíduos apenas das variações negativas de reservas.

Outra indicação da possibilidade de estresse cambial é dada pelo sinal do resíduo observado no ponto de variação positiva da taxa de câmbio e variação negativa das reservas. Só nos interessam resíduos negativos, visto que estes serão negativos apenas se a variação negativa das reservas for maior em módulo do que a variação predita pelo modelo. Assim, resíduos negativos sugerem utilização de reservas internacionais pela autoridade monetária em montante maior do que poderia ser explicado apenas pela ação dos agentes no mercado.

Ao analisar os resíduos padronizados, consideramos como candidatos a pontos de estresse, aqueles superiores a 2 (dois) desvios padrão. A análise gráfica (ver a figura 5.3) ajuda a selecionar os possíveis períodos de estresse. Nesta análise pudemos identificar seis períodos:

1º - 16/04/99; 19/04/99; 28/04/99; 13/04/99;

2º - 30/09/99; 11/10/99; 05/11/99; 29/12/99;

3º - 15/05/01; 31/05/01; 02/06/01;

4º - 16/11/01; 19/11/01; 20/11/01; 21/11/01;

5º - 22/08/02; 19/09/02; 30/09/02; 16/10/02; 31/12/02;

6º - 12/03/03; 13/03/03; 14/03/03.

É possível identificar aspectos da conjuntura econômica que, nesses períodos, suscitarium as condições para a estresse cambial. O primeiro período está possivelmente refletindo efeitos da mudança de regime cambial ocorrido em janeiro de 99. O terceiro e quarto períodos ocorrem em momentos de exacerbação da crise econômica argentina. A tensão pré-eleitoral, possivelmente, é a causa das variações exageradas no quinto período, enquanto o último parece refletir a pressão cambial causada pela tensão que antecedeu a Guerra do Iraque.

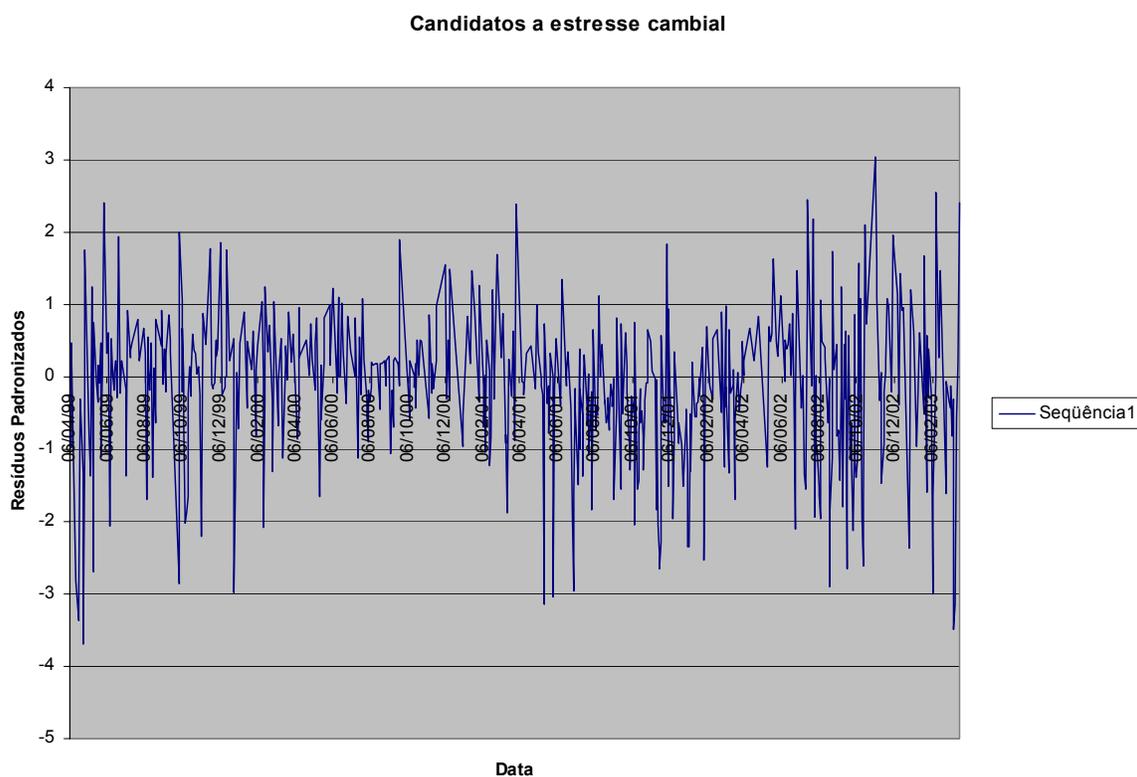


Figura 6.3 – Gráfico de candidatos a estresse cambial

6.6

Comentários Finais

É de esperar que, em momentos de crise, o Banco Central de qualquer país desempenhe um papel ativo na condução da política econômica. Entretanto, espera-se que exista uma razoável liberdade de flutuação da taxa de câmbio em países que proclamam praticar câmbio livre. Os resultados indicam que a variação de reservas está negativamente correlacionada com a expectativa de desvalorização, o que é

coerente com a teoria. É coerente que o governo tenha de vender reservas para tentar reduzir a elevação da taxa de câmbio esperada pelo mercado.

Da mesma forma, o sinal negativo do C-Bond em relação à variação de reservas é compatível com o fato de que O C-Bond *Yield*, é a taxa de um título brasileiro colocado no mercado internacional e quanto maior a percepção de risco pelo mercado, maior tem de ser a remuneração deste ativo. Um aumento na percepção do risco, que obriga uma elevação da taxa do C-Bond, afugenta os capitais externos, o que provoca uma variação negativa nas reservas. Finalmente o sinal positivo encontrado para o coeficiente da taxa de juros é também coerente com o esperado. A taxa de juros desempenha o papel de atratora de capitais externos, de forma que uma variação positiva desta variável resulta numa variação positiva de reservas.

No ajustamento do modelo, apesar de encontrarmos um valor da estatística F bastante elevado, o R^2 obtido não teve um valor muito alto. Isto indica que existem outros fatores explicativos, que influenciam fortemente a variação de reservas, além das variáveis consideradas. Esta constatação fortalece a idéia de utilizar os resíduos do ajustamento do modelo como ponto de partida para identificar situações de estresse cambial. Neste sentido realizamos uma análise gráfica para relacionar pontos de pior ajuste do modelo com períodos de tensão econômica no cenário macroeconômico brasileiro. Esta abordagem constitui um possível ponto de desenvolvimento futuro desta dissertação.