



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Trabalhos para Discussão

41

Mudanças de Regime no Câmbio Brasileiro

Carlos Hamilton V. Araújo e Getúlio B. da Silveira Filho

Junho, 2002

ISSN 1519-1028
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	nº 41	jun	2002	P. 1-41
--------------------------	----------	-------	-----	------	---------

Trabalhos para Discussão

Editado por:

Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep)

(E-mail: workingpaper@bcb.gov.br)

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão nº 41.

Autorizado por Ilan Goldfajn (Diretor de Política Econômica).

Controle Geral de Assinaturas:

Banco Central do Brasil

Demap/Disud/Subip

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo

70074-900 Brasília (DF)

Telefone: (61) 414-1392

Fax: (61) 414-3165

Tiragem: 400 exemplares

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem a visão do Banco Central do Brasil.

Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.

The views expressed in this work are those of the authors and do not reflect those of the Banco Central or its members.

Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.

Central de Informações do Banco Central do Brasil

Endereço: Secre/Surel/Diate
Edifício-Sede – 2º subsolo
SBS – Quadra 3 – Zona Central
70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 414 (...) 2401, 2402, 2403, 2404, 2405, 2406

DDG: 0800 99 2345

Fax: (61) 321-9453

Internet: <http://www.bcb.gov.br>

E-mail: cap.secre@bcb.gov.br
dinfo.secre@bcb.gov.br

Mudanças de Regime no Câmbio Brasileiro*

Carlos Hamilton V. Araújo[†] e Getúlio B. da Silveira Filho[‡]

Abstract

Neste trabalho analisamos oito variantes do câmbio real brasileiro. Após a contextualização histórica da evolução desse indicador, implementam-se análises univariadas do nível e da volatilidade das séries. Nessa tarefa, a pesquisa dá ênfase especial aos efeitos das observações aberrantes, bem como às eventuais mudanças de regime - no nível e/ou na volatilidade - possivelmente associadas às observações aberrantes registradas de jan/69 a set/01. Adicionalmente, são feitas algumas considerações relativamente à paridade do poder de compra.

*Os autores gostariam de agradecer os comentários de Cristina Terra, Marcelo Fernandes, Hélio Mori e Ângela Musiello, mas, ao mesmo tempo, isentá-los de qualquer responsabilidade por erros remanescentes.

[†]Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil, e-mail: carlos.araujo@bcb.gov.br

[‡]Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro

1 Introdução

Há vários séculos os economistas se preocupam com o comportamento da taxa de câmbio, mas somente no início do Século XX Gustav Cassel formalizou a denominada Lei do Preço Único, segundo a qual a taxa de câmbio nominal tenderia a equalizar os níveis de preços praticados em diferentes economias. Froot e Rogoff (1995, pp. 1651) argumentam que Cassel entendia a Paridade do Poder de Compra - PPC como tendência central a ser seguida pela taxa de câmbio, sujeita a desvios temporários, não como equivalência continuamente válida. Desde a formalização da PPC, as contribuições teóricas sobre o tema têm sido escassas; talvez a grande exceção seja a identificação do efeito Balassa-Samuelson.

Por outro lado, em termos empíricos o debate tem sido intenso, com farta literatura discutindo a validade da PPC, em geral com base em testes estatísticos envolvendo um conceito associado: a taxa de câmbio real. Este artigo caminha na mesma direção: procuramos identificar possíveis mudanças de regime em variantes da taxa de câmbio real brasileira, quer em nível, quer na volatilidade. A propósito, este último ponto aparentemente ainda não foi suficientemente explorado pela literatura e, portanto, seria uma das contribuições do texto. Também interpretamos estimativas dos processos estatísticos geradores de variantes do câmbio real como rejeição da PPC, mesmo após a retirada dos efeitos estimados das mudanças de regime. É sabido que a presença de mudança de regime pode comprometer a validade de alguns procedimentos estatísticos usualmente aplicados a séries de tempo - por exemplo, as metodologias de Dickey-Fuller (1979) e de Johansen (1988). Isso posto, como sub-produto o trabalho serve de alerta contra a utilização indevida dessas técnicas em procedimentos econométricos envolvendo as séries de câmbio real, uma vez que, no período jan/69 a set/01, as mesmas registram diversas mudanças de regime, tanto em nível quanto na volatilidade.

Além desta introdução, cinco seções são desenvolvidas. Na próxima, apresentamos os dados considerados na pesquisa. Na seção 3, contextualizamos, em uma perspectiva histórica, a evolução da taxa de câmbio real no Brasil. A seção 4 descreve

os aspectos metodológicos envolvidos. Na Seção 5 são apresentados os resultados e as respectivas interpretações. Na última seção tecemos as considerações finais.

2 Séries de Câmbio Real

Consideramos oito medidas de câmbio real para a economia brasileira, no período que se estende de jan/69 a set/01. Seis foram construídas com base em índices de preços ao produtor ou uma proxy (IGPDI, IPADI ou IPAOG para a economia doméstica e PPI para a economia externa); nas duas restantes, índices de preços ao consumidor (IPC-FIPE para a economia doméstica e CPI para a economia externa) - na Tabela 1 constam a nomenclatura e composição das séries, todas gerada pela fórmula geral:

$$\text{Câmbio Real} = \frac{\text{Índice Externo}}{\text{Índice Doméstico}} \times \text{Câmbio Nominal}.$$

TABELA 1: Composição das Séries de Câmbio Real

Notação	Índice Externo	Índice Doméstico	Câmbio Nominal
CFIPC	<i>CPI</i>	<i>IPC-FIPE</i>	<i>Final de mês</i>
CFIGP	<i>PPI</i>	<i>IGP-FGV</i>	<i>Final de mês</i>
CFIPADI	<i>PPI</i>	<i>IPA-DI-FGV</i>	<i>Final de mês</i>
CFIPAOG	<i>PPI</i>	<i>IPA-OG-FGV</i>	<i>Final de mês</i>
CMIPC	<i>CPI</i>	<i>IPC-FIPE</i>	<i>Média mensal</i>
CMIGP	<i>PPI</i>	<i>IGP-FGV</i>	<i>Média mensal</i>
CMIPADI	<i>PPI</i>	<i>IPA-DI-FGV</i>	<i>Média mensal</i>
CMIPAOG	<i>PPI</i>	<i>IPA-OG-FGV</i>	<i>Média mensal</i>

Registramos que as séries baseadas no câmbio nominal de final de mês entram somente na primeira fase da modelagem, onde não consideramos modelos para as volatilidades. A restrição se deveu a preocupações quanto à validação de observações discrepantes eventualmente detectadas, pois as aludidas séries têm definição de qualidade duvidosa por serem formadas em operações algébricas que consideram duas médias mensais - os índices de preços - e um valor pontual - o câmbio do final do mês.

3 Contexto Histórico

Nesta seção descrevemos a cena econômica relevante para o entendimento da evolução do câmbio real. O intervalo considerado foi subdividido em seis sub-períodos, sendo que a demarcação obedeceu tanto a critérios estruturais quanto estatísticos, o que ficará claro por intermédio da leitura da Seção 5. As tabelas 2, 3 e 4 contêm, respectivamente, os valores das médias geométricas, dos desvios padrão e dos coeficientes de variação relativos às séries de câmbio real. Por sua vez, a tabela 5 apresenta os números associados aos coeficientes de variação dos índices de preços e dos câmbios nominais considerados no cálculo do câmbio real.

Tabela 2									
Taxa de Câmbio Real									
Período Considerado	Média Geométrica do Período								Média das Médias
	CFIPC	CFIGP	CFIPADI	CFIPAOG	CMIPC	CMIGP	CMIPADI	CMIPAOG	
Jan69/Nov79	0.52	1.38	1.33	1.32	0.52	1.37	1.32	1.31	1.13
Dez79/Jan83	0.73	1.55	1.42	1.43	0.72	1.51	1.39	1.39	1.27
Fev83/Fev90	1.40	1.81	1.58	1.57	1.32	1.70	1.48	1.47	1.54
Mar90/Jun94	1.37	1.26	1.18	1.19	1.23	1.14	1.06	1.08	1.19
Jul94/Dez98	1.06	0.79	0.85	0.85	1.06	0.79	0.84	0.85	0.89
Jan99/Set01	1.86	1.15	1.18	1.19	1.84	1.14	1.17	1.18	1.34

Tabela 3									
Taxa de Câmbio Real									
Período Considerado	Desvio Padrão no Período								Média
	CFIPC	CFIGP	CFIPADI	CFIPAOG	CMIPC	CMIGP	CMIPADI	CMIPAOG	
Jan69/Nov79	0.02	0.04	0.04	0.06	0.02	0.04	0.05	0.06	0.04
Dez79/Jan83	0.04	0.10	0.12	0.10	0.04	0.10	0.12	0.10	0.09
Fev83/Fev90	0.15	0.27	0.22	0.22	0.16	0.30	0.24	0.24	0.22
Mar90/Jun94	0.18	0.13	0.13	0.14	0.14	0.11	0.11	0.11	0.13
Jul94/Dez98	0.06	0.03	0.04	0.03	0.06	0.03	0.04	0.03	0.04
Jan99/Set01	0.21	0.11	0.12	0.12	0.21	0.10	0.10	0.10	0.13

Tabela 4									
Taxa de Câmbio Real									
Período Considerado	Coeficiente de Variação no Período								Média
	CFIPC	CFIGP	CFIPADI	CFIPAOG	CMIPC	CMIGP	CMIPADI	CMIPAOG	
Jan69/Nov79	3.9%	3.0%	3.3%	4.6%	4.0%	3.1%	3.4%	4.8%	3.8%
Dez79/Jan83	5.1%	6.6%	8.1%	7.1%	4.9%	6.9%	8.4%	7.4%	6.8%
Fev83/Fev90	10.5%	15.1%	13.6%	13.8%	11.8%	17.4%	15.9%	15.9%	14.3%
Mar90/Jun94	13.2%	10.1%	11.2%	11.4%	11.0%	9.6%	10.2%	10.5%	10.9%
JuI94/Dez98	5.3%	3.8%	4.2%	4.0%	5.4%	3.9%	4.2%	4.0%	4.3%
Jan99/Set01	11.0%	9.3%	9.8%	9.8%	11.3%	8.6%	8.2%	8.2%	9.5%

Tabela 5									
Taxas Nominais de Câmbio e Índices de Preços									
Período Considerado	Coeficiente de Variação do Período								Média Índices Internos
	C. Final	C. Médio	PPI	CPI	IPC-FIPE	IGP-DI	IPADI	IPAOG	
Jan69/Nov79	66.3%	65.9%	24.2%	22.0%	86.6%	90.4%	90.3%	91.7%	89.8%
Dez79/Jan83	57.7%	57.2%	6.0%	7.3%	58.6%	61.7%	61.8%	60.8%	60.7%
Fev83/Fev90	376.9%	360.7%	3.9%	7.3%	389.9%	394.7%	397.2%	396.7%	394.6%
Mar90/Jun94	282.7%	280.2%	1.8%	3.9%	286.3%	283.3%	279.4%	280.6%	282.4%
JuI94/Dez98	8.3%	8.3%	1.8%	2.6%	13.3%	10.8%	7.8%	7.6%	9.9%
Jan99/Set01	12.7%	13.2%							

3.1 Jan/69 a Nov/79 (P1)

Este período se caracteriza pela consolidação do regime de "minidesvalorizações" da taxa nominal de câmbio doméstica, inaugurado em ago/68, e que consistia em desvalorizações freqüentes e de pequena magnitude. Apesar de não ter sido estabelecida claramente uma regra de política, seguia-se grosso modo a Paridade do Poder de Compra (PPC) relativa - a desvalorização da moeda nacional seguia de perto a diferença entre a inflação doméstica e a internacional, tomada como equivalente à inflação dos Estados Unidos da América - EUA.

O objetivo subjacente se vinculava à redução da volatilidade da taxa de câmbio real, que se apresentou em patamares insatisfatórios tanto no sistema de taxas nominais de câmbio múltiplas e fixas, adotado na segunda metade da década de 50, quanto no sistema de taxas fixas sujeitas a desvalorizações ocasionais e de grande

intensidade, em vigor em parte da década de 1960. Em segundo lugar, como em ambas as situações observava-se uma tendência à sobrevalorização da moeda doméstica de então (o cruzeiro), o regime de minidesvalorizações seria um instrumento de contenção desse movimento. Por fim, a adoção do regime de minidesvalorizações serviria para suavizar eventuais incentivos para que os agentes assumissem posições especulativas contra a moeda doméstica.

Segundo Bacha (1979), a aludida política durou até dez/76¹, e foi eficaz no que diz respeito ao objetivo de estabilizar o câmbio real - de fev/61 a dez/68, observamos que a redução no nível da taxa real de câmbio e o coeficiente de variação se situam, respectivamente, nos intervalos [8.2%, 28.3%] e [11.3%,14.9%]; de jan/69 a dez/76, os intervalos seriam [2.4%,13.2%] e [3.0%,4.8%]. Aquele autor argumenta ainda que a redução efetiva da volatilidade teria sido inferior à estimada com base em informações oficiais, pois, com o intuito de induzir os exportadores a anteciparem as entradas de divisas, os importadores lhes pagavam um prêmio sobre as taxas oficiais. No mesmo estudo a redução do nível do câmbio real no período P1 é associada às preocupações das autoridades governamentais com possíveis consequências inflacionárias da política de minidesvalorizações. Além disso, assinala que uma ligeira apreciação da moeda doméstica em relação ao dólar encontraria suporte na depreciação dessa moeda em relação a outras de referência internacional.

As evidências fortalecem a hipótese de que, no período em causa, a política cambial se ancorava na obediência à PPC: (1) a inflação doméstica acumulada, quando calculada pela variação do IPC-FIPE, IGP-DI, IPA-DI e IPA-OG alcançou, nesta ordem, [1601%, 1767%, 1798% e 1911%]; (2) a inflação externa acumulada, quando calculada pela variação do PPI e CPI alcançou, respectivamente, [119% e 114%]; (3) a variação da taxa nominal de câmbio foi de [736%], considerando a cotação de final de mês, e de [727%] para o caso da média mensal; e (4) de acordo com esses valores, para a manutenção da PPC relativa, a variação da taxa nominal deveria se localizar no intervalo [680%,840%].

¹Para Zini(1993) a política de minidesvalorizações teria se estendido até 1986.

Em fins de 1973, o comércio internacional assistiu ao crescimento exponencial nos preços do petróleo - episódio conhecido como primeiro choque. Grosso modo, o preço do barril saltou de US\$ 3,00 para US\$ 12,00. Para lidar com esse choque de oferta, o governo brasileiro renunciou ao ajuste na taxa nominal de câmbio. Em contrapartida, a solução do problema da relativa escassez de moeda externa passou pela estratégia de concessão de subsídios aos exportadores e de cobrança de tarifas adicionais dos importadores.

A fragilidade das contas externas brasileiras, em princípio, não se constituiria em problema a ser solucionado imediatamente. Ora, o crescimento acentuado dos preços do petróleo drenou para os países exportadores grande parte da poupança mundial. Como, em sua maioria, essas economias não estavam aptas a absorver a receita extraordinária de exportação de petróleo, passaram a depositá-la em bancos europeus e norte-americanos. Estes, precisando reciclar os "petrodólares", abriram novas fontes de financiamento aos países deficitários, dentre os quais se destacava o Brasil.

3.2 Dez/79 a Jan/83 (P2)

Em finais de 1978, o comércio internacional assiste ao segundo choque do petróleo - grosso modo, o preço do barril saltou de US\$ 12,00 para US\$ 23,00². À mesma época, outro episódio marcante foi a política monetária altamente restritiva praticada pelo banco central dos EUA, elevando as taxas nominais de juros nesse país a níveis superiores a 20% a.a.. Diante de nova deterioração repentina dos termos de troca, agora em um ambiente de escassez de crédito no mercado externo, o Banco Central do Brasil - BCB desvalorizou a moeda doméstica em 30%, em 10.12.1979. Não há exagero em admitir que a gravidade da situação imprimiu um caráter de compulsoriedade à mudança.

A maxidesvalorização trouxe consigo mudanças no nível e na volatilidade das séries de câmbio real. Conforme mostra a Tabela 2, em relação ao período anterior,

²Posteriormente a situação se agravou ainda mais, com a cotação do barril de petróleo ultrapassando a barreira dos US\$ 40,00 no segundo semestre de 1980.

os aumentos mínimo, médio e máximo no nível da taxa real atingiram, respectivamente, 5.3%, 12.3% e 40.3%. Já no que se refere à volatilidade, a Tabela 4 mostra que o coeficiente de variação subiu em média 79.0%³.

Em princípio, os efeitos sobre a balança comercial das alterações nos dois primeiros momentos da taxa real de câmbio são assimétricos. A elevação do nível favoreceria o crescimento das exportações e a redução das importações; ao passo que o aumento da volatilidade reduziria os incentivos aos exportadores. Isto posto, à primeira vista o primeiro efeito dominou o segundo, pois, já em 1982 a balança comercial apresentou saldo positivo de US\$ 780 milhões. Ao menos em parte, porém, esse resultado vem de restrições (cotas, por exemplo) às importações. Considerando que, nesse mesmo ano, o déficit em transações correntes alcançou US\$ 16,3 bilhões (o recorde até então), a mudança de rumo inaugurada com a maxidesvalorização consubstanciou-se apenas em parcial recuperação das contas externas.

Antes mesmo de 1979, as preocupações antiinflacionárias da política macroeconômica foram suplantadas pelas preocupações com o desequilíbrio externo, haja vista o substancial crescimento dos índices de inflação naquele ano, quadro este que certamente se agravaria com a maxidesvalorização. A resposta de política foi das mais inusitadas: prefixação da taxa de variação cambial e da correção monetária em 50% para o exercício de 1980. O mecanismo não funcionou (anualizada, a inflação registrada em dez/79 superou 120%) e teve como conseqüências mais visíveis a apreciação do câmbio doméstico, neutralizando efeitos da maxidesvalorização; e a transferência de renda dos poupadores para os tomadores de crédito, dada a utilização em larga escala de contratos com cláusula de correção monetária ou cambial.

3.3 Fev/83 a Fev/90 (P3)

Em 1982, haviam esmaecido as duas forças que mais pressionavam o balanço de pagamentos da economia brasileira no ocaso da década anterior. De um lado, a exploração de novos campos de petróleo elevaram a oferta e forçaram o ajuste para baixo nos preços; de outro, pressões inflacionárias menores permitiram o afrouxam-

³Medidndo a volatilidade pelo desvio padrão a mudança alcançaria 125%.

ento da política monetária e a conseqüente redução das taxas nominais e reais de juros nos EUA. Em contrapartida, em set/82 o México decretou moratória de sua dívida externa, iniciativa que praticamente acabou a já escassa oferta de crédito, da parte de agentes privados internacionais, para países em desenvolvimento.

A restrição de crédito tornou insustentável, ainda que no curto prazo, o financiamento externo do déficit em conta corrente, principalmente no nível recorde de US\$ 16,3 bilhões registrado em 1982. Uma evidência das dificuldades de financiamento foi a perda de reservas internacionais - caíram de US\$ 7,3 para US\$ 3,1 bilhões entre em jan/82 e jan/83, sendo que somente no último mês as perdas alcançaram US\$ 800 milhões⁴. Restava a alternativa de gerar superávits na balança comercial, já que a de serviços sempre fora deficitária. Isto posto, em 21.02.1983 houve outra maxidesvalorização de 30% da taxa nominal de câmbio. Para Simonsen (1994), a lógica da medida residia em ajustar o déficit no balanço em transações correntes - deveria sair de uma posição equivalente a 4.6% do Produto Interno Bruto - PIB, para a posição de equilíbrio - ou seja, ajustar a economia à súbita interrupção da entrada de capitais estrangeiros de empréstimo e de risco⁵. Nesse contexto, as importações se tornaram variável de controle, ou seja, passaram a ser restringidas de forma direta, a fim de acomodar a necessidade de ajuste no balanço de pagamentos.

Ao contrário do que acontecera em 1979, a subida repentina do nível da taxa de câmbio real foi mantida porque, após a maxidesvalorização, a política cambial passou a ser balizada na PPC relativa. Por força da crise no balanço de pagamentos, entretanto, o percentual mínimo para a desvalorização da moeda doméstica era dado pelo diferencial entre a inflação doméstica e a externa⁶. A avaliação anterior

⁴Reservas medidas pelo conceito de liquidez internacional. O "conceito caixa" agrega somente os haveres prontamente disponíveis, já o "conceito liquidez internacional" compreende, além dos valores do "conceito caixa", os haveres representativos de títulos de exportação e outros haveres de médio e longo prazos.

⁵Cumprir notar que o Brasil permaneceu com acesso a créditos concedidos por organismos multilaterais e agências governamentais.

⁶Cumprir lembrar que, ao menos na primeira metade da década de 1970, dadas as preocupações com a inflação, embora balizada pela PPC relativa, a política cambial era calibrada de modo que a desvalorização da taxa nominal de câmbio não ultrapassasse a diferença entre a inflação doméstica e a externa.

encontra suporte no fato de o nível da taxa de câmbio real, considerando o câmbio médio mensal, encontrar seu máximo: (1) em junho de 1985, quando são utilizados o IGP-DI e o PPI; (2) em julho de 1985, quando levados em conta o IPA-DI e o PPI; e (3) em maio de 1983, no caso do IPA-OG e PPI.

A maxidesvalorização de 1983, a incapacidade política do governo de mudar a lei de indexação salarial e a política de manutenção da PPC relativa determinaram o crescimento dos índices inflacionários. Por si só, o aumento brusco do nível da taxa de câmbio real justificaria o aumento de sua volatilidade, porém, pode-se supor que o grande responsável pelo incremento na volatilidade tenha sido o desmantelamento do mecanismo de ajustamento dos preços relativos: de um lado, pela explosão inflacionária; de outro, pela infrutífera implementação de sucessivos planos heterodoxos de estabilização. O regime cambial vigente no período P3, em resumo, foi de minidesvalorizações entremeadas por intervalos de "congelamento" ou de contenção da taxa nominal de câmbio⁷.

A Tabela 2 mostra que, para a amostra como um todo, no período em análise o nível médio da taxa alcançou seu ponto de máximo. Além disso, as Tabelas 3 e 4 apontam sensível incremento na volatilidade, que também atingiu níveis recorde para a amostra como um todo. Surpreende que mesmo sob um regime de câmbio nominal administrado, a volatilidade do câmbio real tenha superado a registrada após a adoção do regime de câmbio nominal flutuante em jan/99.

3.4 Mar/90 a Jun/94 (P4)

De 1989 em diante, o mercado cambial brasileiro experimentou progressiva liberalização, cujo ponto de partida foi a criação do segmento de câmbio flutuante - o mercado do dólar-turismo. Em 1990, no bojo do Plano Brasil Novo (Plano Collor⁸), adotou-se um sistema de câmbio flutuante, no qual cabia aos agentes econômicos

⁷Plano Cruzado (1986), quando a taxa nominal de câmbio foi "congelada"; Plano Bresser (1987); Plano Verão (1989), quando a taxa nominal de câmbio foi "congelada".

⁸Carneiro e Garcia (1993, p. 5) argumentam que esse episódio teria sido uma "big bang" que, dentre outros aspectos, bloqueou aproximadamente US\$ 50 bilhões em ativos financeiros e congelou preços.

determinar o preço da moeda externa. Junto à mudança, porém, veio o anúncio de que o BCB utilizaria o nível de suas reservas internacionais como critério de intervenção. As intervenções poderiam objetivar uma menor volatilidade da taxa de câmbio ou até mesmo uma cotação. Imediatamente após a implantação do novo regime, o câmbio nominal sofreu redução, em virtude da falta de liquidez ocasionada pelo bloqueio dos Cruzados, mas em pouco tempo houve reversão.

Para Zini (1993, p. 31), logo após a implantação do Plano Collor o BCB atuou no sentido de reduzir o ágio praticado no mercado paralelo - vendia ouro à taxa de câmbio praticada no mercado paralelo e comprava dólares à taxa de câmbio praticada no mercado "oficial". A partir de set/90, diante da queda nas reservas internacionais e da perspectiva de redução nas receitas com exportações, o foco das intervenções voltou-se para a desvalorização do câmbio real. De fato, entre mar/90 e set/90 houve relativa estabilidade da taxa real, mas, de out/90 a dez/90, para uma inflação doméstica de 15% a.m., a desvalorização nominal alcançou 23% a.m.

Outro episódio relevante ocorrido em P4 foi a inclusão da abertura comercial na estratégia de desenvolvimento de longo prazo constante do Plano Collor - para Hay (1997), a maior ruptura com as práticas protecionistas até então implementada⁹. De certo, a abertura comercial contribuiu para o aprofundamento do mercado de câmbio, todavia, não tanto como a abertura da conta de capital iniciada em maio de 1991¹⁰. A resposta dos fluxos financeiros à política monetária restritiva praticada a partir de out/91 foi imediata¹¹. As reservas internacionais somavam US\$ 8,0 bilhões em set/91, passaram a US\$ 22,0 bilhões em apenas um ano, e em jun/94 chegaram

⁹Dentre as principais conseqüências se destacam: (1) uma lista (Anexo C) com proibição de importação de 1300 produtos foi abolida; (2) praticamente todos os regimes especiais foram extintos; e (3) um programa de reforma tarifária foi anunciado.

¹⁰Até então, os investimentos estrangeiros no mercado doméstico de capitais, regulamentados pela Resolução nº 1.289 do Conselho Monetário Nacional, eram representados por três veículos: (1) Anexo I (Sociedades de Investimento - Capital Estrangeiro); Anexo II (Fundos de Investimento - Capital Estrangeiro); e Anexo III (Carteira Diversificada de Ações). Por ser uma estrutura tida como muito rígida, em maio de 1991 foi introduzido o Anexo IV (Carteira de Valores Imobiliários Mantida no País por Investidor Institucional).

¹¹A restrição monetária se justificava pelo início do desbloqueio dos Cruzados e pela contenção do repasse aos preços, da desvalorização cambial de 14% promovida em 30.09.1991. A título de ilustração, em 21.10.1991, a taxa média overnight foi de aproximadamente 980% a.a., mas em 28 do mesmo mês alcançou 3180% a.a.

a US\$ 43,0 bilhões.

As mudanças legais e institucionais no sentido de suavizar a repressão comercial e financeira, o choque heterodoxo trazido pelo Plano Collor, aliados a incertezas no campo político advindas do processo de impeachment do então Presidente Fernando Collor, fizeram com que a volatilidade do câmbio real em P4 fosse a segunda maior da amostra (superada apenas pela registrada em P3). Comparando P4 e P3, a redução da volatilidade poderia ser fruto dos menores índices inflacionários registrados em P4, interna e externamente (vide Tabelas 3, 4 e 5). Por outro lado, os Gráficos 1 a 4 (Seção 5) não indicam mudança de patamar de volatilidade entre os dois intervalos, de onde se infere que a supracitada mudança teria raízes nas observações aberrantes.

3.5 Jul/94 a Dez/98 (P5)

Em jul/1994 foi apresentado novo plano de estabilização - o Plano Real. Mais uma vez a política cambial mudou: a livre flutuação prevaleceu até set/94. As altas taxas de juros internas - em set/94, a Taxa Selic acumulou 3.8%; e a inflação se situou entre 0.8% (variação do IPC-FIPE) e 1.8% (variação do IPA-DI) - atraíram grandes fluxos de capitais externos. Nos termos da idéia fisheriana de paridade de juros, houve apreciação da moeda doméstica - o dólar, cotado a R\$ 1,00 no dia 04.07.94, em 16.09.94 valia apenas R\$ 0,85. Pastore e Pinotti (1999, pp. 4) argumentam não haver controvérsias sobre existência de apreciação cambial, embora existam controvérsias sobre a magnitude em que teria ocorrido. De certo como reflexo da apreciação, a balança comercial passou de superavitária (US\$ 850 milhões) em dez/93, para deficitária (US\$ 810 milhões) em dez/94, embora não se possa esquecer que a forte aceleração da economia logo após a estabilização também contribuiu para as perdas na balança comercial.

A fim de minorar os efeitos do aperto monetário sobre o câmbio, o BCB abandonou a política de não intervenção: em set/94, iniciou uma temporada de compra de divisas; e, no mês seguinte, impôs restrições à entrada de capitais. Mesmo assim, no pós Plano Real, o dólar alcançou cotação mínima somente em dezembro (R\$

0,829). Neste mês também veio a crise mexicana, que, aliada às medidas repressivas adotadas em outubro, abalou a confiança dos investidores e provocou reversão nos fluxos de capitais autônomos. Por conseguinte, as intervenções no mercado de câmbio se inverteram: passaram de compras líquidas (US\$ 580 milhões, em out/94) para vendas líquidas (US\$ 915 milhões e US\$ 3,0 bilhões, respectivamente, em nov/94 e dez/94).

Em 06.03.95, o BCB anunciou a terceira mudança de política cambial em menos de um ano: um regime de bandas. A informação de que os limites da banda mudariam ao longo do tempo, contudo, não foi bem recebida pelos participantes de mercado (apenas em 09.03.95 a defesa do modelo custou US\$ 6,0 bilhões em divisas). Como resposta, em 10.03.95 a banda foi fixada em $[0,83;0,93]$ e se manteve até 22.06.95 - Pastore e Pinotti (1999, pp. 3) argumentam que de mar/95 a dez/95 houve uma gradual migração para um crawling peg.

A reinserção da economia brasileira no mercado internacional de capitais trouxe grande volatilidade nos fluxos líquidos de capitais autônomos, potencializada por três crises: (1) México (1994); (2) Sudoeste Asiático (1997); e (3) Rússia (1998). Uma vez que a política macroeconômica se propunha a administrar a trajetória da taxa de câmbio, a volatilidade dos fluxos repercutia diretamente no estoque de reservas. Principalmente nos momentos de crise, além da política monetária, a regulação foi uma ferramenta importante para enfrentar o problema da volatilidade dos fluxos. Grosso modo, os controles legais eram contracíclicos: em momentos de oferta de capitais externos relativamente abundante, a política regulatória era restritiva, e vice-versa^{12, 13}.

A análise gráfica do movimento das taxa de câmbio real - vide Seção 5 - sugere uma assimetria entre os saltos observados em mar/83 e jul/94 - na primeira oportunidade, houve mudança de patamar do câmbio nominal (e também do real)

¹²Ver, por exemplo, Araújo (2000).

¹³Em algumas oportunidades, houve retrocesso na abertura comercial. Por exemplo, dentro do conjunto de medidas tomadas em função da crise mexicana, em 7 de janeiro de 1995, a alíquota do Imposto de Importação sobre os automóveis passou de 20% para 32%, visando reduzir o consumo de carros importados e, por conseguinte, a demanda por moeda externa.

para cima; na última, para baixo. Embora ambas as situações espelhem expressivos movimentos da taxa nominal, seguidos da adoção de um crawling peg, a assimetria se justifica pelos objetivos macroeconômicos envolvidos: respectivamente, a recuperação da conta corrente e a estabilização dos preços. Aparentemente, em P5 a política de administração da trajetória da taxa de câmbio foi vitoriosa, pois, conforme as Tabelas 2, 3 e 4, de um lado a volatilidade foi reduzida; de outro, a média do câmbio real alcançou nível mínimo.

3.6 Jan/99 a Set/01 (P6)

Não fora o resultado negativo no último trimestre de 1986, logo no segundo trimestre de vigência do Plano Real (o quarto de 1994) a balança comercial estaria interrompendo uma seqüência de 54 trimestres com saldo positivo. Mesmo para uma economia historicamente importadora de capitais e com a balança de serviços deficitária, em princípio não haveria porque condenar o recebimentos de capitais autônomos para financiar a conta corrente. Em grande parte, porém, os fluxos externos destinavam-se ao financiamento de déficits públicos, a partir de 1995 potencializados pelo aumento de despesas correntes (concessão de aumento de salários e de pensões quando da transição de governo, em fins de 1994); pela perda do imposto inflacionário e pelo crescimento do serviço da dívida interna em virtude de uma política monetária restritiva.

Os déficits gêmeos se constituíam em preocupações, exponencialmente aumentadas a cada crise enfrentada pelos mercados financeiros internacionais, precisamente, por uma "economia emergente". No primeiro semestre de 1995 (resposta à crise mexicana) e no segundo de 1997 (resposta à crise asiática), a repressão financeira e os choques monetários rechaçaram ataques especulativos contra a moeda nacional. Porém, os mesmos remédios falharam no segundo semestre de 1998 (resposta à crise russa) e, mesmo após o recebimento de empréstimo superior a US\$ 41,0 bilhões, em operação coordenada pelo Fundo Monetário Internacional - FMI, não foi possível manter a política de câmbio administrado: em jan/99 o Brasil aderiu

ao regime de câmbio flutuante¹⁴.

Inicialmente, a taxa de câmbio nominal experimentou um *overshooting*, ao menos em parte rapidamente revertido - em relação a dez/98, em fev/99 o nível médio havia crescido 57% e já em maio o crescimento era de 39%¹⁵. O pequeno repasse aos preços domésticos e a estabilidade de preços no exterior determinaram forte aumento no nível do câmbio real. A resposta da balança comercial (déficit de US\$ 1,2 bilhão em 1999) a muitos decepcionou, embora tenha sido um avanço em comparação ao desempenho de 1998 (déficit de US\$ 6,6 bilhões). Em 2000 não houve mudança significativa em termos de balança comercial, mas a relativa calma no mercado de crédito internacional permitia o financiamento da conta corrente sem maiores dificuldades. De fato, o câmbio nominal médio mensal esteve no intervalo [1.74;1.84] de jan/00 a set/00 - volatilidade desprezível para um regime flutuante inaugurado há poucos meses.

Em fins de 2000 e início de 2001, a crise argentina mudou o panorama acima, forçando o Brasil a buscar a prorrogação, pelo prazo de um ano, do acordo firmado junto ao FMI em 1998. O suporte adicional de US\$ 15,0 bilhões não foi suficiente para tranquilizar aos participantes de mercado, de modo que entre jan/01 e set/01 o câmbio nominal médio mensal se elevou 36%.

Os dois movimentos de forte alta no câmbio nominal se refletiram no câmbio real. Surpreende, todavia, que a média desta variável em P6 seja inferior à observada em P3. Intriga também o fato de, no último intervalo, quando prevaleceu uma política de *crawling peg*, a volatilidade também ter sido superior. De certo modo, essas discrepâncias ratificam o entendimento de que altos índices de inflação destroem o sistema de preços relativos de uma economia.

¹⁴A terceira grande mudança em menos de cinco anos: (1) em julho de 1994 foi adotada a livre flutuação, que três meses depois passou a flutuação suja; (2) em março de 1995 foi adotado o regime de banda móvel, que quatro dias depois passou a banda fixa e, três meses depois, voltou a banda móvel; e (3) em janeiro de 1999, nova flutuação.

¹⁵Em mar/99, além de mudança na diretoria do BCB, foi anunciada a adoção de nova âncora para a política monetária - a meta para a inflação. A mudança, porém, foi oficializada somente em jun/99.

4 Aspectos Metodológicos

Um modelo estatístico é uma coleção (\mathcal{M}) de distribuições de probabilidade associadas à geração de dados pelo fenômeno representado no modelo. De posse de uma amostra, os procedimentos de estimação buscam a escolha de um elemento do conjunto \mathcal{M} passível de ter gerado a amostra subjacente. Dentro do conjunto de possibilidades, aqui nos restringiremos aos problemas que, por ocasião da estimação, estejam potencialmente relacionados à qualidade dos dados que compõem a amostra, em experimentos com modelos lineares de séries temporais. Precisamente, trataremos de quatro tipos de observações discrepantes: (1) **IO** (*Innovational Outlier*); (2) **AO** (*Additive Outlier*); (3) **TC** (*Temporary Change*); e (4) **LS** (*Level Shift*)¹⁶. Dada a amostra, buscamos investigar qual o tipo de problema eventualmente está associado a uma observação específica, bem como os respectivos efeitos sobre o produto final da estimação.

Feitas as considerações acima, segue-se uma descrição das convenções e notações. No momento seguinte, apresentamos pormenorizadamente os quatro tipos de informações discrepantes a serem estudados; um sumário da metodologia de Gómez (1998), a qual servirá como instrumento para análise do nível das séries; e a descrição da metodologia empregada na análise da volatilidade das séries.

4.1 Convenções e Notações

Denotamos séries temporais por $\{y_t\}$ ou \mathbf{y} , ou ainda, quando é conveniente explicitar como o *tempo* indexa a série em foco, $\{y_t, t \in \mathcal{T}\}$. Acima, \mathcal{T} representa o conjunto de instantes de tempo subjacentes. No caso em pauta, os processos de interesse têm observações com periodicidade mensal e, portanto, $\mathcal{T} \subseteq \mathbb{Z}$ (o conjunto dos inteiros).

Dizemos que $\{a_t, t \in \mathcal{T}\}$ é um processo de inovação quando a_t é independente de a_{t-1}, a_{t-2}, \dots , para todo t . Além disso, se os a_t 's são identicamente distribuídos

¹⁶Registramos, no entanto, a existência de outras tipologias. Ver, por exemplo, Kaiser (1995) para um estudo de observações do tipo misto e Chen & Tiao (1990) para *ramp shift outliers* transitórias e permanentes.

com média nula e variância ($\sigma^2 < \infty$) dizemos que $\{a_t\}$ é ruído branco e escrevemos $\{a_t\} \sim WN(\sigma^2)$.

Quando para algum processo de inovação $\{a_t\}$ e $\mu \in \mathbb{R}$, podemos escrever

$$y_t = \mu + a_t + \psi_1 a_{t-1} + \dots, \quad (1)$$

para todo t , dizemos que $\{y_t\}$ segue um modelo linear causal. Se, em particular, $\sum \psi_j^2 < \infty$ e $\{a_t\} \sim WN(\sigma^2)$, $\{y_t\}$ é estacionário e $\text{Var}(y_t)$ é finita.

Iremos denotar por L o operador retardo: $Ly_t = y_{t-1}$. Usaremos a notação $S[L]$ para polinômios ou séries de potências no operador L : $(S[L] \cdot \mathbf{y})_t = \sum_{k=0}^{\infty} \alpha_k y_{t-k}$. O operador diferença (o polinômio $1 - L$) será denotado por ∇ .

Caso $\{y_t\} \sim \text{ARMA}(p, q)$, podemos escrever

$$\Phi[L] \cdot y_t = \nu + \Theta[L] \cdot a_t,$$

onde,

$$\begin{aligned} \Phi[L] &= 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p \text{ e} \\ \Theta[L] &= 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q. \end{aligned}$$

Φ e Θ são ditos respectivamente os polinômios AR e MA. Em particular, se $\{y_t\} \sim \text{ARMA}(p, q)$ estacionário é representado por (1), dizemos ser esta sua representação MA(∞).

Definimos formalmente o operador ∇^{-1} por:

$$\frac{1}{\nabla} = \frac{1}{1-L} = 1 + L + L^2 + L^3 + \dots$$

A aplicação da expansão acima a uma série temporal nem sempre faz sentido. Por exemplo, se $\{y_t\}$ é tal que $y_t = 1$ para todo t , então

$$\begin{aligned} \frac{1}{\nabla} \cdot y_t &= \frac{1}{1-L} \cdot y_t \\ &= (1 + L + L^2 + L^3 + \dots) \cdot y_t \\ &= 1 + 1 + \dots = \infty. \end{aligned}$$

Por outro lado, se $\{x_t\}$ é tal que $x_t = 1$ para $t > 7$ e $x_t = 0$ quando $t \leq 7$, é fácil verificar que

$$(1 - L)^{-1} \cdot x_t = \begin{cases} t - 7 & \text{se } t > 7 \\ 0 & \text{se } t \leq 7. \end{cases}$$

Uma vez que o uso de notação do tipo $(1 - L)^{-1}$ eventualmente facilita a exposição, iremos adotar esta prática. Assim, um processo $\{y_t\} \sim \mathbf{ARIMA}(1, 1, 1)$ poderá ser escrito da forma:

$$(1 - \phi L) \nabla y_t = (1 - \theta L) a_t$$

com,

$$y_t = \frac{(1 - \theta L)}{(1 - \phi L) \nabla} a_t.$$

Finalmente, registramos para uso posterior que

$$\frac{1}{1 - \delta L} = (1 + \delta L + \delta^2 L^2 + \delta^3 L^3 + \dots).$$

4.2 Observações Discrepantes

Seguindo Fox (1972), inicialmente cuidemos das observações discrepantes dos tipos **IO** (*Innovational Outlier*) e **AO** (*Additive Outlier*).

Admita-se que $\{y_t\}$ tenha a representação $\text{MA}(\infty)$

$$y_t = \mu + a_t + \sum_{j=1}^{\infty} \psi_j a_{t-j} = \mu + \Psi[L] \cdot a_t,$$

e que no instante s ocorra a inovação $a_s + \omega_I$, em vez de a_s , ou seja, no lugar $\{y_t\}$ observa-se $\{z_t\}$

$$z_t = \mu + \Psi[L] \cdot (a_t + \omega_I \mathbb{I}_t^{(s)}),$$

onde,

$$\mathbb{I}_t^{(s)} = \begin{cases} 1, & \text{se } t = s \\ 0, & \text{se } t \neq s \end{cases}.$$

Nas circunstâncias acima, tem-se uma **IO**, cuja influência sobre $\{y_t\}$ não se restringiria ao instante s , mas a s e a todos os posteriores¹⁷. Isto posto, a **IO** seria interpretada como como mudança pontual de regime do processo não observado $\{a_t\}$, não como erro de mensuração de y_s . Por outro lado, associamos a ocorrência de um **AO** a um efetivo erro de mensuração em $\{y_t\}$, ou seja, quando no lugar desta variável observa-se z_t

$$z_t = \begin{cases} y_t, & \text{se } t \neq s \\ y_t + \omega_A, & \text{se } t = s \end{cases}$$

onde $-\omega_A$ é o erro de medida subjacente e, conseqüentemente,

$$z_t = \omega_A \mathbb{I}_t^{(s)} + \mu + \Psi [L] \cdot a_t,$$

onde

$$\mathbb{I}_t^{(s)} = \begin{cases} 1, & \text{se } t = s \\ 0, & \text{se } t \neq s \end{cases}$$

Ressalte-se ainda que, ao contrário do que acontece com o **IO**, os efeitos de um **AO** não são permanentes, o que, entretanto, não impede que os danos causados à estimação sejam superiores¹⁸.

Em adição aos tipos de observação discrepante definidos por Fox (1972), caracterizaremos também perturbações transitória na própria série $\{y_t\}$ que está sendo modelada. Nesse sentido, diz-se ocorrer uma **TC** (*Temporary Change*) no tempo s quando, no lugar de $\{y_t\}$, observa-se $\{z_t\}$

$$\begin{aligned} z_t &= \omega_{TC} \times \frac{1}{1 - \delta L} \cdot \mathbb{I}_t^{(s)} + \mu + \Psi [L] \cdot a_t \\ &= \omega_{TC} \times \frac{1}{1 - \delta L} \cdot \mathbb{I}_t^{(s)} + y_t \end{aligned}$$

¹⁷Por exemplo, todos os ψ_j 's são não nulos então, para qualquer $t \geq s$, $z_t \neq y_t$. Adicionalmente, este primeiro tipo deixa claro que observações discrepantes em modelos de séries temporais geram, potencialmente, mais danos do que em modelos estáticos. Isto porque a presença de observação discrepante em s gera distorções em todos os instantes posteriores a s .

¹⁸Ver, por exemplo, Peña *et al.* (2001, Capítulo 6).

onde $|\delta| < 1$ e ω_{TC} é o valor inicial do erro de medida, ou seja, o que ocorre no tempo s . A condição $|\delta| < 1$ evidencia o caráter exponencialmente decrescente do erro¹⁹.

Por fim, devemos caracterizar as perturbações permanentes **LS** (*Level Shift*), último tipo de observação discrepante a ser considerado. Admitindo $\{a_t\} \sim WN(\sigma^2)$, nos termos do processo MA (∞) anteriormente especificado tem-se que, para todo t , o valor esperado de $\{y_t\}$ se iguala a μ [$E(y_t) = \mu$]. Segue-se que o gráfico das realizações de $\{y_t\}$ deveria contemplar pontos ao redor de uma reta paralela ao eixo do tempo, cujo intercepto seria μ . Na eventual ocorrência de um **LS** no instante s , porém, a evolução se daria ao longo de outra reta - paralela ao eixo do tempo, mas com intercepto diferente de μ e igual a $\omega_{LS} + \mu$ ²⁰. Formalizando o raciocínio, em vez de $\{y_t\}$ observa-se $\{z_t\}$

$$\begin{aligned} z_t &= \omega_{LS} \times \frac{1}{1-L} \cdot \mathbb{I}_t^{(s)} + \mu + \Psi[L] \cdot a_t \\ &= \omega_{LS} \times \frac{1}{1-L} \cdot \mathbb{I}_t^{(s)} + y_t. \end{aligned}$$

onde,

$$\mathbb{I}_t^{(s)} = \begin{cases} 1, & \text{se } t = s \\ 0, & \text{se } t \neq s \end{cases}$$

Finalmente, cabe salientar que é possível estabelecer algumas ligações entre os quatro supracitados tipos de informações discrepantes: (1) quando $\{y_t\}$ for não estacionário - $I(1)$ - $\{\nabla y_t\}$ é estacionária e, dessa forma, um **LS** para $\{y_t\}$ no tempo s equivale a uma **AO** para $\{\nabla y_t\}$ no mesmo período; e (2) quando $\{y_t\} \sim AR(1)$, uma **IO** em s equivale a uma **TC** no mesmo período.

¹⁹ m **AO** adjacentes também gerariam uma forma de **TC**, não necessariamente igual à induzida por um **TC** propriamente dito.

²⁰A rigor, a qualificação de **LS** não seria adequada, visto que a partir do instante s o processo que gera as observações se modifica permanentemente e, assim, uma nomenclatura mais coerente seria mudança de regime.

4.3 Metodologia de Gómez - Nível

A metodologia de Gómez (1998) é utilizada para a detecção de observações discrepantes em modelos de séries temporais lineares²¹. Embora a metodologia contemple objetivos mais amplos, aqui faremos referência somente aos procedimentos diretamente envolvidos na pesquisa. Grosso modo, estima-se um modelo da forma:

$$z_t = d_t + y_t,$$

onde

$$y_t = \beta^T x_t + \frac{\Theta [L]}{\Phi [L] \nabla^r} a_t$$

com: (1) $\{z_t\}$ a série observada; (2) d_t série desconhecida representando os efeitos de observações discrepantes; (3) $\{x_t\}$ vetor de séries temporais cujas observações tomam valores em \mathbb{R}^K ; (4) $\Theta [L]$ e $\Phi [L]$ polinômios no operador L com raízes fora do círculo unitário e de ordens, respectivamente, q e p , ambas desconhecidas; e (5) r o número de diferenças, inteiro não negativo desconhecido; (6) $\beta \in \mathbb{R}^K$ vetor de coeficientes desconhecido. Além da identificação e estimação das quantidades desconhecidas acima apontadas, automaticamente é avaliada a "necessidade" de aplicação de transformação logarítmica na série observada.

A fim de não sobrecarregar a descrição metodológica, resumimos a seguir a metodologia de Gómez (1998) sem considerar os termos sazonais, bem como as partes da metodologia controláveis pelo usuário. Em particular, na etapa de inicialização (Etapa 0) especificações alternativas a ARIMA(1, 1, 1) poderiam ser utilizadas. Em linhas gerais, há seis etapas:

Etapa 0 Faz $MODELO = \text{ARIMA}(1, 1, 1)$

Etapa 1 Escolhe entre Dados Originais e Dados Logaritmados.

²¹Os procedimentos encontram-se implementado no *software* Demetra, recomendado oficialmente para, entre outros usos, a dessazonalização de séries produzidas por órgãos governamentais na União Européia.

Etapa 2 Admite-se que $\{y_t - \beta^T x_t\}$ evolua segundo *MODELO* detectando e corrigindo a partir daí os efeitos de eventuais observações discrepantes.

Etapa 3 Estima-se β , com base na série limpa dos efeitos estimados das observações discrepantes

Etapa 4 Determina-se o número r de diferenciações necessárias para se ter estacionariedade em:

$$\{\nabla^r (y_t - \beta^T x_t - d_t)\}$$

Etapa 5 Determina-se as ordens p e q , estimando a seguir os parâmetros de $\Theta [L]$ e $\Phi [L]$. Faz-se *MODELO* = **ARIMA**(p, r, q)

Etapa 6 Retorna-se à Etapa 2, ciclando até que todas as observações discrepantes sejam identificadas e tenham seus efeitos estimados.

4.4 Metodologia GARCH - Volatilidade

A medida de volatilidade mais comum é a variância condicional, a qual iremos adotar. Isso posto, para a série $\{a_t\}$ definimos a volatilidade h_t , associada ao período t , por intermédio de:

$$h_t = \text{Var}(a_t | a_{t-1}, a_{t-2}, \dots)$$

ou

$$h_t = \text{Var}(a_t | I_{t-1}),$$

onde I_s é o conjunto de informações disponível à época s .

A metodologia de Gómez (1998) pressupõe implicitamente que, afora eventuais observações discrepantes, o processo de inovação que gera a série observada $\{z_t\}$ é ruído branco gaussiano, o que implica a independência dos a_t 's e, em última instância, *volatilidades* constantes. Em geral, porém, séries de câmbio exibem: (1) períodos com alta volatilidade intercalados por períodos de volatilidade mais modesta

-volatility clusters; e (2) embora menos freqüentemente, volatilidades diferenciadas relativamente a valores negativos ou positivos de a_{t-1}, \dots, a_{t-K} . Evidentemente, esses *fatós estilizados* não são apropriadamente contemplados em modelos pressupondo *volatilidades constantes*, pois a inércia induzida por (1) e (2) na evolução do processo de volatilidades $\{h_t\}$ é incompatível com a *constância* de volatilidade.

Por outro lado, é quase padrão o uso de séries de câmbio como exemplos de modelagens exitosas da família GARCH [Bollerslev(1986); Nelson(1991)]. Outras classes capazes de acomodar dinâmica na volatilidade $\{h_t\}$ são os modelos CHARMA [Tsay(1987)] e os modelos de Volatilidade Estocástica [Melino & Turnbull(1990); Harvey *et al.*(1994)]. É importante destacar também que observações discrepantes em séries heteroscedásticas podem causar problemas. De modo particular, no caso de um GARCH(1,1) - na prática o mais utilizado - o efeito de uma observação discrepante é transferido para as estimativas imediatamente posteriores da volatilidade.

Feitas essas observações, cabe agora descrever a estratégia de modelagem, de antemão informando que nos restringiremos à família GARCH. Dessa forma, para a série observada $\{z_t\}$, inicialmente faremos a modelagem da série limpa dos efeitos das observações aberrantes $\{z_t^*\}$ ²², segundo:

$$\nabla^r z_t^* = \mu + \frac{\Theta [L]}{\Phi [L]} \varepsilon_t,$$

$$\text{Var}(\varepsilon_t | I_{t-1}) := h_t \sim \text{GARCH},$$

onde "GARCH" representa um componente da família GARCH. Em um segundo momento, estimaremos conjuntamente os efeitos das observações discrepantes e outros parâmetros [modelos ARIMA e GARCH].

5 Análise Empírica

Esta seção consta da análise quantitativa das oito medidas alternativas de câmbio real. Inicialmente, avaliamos o comportamento do nível das séries, dando ên-

²²Alcançada por intermédio da aplicação da metodologia de Gómez (1998), conforme descrito anteriormente.

fase à identificação de eventuais mudanças de regime e de outras observações aberrantes, bem como à quantificação dos respectivos efeitos. Em seguida, modelamos a evolução da volatilidade, com base em séries "limpas" dos efeitos estimados na etapa precedente. Nesta última etapa, além da identificação do processo gerador da variância condicional, procuramos identificar a ocorrência de mudanças de regime na variância condicional.

5.1 Nível

Com a utilização do software Demetra (Tramo & Seats), cada série foi isoladamente submetida ao tratamento proposto por Gómez (1998). Por clareza de exposição iremos doravante denotar por: (1) **P**, as observações discrepantes ligadas à mudança permanente de nível; (2) **T**, as observações discrepantes ligadas à mudança temporária de nível; e (3) **PT**, as observações discrepantes que influenciam somente de maneira pontual a evolução do processo referenciado.

No contexto do câmbio real, poder-se-ia distinguir as três formas de informações discrepantes.

As mudanças tipo **P**, por terem seus efeitos estendidos a um horizonte de longo prazo, poderiam ser interpretadas como indicativos de mudança na taxa de câmbio de equilíbrio. As mudanças tipo **T**, por sua vez, teriam origem em afastamentos conjunturais do equilíbrio interno ou externo da economia. Por exemplo, no âmbito externo esses afastamentos poderiam ser associados a pressões altistas sobre a taxa nominal de câmbio observadas em momentos que a economia enfrenta problemas de liquidez internacional - em contraposição, as mudanças permanentes aconteceriam quando os problemas fossem de solvência. Já no campo interno, os afastamentos ocorreriam quando o governo praticasse uma política deliberada de apreciação da taxa de câmbio em períodos eleitorais, com reversão imediatamente após as eleições²³. Por último, as mudanças tipo **PT** estariam vinculadas a problemas de informação, quando usualmente prevalecem comportamentos irracionais dos

²³Ver, por exemplo, Bonomo e Terra (1999).

agentes²⁴.

A Tabela 6 especifica o número total de observações discrepantes (*outliers*) identificadas para cada variante do câmbio real. Admitindo como corretos os modelos subjacentes, as magnitudes dos percentuais indicam que, nas últimas três décadas, a economia brasileira enfrentou um alto número de choques. Conforme defendido na Seção 3, o comportamento errático das séries de câmbio real talvez reflita, dentre outros, o histórico de intervenções heterodoxas, mesmo se levarmos em conta a possibilidade de ocorrência de eventuais erros de mensuração nas variáveis nominais. É importante ter em mente ainda que, em termos econométricos, o percentual de *outliers* sugere cautela na aceitação de conclusões tiradas a partir da aplicação de metodologias padrão de estimação e de testes de hipóteses.

TABELA 6: Total de Outliers (P, T e PT)

<i>Variável</i>	<i>Quantidade de Outliers</i>	<i>Percentual</i>
CFIPC	20	5.1
CFIGP	23	5.8
CFIPADI	16	4.1
CFIPAOG	21	5.3
CMIPC	28	7.1
CMIGP	23	5.8
CMIPADI	16	4.1
CMIPAOG	19	4.8

A metodologia de Gómez (1998) identifica observações discrepantes por intermédio de testes de hipóteses. Por conseguinte, é possível ordenar os *outliers* segundo sua significância. A Tabela 7 exhibe as datas e tipologias associadas às 5 observações

²⁴Com certa frequência há situações em que os agentes têm suas ações quase integralmente dominadas pelas expectativas - fenômenos como "efeito contágio" e "comportamento de manada" são bons exemplos. Neste ambiente de irracionalidade, os preços dos ativos (entre os quais se insere a moeda) experimentam movimentos excessivamente bruscos que, uma vez recuperadas a racionalidade, retrocedem na mesma velocidade.

discrepantes mais significantes.

TABELA 7: Principais Observações Discrepantes

<i>Variável</i>	<i>Dez-79</i>	<i>Fev-83</i>	<i>Mar-90</i>	<i>Jul-94</i>	<i>Jan-99</i>
CFIPC	P	P	P	P	P
CFIGP	P	P	T	P	T
CFIPADI	P	P	T	P	T
CFIPAOG	P	P	T	P	T
CMIPC	P	P	T	-	P
CMIGP	P	P	P	P	P
CMIPADI	P	P	P	-	P
CMIPAOG	P	P	P	P	P

Observam-se cinco importantes pontos de "quebra" - dez/79, fev/83, mar/90, jul/94 e jan/99. Embora o resultado relativo a mar/90 destoe dos demais, optou-se por manter essa data no conjunto das mudanças de regime porque: (1) aparece como informação discrepante nas oito séries; (2) coincide com a implementação do maior choque heterodoxo já aplicado na economia brasileira; e (3) a persistência em se identificar mar/90 como *outlier* poderia ser indício de mudança de regime da volatilidade.

Adicionalmente registramos que: (1) a hipótese de autocorrelação serial (após a correção do efeito de *outliers* e aplicação dos filtros ARIMA subjacentes) foi convincentemente rejeitada com todas as séries (estatística de Ljung-Box); (2) os ajustes determinísticos para número de dias corridos, sábados e domingos a cada mês - efeito calendário - mostraram-se não significantes; (3) a transformação logarítmica foi indicada apenas para séries construídas com o câmbio nominal médio, exceto no caso do CMIPADI; (4) foram identificados modelos com componente sazonal estatisticamente significativa para as séries baseadas no IPA-DI e no IPA-OG; e (5) a componente não sazonal dos modelos identificados foi ARIMA(0,1,1), exceto para o CFIPADI.

Os Gráficos 1 a 4 mostram as séries baseadas no câmbio nominal médio, bem como os efeitos das observações discrepantes e as séries "limpas".

Câmbio Real (logs) NonTradable : Original vs. Filtrado (Sem Outliers)

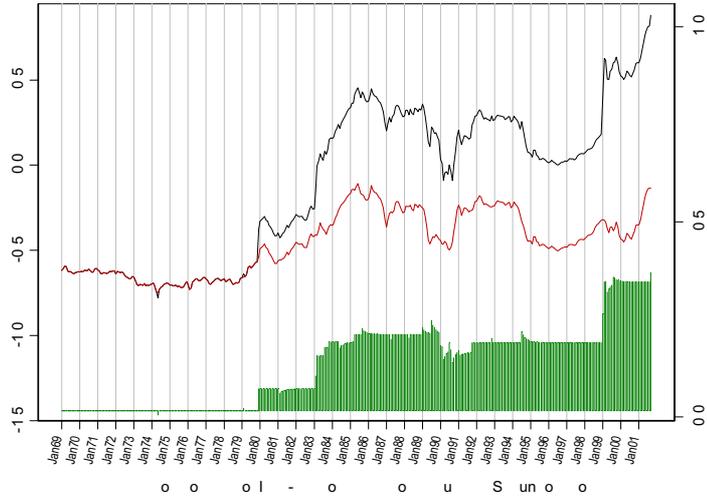


Gráfico 1

Câmbio Real (logs) NonTradable : Original vs. Filtrado (Sem Outliers)



Gráfico 2

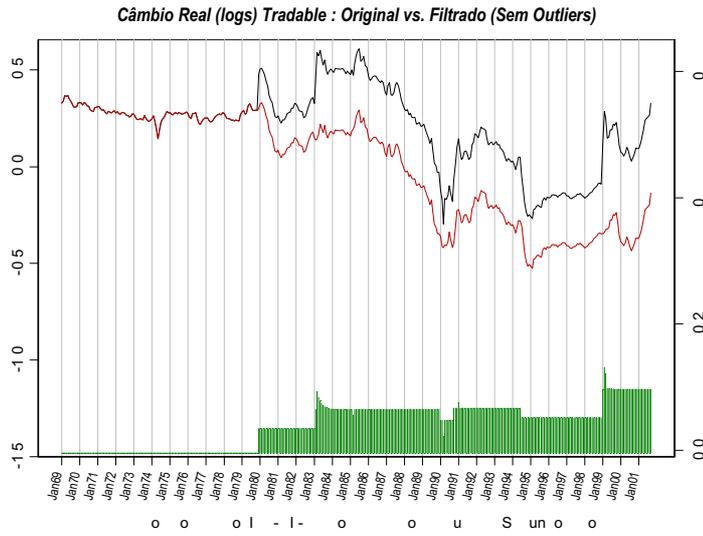


Gráfico 3

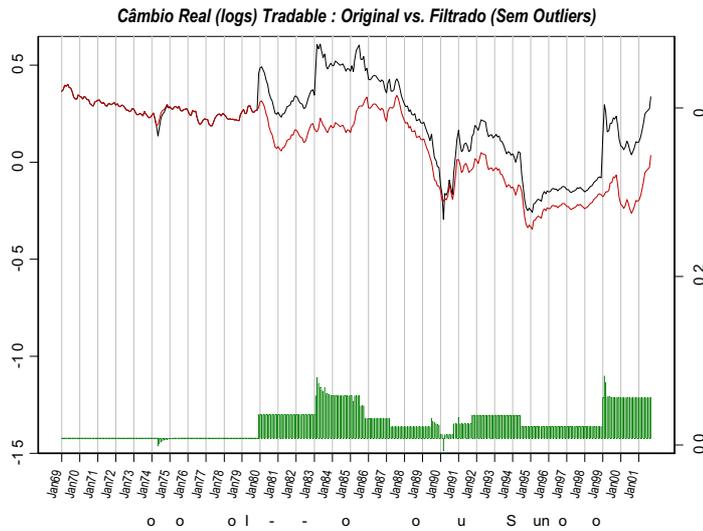


Gráfico 4

5.2 Paridade de Compra

A partir desta sub-seção, as séries de câmbio real são submetidas a uma modelagem mais refinada e a análise se restringirá àquelas construídas com base no câmbio nominal médio mensal. Todas foram compulsoriamente submetidas a transformação logarítmica, contrariando a metodologia de Gómez (1998) no caso do CMIPADI,

mas justificável porque: (1) a potência do procedimento de escolha entre dados brutos e logaritmados só é garantida admitindo homocedasticidade, a qual uma vez rejeitada (conforme veremos adiante) compromete a validade da escolha; e (2) é difícil justificar como o CMIPAOG deveria ser logaritmado, mas não CMIPADI, posto que as evoluções dos índices de preços domésticos subjacentes são similares e o externo é o mesmo.

Tipicamente, o modelo identificado foi:

$$\log(\text{CâmbioReal}_t) = \text{Efeitos de Outliers} + \frac{(1 - \theta L)}{\nabla} \cdot \varepsilon_t,$$

$$\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0, \forall t \neq s.$$

Para CMIPAOG, todavia, foi identificado:

$$\log(\text{CâmbioReal}_t) = \text{Efeitos de Outliers} + \left[\frac{(1 - \theta L)}{\nabla} \times \frac{(1 - 0.98L^{12})}{\nabla_{12}} \right] \cdot \varepsilon_t,$$

onde $\nabla_{12} := (1 - L^{12})$ é o operador diferença sazonal. Por outro lado, como essencialmente os polinômios $(1 - 0.98L^{12})$ e ∇_{12} se cancelam, justifica-se a desconsideração da parte sazonal²⁵.

TABELA 8: Forma Final Estimada

<i>Variante do Câmbio Real</i>	<i>Modelo Estimado (ARIMA)</i>
CMIPC	$\nabla \log y_t = (1 - .60L) \cdot \varepsilon_t$
CMIGP	$\nabla \log y_t = (1 - .43L) \cdot \varepsilon_t$
CMIPADI	$\nabla \log y_t = (1 - .33L) \cdot \varepsilon_t$
CMIPAOG	$\nabla \log y_t = (1 - .37L) \cdot \varepsilon_t$

A Tabela 8 exhibe as formas finais estimadas para as séries "limpas", as quais a seguir serão olhadas à luz da teoria da PPC, cuja interpretação, grosso modo, ensina que as taxas de câmbio nominal deveriam seguir de perto o poder de compra relativo

²⁵Registramos que modelos desta categoria são às vezes denominados *superdiferenciados*. Jenkins[Ref.] advoga seu uso para fins de previsão em modelos com termo constante não nulo. Justificativas de cunho mais teórico podem ser encontradas em Planas[Ref.].

das moedas nacionais. Segundo a PPC absoluta, a taxa de câmbio entre duas moedas deveria igualar a razão entre os níveis de preços praticados nas respectivas economias; já nos termos da PPC relativa, a taxa de câmbio deveria ser uma proporção constante da razão entre os níveis de preços. Em ambos os casos, as versões logarítmicas de suas expressões matemáticas produzem:

$$\Delta e = \Delta p' - \Delta p, \text{ onde}$$

e = logaritmo da taxa nominal de câmbio

p' = logaritmo do nível de preços internacional

p = logaritmo do nível de preços doméstico

Muito em função da reduzida disponibilidade de informações, usualmente a literatura empírica reescreve as versões da PPC em termos da taxa de câmbio real.

$$Q = (k * E * P') / P, \text{ onde}$$

Q = taxa real de câmbio

E = taxa nominal de câmbio

k = constante

P' = índice de preços internacional

P = índice de preços doméstico

A validade ou não da PPC permanece uma questão em aberto, visto que, independente de como o teste é montado - se com base na PPC absoluta, na PPC relativa ou no câmbio real - existe vasta literatura empírica aceitando, como também rejeitando, a hipótese nula de validade²⁶. Para a economia brasileira em particular, investigações diversas foram conduzidas com o mesmo propósito, mas sem que as conclusões se afastem das alcançadas em pesquisas envolvendo outras economias. Por exemplo: (1) Zini e Cati (1993) utilizam técnicas de cointegração para rejeitar a validade da PPC absoluta, no intervalo 1855/1990; e (2) Rossi (1996) aplica técnicas de cointegração a formulações do modelo monetário, e obtém como principal

²⁶Edwards & Savastano (1999), bem como Froot & Rogoff (1995), apresentam um levantamento de parcela desta literatura.

resultado a não rejeição da PPC, no período 1980/1994. Seguindo Froot e Rogoff (1995), a presença de raiz unitária em séries de câmbio real redundaria na rejeição da PPC. Dessa forma, inferimos que os processos representados na Tabela 8 indicam que, mesmo após a retirada dos efeitos das informações discrepantes, a PPC seria rejeitada com base no comportamento do câmbio real brasileiro.

5.3 Volatilidade

Conforme anteriormente mencionado, os testes de Ljung-Box (e também Box-Pierce) aplicados aos resíduos quadráticos dos modelos ARIMA especificados na sub-seção anterior rejeitam a inexistência de dinâmica para $\{\varepsilon_t^2\}$ ²⁷. Assim, para as séries construídas com base no câmbio nominal médio mensal, mesmo após a extração dos efeitos de observações discrepantes, há evidência de inércia na volatilidade. Isso posto, a partir de agora cuidaremos de analisar essa inércia, para tanto recorrendo aos seguintes membros da família GARCH: (1) GARCH (1,1) gaussiano; (2) GARCH (1,1) que admite erros com distribuição t de Student com seis graus de liberdade; (3) EGARCH (1,1); e (4) GARCH (1,1) com alavancagem - permite efeitos diferenciados, na equação da volatilidade, para erros positivos e negativos²⁸.

Os pontos de mudança de regime no nível das séries são candidatos naturais à investigação de correspondentes mudanças de regime nas volatilidades. Para tanto, optamos por considerar explicitamente regressores determinísticos do tipo *degrau*, com pontos de descontinuidade situados nos instantes onde foram detectadas quebras de regime no nível do câmbio real (dez/79; fev/83; mar/90; jul/94; e jan/99). Além disso, como uma eventual mudança de regime na volatilidade não necessariamente se completa em um único instante (mês), incluímos regressores determinísticos tipo:

$$\frac{1}{1 - \delta L} \cdot \mathbb{I}_t^{(s)},$$

onde s representa o instante inicial da mudança.

Para modelos GARCH (1,1) gaussiano, partimos da forma geral:

²⁷O mesmo ocorreu para duas das séries baseadas no câmbio de final de mês.

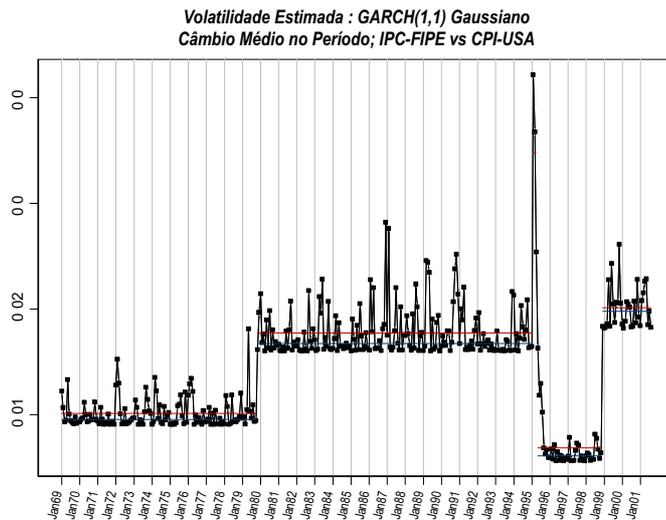
²⁸Sobre modelos GARCH ver, por exemplo, Gouriéroux and Monfort(1999).

$$\log(\text{C\`ambioReal}_t) = \text{Efeitos de Outliers} + \frac{(1 - \theta L)}{\nabla} \cdot \varepsilon_t,$$

$$\begin{aligned} h_t &= \text{Var}(\varepsilon_t | I_{t-1}) \\ &= \text{Const} + \alpha h_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 + \\ &\quad + \sum_{k=1}^N \lambda_k \times \frac{1}{\nabla} \cdot \mathbb{I}_t^{(s_k)} \\ &\quad + \sum_{k=1}^N \nu_k \times \frac{1}{(1 - \delta L)} \cdot \mathbb{I}_t^{(s_k)}, \end{aligned}$$

onde s_k representa o instante inicial da k - \u00e9sima, dentre as N mudan\u00e7as; e λ_k a diferen\u00e7a entre os n\u00edveis de volatilidade observados antes e depois de s_k . O segundo somat\u00f3rio diz respeito ao processo de ajuste com meia vida de um ou dois meses, respectivamente, $[\delta = 0.5]$ e $[\delta = 0.7]$.

Os Gr\u00e1ficos 5 a 8 mostram a forma estimada de $\sqrt{h_t}$ para cada uma das variantes do c\u00e2mbio real - as linhas horizontais t\u00eam altura igual \u00e0s m\u00e9dias e medianas de $\sqrt{h_t}$ no per\u00edodo correspondente; as mudan\u00e7as de patamar refletem a influ\u00eancia dos regressores determin\u00edsticos.



Gr\u00e1fico 5

Volatilidade Estimada : GARCH(1,1) Gaussiano
Câmbio Médio no Período; IGP-DI vs PPI-USA

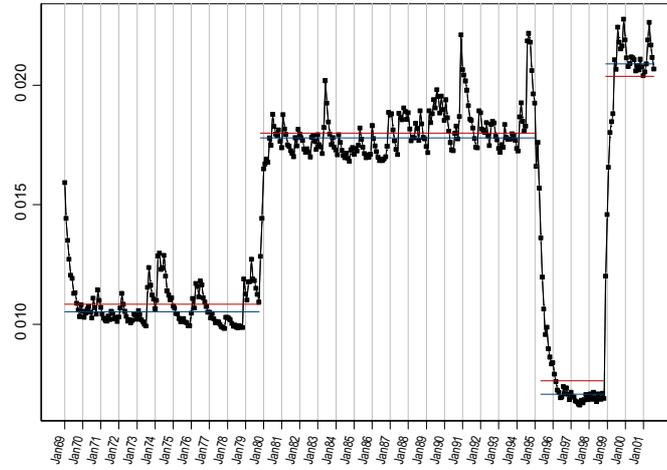


Gráfico 6

Volatilidade Estimada : GARCH(1,1) Gaussiano
Câmbio Médio no Período; IPA-DI vs PPI-USA

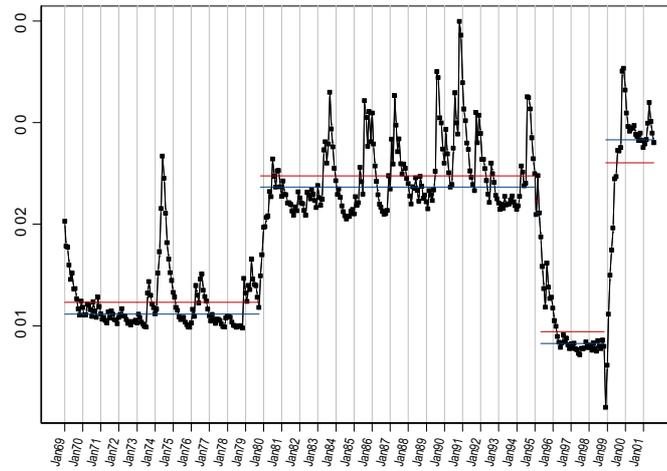


Gráfico 7

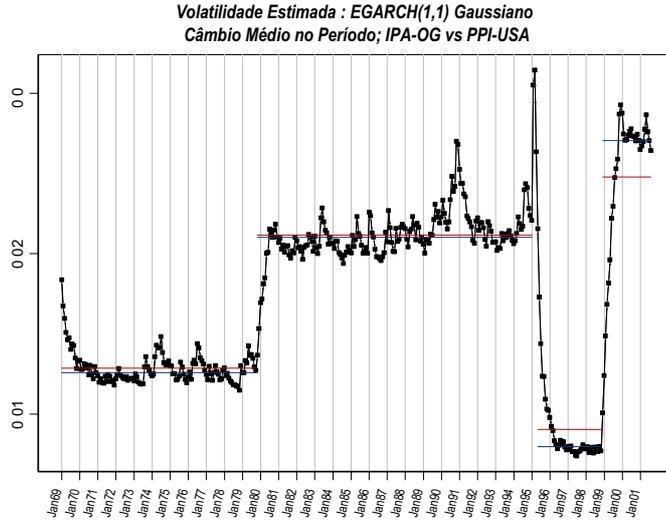


Gráfico 8

No Gráfico 8 (CMIPADI), destaca-se o *undershooting* em jan/99. A magnitude (-2.6×10^{-4}) deste inesperado efeito em h_t aparentemente é bem estimada (erro padrão igual a 1.0×10^{-4}). Para cada uma das quatro séries consideradas nesta sub-seção, a parametrização final e os respectivos erros ficou assim especificada:

$$\text{CMIPC}_t = \text{Efeitos de } \textit{Outliers}_t + \frac{1 - (0.6 \pm .045) L}{\nabla} \cdot \varepsilon_t,$$

com

$$\begin{aligned} h_t &= \text{Var}(\varepsilon_t | I_{t-1}) \\ &= (8.2 \times 10^{-5} \pm 1.3 \times 10^{-5}) + (0.20 \pm 0.086) \varepsilon_{t-1}^2 \\ &\quad + (1.7 \times 10^{-4} \pm 3.5 \times 10^{-5}) \times \frac{1}{\nabla} \cdot \mathbb{I}_t^{(\text{Dec}79)} \\ &\quad - (2.2 \times 10^{-4} \pm 3.6 \times 10^{-5}) \times \frac{1}{\nabla} \cdot \mathbb{I}_t^{(\text{Mar}95)} \\ &\quad + (3.0 \times 10^{-4} \pm 1.2 \times 10^{-4}) \times \frac{1}{\nabla} \cdot \mathbb{I}_t^{(\text{Jan}99)} \\ &\quad + (1.8 \times 10^{-4} \pm 1.8 \times 10^{-4}) \times \frac{1}{(1 - .7L)} \cdot \mathbb{I}_t^{(\text{Jan}99)}, \end{aligned}$$

$$\text{CMIGP}_t = \text{Efeitos de } \textit{Outliers}_t + \frac{1 - (0.43 \pm .048) L}{\nabla} \cdot \varepsilon_t,$$

com

$$\begin{aligned}
h_t &= \text{Var}(\varepsilon_t | I_{t-1}) \\
&= (2.8 \times 10^{-5} \pm 1.1 \times 10^{-5}) + (0.055 \pm 0.046) \varepsilon_{t-1}^2 \\
&\quad + (0.7 \pm 0.11) h_{t-1} \\
&\quad + (5.2 \times 10^{-5} \pm 2.4 \times 10^{-5}) \times \frac{1}{\nabla} \cdot \mathbb{I}_t^{(Dec79)} \\
&\quad - (6.9 \times 10^{-5} \pm 2.8 \times 10^{-5}) \times \frac{1}{\nabla} \cdot \mathbb{I}_t^{(Mar95)} \\
&\quad + (9.9 \times 10^{-5} \pm 4.9 \times 10^{-5}) \times \frac{1}{\nabla} \cdot \mathbb{I}_t^{(Jan99)}
\end{aligned}$$

$$\text{CMIPADI}_t = \text{Efeitos de } Outliers_t + \frac{1 - (0.33 \pm 0.053) L}{\nabla} \cdot \varepsilon_t,$$

com

$$\begin{aligned}
h_t &= \text{Var}(\varepsilon_t | I_{t-1}) \\
&= (2.8 \times 10^{-5} \pm 7.2 \times 10^{-6}) + (0.12 \pm 0.037) \varepsilon_{t-1}^2 \\
&\quad + (0.67 \pm 0.058) h_{t-1} \\
&\quad + (1.0 \times 10^{-4} \pm 3.1 \times 10^{-5}) \times \frac{1}{\nabla} \cdot \mathbb{I}_t^{(Dec79)} \\
&\quad - (1.1 \times 10^{-4} \pm 3.1 \times 10^{-5}) \times \frac{1}{\nabla} \cdot \mathbb{I}_t^{(Mar95)} \\
&\quad + (2.0 \times 10^{-4} \pm 7.9 \times 10^{-5}) \times \frac{1}{\nabla} \cdot \mathbb{I}_t^{(Jan99)} \\
&\quad - (2.6 \times 10^{-4} \pm 1.0 \times 10^{-4}) \times \frac{1}{(1 - .7L)} \cdot \mathbb{I}_t^{(Jan99)},
\end{aligned}$$

$$\text{CMIPAOG}_t = \text{Efeitos de } Outliers_t + \frac{1 - (0.37 \pm 0.051) L}{\nabla} \cdot \varepsilon_t,$$

com

$$\begin{aligned}
\log h_t &= \log \text{Var}(\varepsilon_t | I_{t-1}) \\
&= (-1.94 \pm 0.83) + (0.10 \pm 0.06) \varepsilon_{t-1}^2 \\
&\quad + (0.78 \pm 0.09) \log h_{t-1} \\
&\quad + (0.22 \pm 0.10) \times \frac{1}{\nabla} \cdot \mathbb{I}_t^{(Dec79)} \\
&\quad - (0.43 \pm 0.18) \times \frac{1}{\nabla} \cdot \mathbb{I}_t^{(Mar95)} \\
&\quad + (0.55 \pm 0.20) \times \frac{1}{\nabla} \cdot \mathbb{I}_t^{(Jan99)} \\
&\quad - (1.15 \pm 1.08) \times \frac{1}{(1 - .5L)} \cdot \mathbb{I}_t^{(Mar95)}.
\end{aligned}$$

A escolha entre os modelo GARCH concorrentes foi conduzida com base no critério de Schwartz (BIC) e nos testes de especificação cujas estatísticas constam das Tabelas 9 e 10.

TABELA 9 Testes de Normalidade de $\{\varepsilon_t\}$

Modelo Final	Jarque-Bera	p-valor	Shapiro-Wilk	p-valor
CMIPC	0.10	0.95	0.99	0.84
CMIGP	2.50	0.29	0.98	0.46
CMIPADI	4.69	0.10	0.98	0.38
CMIPAOG	2.16	0.33	0.98	0.84

TABELA 10 Testes de Ljung-Box

Série	Resíduos	p-valor	Res. Quadráticos	p-valor
CMIPC	9.40	0.67	6.76	0.87
CMIGP	21.5	0.04	5.25	0.95
CMIPADI	12.9	0.37	11.7	0.47
CMIPAOG	13.2	0.35	11.5	0.48

A respeito da análise empírica, merece destacar que: (1) uma mudança de regime no nível não necessariamente corresponde a uma mudança de regime na volatilidade, e vice-versa - para a mudança no nível à época da implantação do Plano Real (jul/94) não há a correspondente mudança na volatilidade e, por outro lado, para a mudança de volatilidade em mar/95 não foi detectada uma correspondente mudança

de nível; (2) conforme havíamos intuído, não são detectáveis padrões sazonais no CMIPAOG; e (3) a existência das quebras de regime, tanto no nível quanto na volatilidade, pode comprometer a performance de vários procedimentos estatísticos de modelagem, gerando conclusões de validade duvidosa.

6 Considerações Finais

Neste artigo investigamos o comportamento de oito variantes da taxa de câmbio real no Brasil, no período compreendido entre jan/69 e set/01. Inicialmente, abordamos o contexto histórico, com o intuito de identificar fatos relevantes para a formação da taxa de câmbio real por intermédio de seus efeitos sobre as variáveis primárias: (1) câmbio nominal; (2) índices de preços domésticos; e (3) índices de preços externos. Em um segundo momento, apresentamos a metodologia empregada nas etapas empíricas: (1) análise das séries em nível; e (2) análise da volatilidade das séries. Em ambas situações, porém, ênfase especial foi dedicada às mudanças de regime.

Na análise do nível, utilizamos a metodologia de Gómez (1998), que, além de identificar possíveis informações discrepantes, estima seus efeitos. Dentre as datas identificadas como início de novo regime, destacam-se: (1) dez/79 - quando foi decretada uma maxidesvalorização de 30% da moeda brasileira; (2) fev/83 - quando novamente aconteceu uma maxidesvalorização de 30% da moeda brasileira; (3) mar/90 - quando foi implantado o Plano Brasil Novo; (4) jul/94 - quando foi implantado o Plano Real; e (5) jan/99 - quando foi adotado o regime de câmbio flexível, após longo período de câmbio administrado.

Mesmo após a exclusão dos efeitos estimados de todas as informações discrepantes - não apenas das cinco acima especificadas - os processos estimados para as séries de câmbio indicam a presença de raiz unitária. Seguindo a interpretação de Froot e Rogoff (1995) para esse fenômeno, mesmo após a filtragem a hipótese de validade da PPC seria rejeitada.

No que se refere à volatilidade, nos restringimos a modelos da família GARCH. Tipicamente, a hipótese de homocedasticidade é rejeitada e, de modo particular, três

mudanças de regime são localizadas: (1) dez/79; (2) mar/95 - quando foi adotado o regime de bandas cambiais em substituição a um *crawling peg*; e (3) jan/99. Cabe notar, ainda, a presença de mudanças de regime não coincidentes, ou seja, nem sempre uma mudança de regime no nível estaria associada a uma mudança de regime na volatilidade, e vice-versa.

Finalmente, chama atenção o expressivo número de mudanças de regime identificadas, independente da série avaliada. Em princípio, a presença dessas informações discrepantes comprometeria a validade de exercícios onde, inadvertidamente, metodologias como as de Dickey-Fuller e de Johansen são empregadas para estudar o comportamento de séries do câmbio real no Brasil, com o intuito de testar a validade da PPC.

7 Referências

Araújo, C. H. V. (2000), "Movimentos de Capitais - O Financiamento Externo à Economia Brasileira: 1991-1998", Tese de Doutorado, Escola de Pós-Graduação em Economia, da Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro

Bacha, E. L. (1979), "Notes on the Brazilian Experience with Minidevaluation, 1968-1974", *Journal of Development Economics*, nº 6, 463-481

Bollerslev, T. (1986). "Generalized autorregressive conditional heteroscedasticity" *J. Econo.* 31, 307-327.

Bonomo, M. A. C. e M. C. T. Terra (1999), "The Political Economy of Exchange Rate Policy in Brazil: An Empirical Assesment", *Revista Brasileira de Economia* 53(4).

Carneiro, D. D. e M. G. P. Garcia (1993), "Capital Flows and Monetary Control Under a Domestic Currency Substitution Regime: The Recent Brazilian Experience", Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Texto para Discussão nº 304.

Chen, C. and Tiao, G.C. (1990). Random level-shift time series models, ARIMA approximations and level-shift detection. *J. Business Econ. Stat.* 8(1), 83-97.

Coutinho, A. A. (1991), "O Mercado de Câmbio no Brasil", Editora Tama Ltda, São Paulo

Edwards, S. e M. A. Savastano (1999), "Exchange Rates in Emerging Economies: What do we Know? What do we Need to Know?" National Bureau of Economic Research Working Paper n.0 7228

Enders, W. (1995), "Applied Econometric Time Series", Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics, John Wiley & Sons, Inc.

Fox, A.J. (1972). Outliers in Time Series. *Jr. Roy. Stat. Soc. B* 34, 350-363.

Froot e Rogoff (1995). "Perspective on PPP and Long-Run Real Exchange Rates" em G. N. Grossman e K. Rogoff (Eds.), *Handbook of International Economics, 1913-1971*, Elsevier Science

Gómez, V. (1998). "Automatic Model Identification in the Presence of Missing Observations and Outliers". Working Paper D-98009, Ministerio de Economía e Hacienda, Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria, Madrid.

Hannan, E.J. and Rissanen, J. (1991). "Recursive estimation of mixed autoregressive-moving average order. *Biometrika* 65, 135-140."

Harvey, A.C. (1990). "Forecasting Structural Time Series Models and the Kalman Filter. Cambridge Univ. Press, Cambridge.

Harvey, A.C. , Ruiz, E. and Shephard, N. (1994). "Multivariate Stochastic Variance Models" *Rev. Econ. Stud.* 61, 246-264.

Hay, D. H. (1997), "The Post 1990 Brazilian Trade Liberalization and the Performance of Large Manufacturing Firms: Productivity, Market Share and Profits", Instituto de Pesquisa Economica Aplicada, Texto para Discussão n0 523.

Helmets, F. L. C. H. (1988), "The Real Exchange Rate". In Dornbush e Helms (eds.)(1988) *The Open Economy: Tools for Policymakers in Developing Countries*. Oxford U.P..

Isard, P. (1995), "Exchange Rate Economics", Cambridge Surveys of Economic Literature, Cambridge University Press.

Janot, M. M. (1995), "Política Cambial e Estabilização no Brasil -Análise do

Plano Real”, VI Prêmio de Monografia CORECON 1a. Região/RJ, 68-102.

Kaiser, R.(1995). ”Observaciones Atípicas en Series Temporales. El tipo mixto”. unpublished PhD dissertation. European Institute, Florence.

Melino, A. and Turnbull, S.M. (1990). ”Pricing foreign currency options with stochastic volatility”. J. Econ. 45,239-265.

Nelson, D.(1991). ”Conditional heteroscedasticity in asset returns: A new approach”. Econometrica 59, 347-370.

Pastore, A. C. e M. C. Pinotti (1999), ”Regimes Cambiais no Brasil, de 1994 a 1999”, mimeo.

Peña, D., Tiao, G.C. and Tsay, R.T. (*eds.*) (2001). ”A Course in Time Series Analysis”, John Wiley & Sons Inc., New York.

Simonsen, M. H. (1994), ”O Mercado É o Melhor Juiz para o Câmbio”, Revista Exame, Edição de 09/11/1994

Schwert, G.W. (1989). ”Tests for unit roots: A Monte Carlo investigation”. J. Business Econ. Stat. 7, 147-159.”

Tsay, R.S. (1987). ”Conditional heteroscedastic time series models”. JASA 82, 590-604.

Zini, A. A. (1993), ”Taxa de Câmbio e Política Cambial no Brasil”. Ed. da Universidade de São Paulo, Bolsa de Mercadorias & Futuros.

8 Apêndice

(1) CFIPC - valor de venda do dólar dos Estados Unidos ao final de cada mês, índice de preços ao consumidor no mercado norte-americano (Consumer Price Index, como proxy do índice de preços ao consumidor no mercado internacional) e índice de preços ao consumidor da cidade de São Paulo (IPC-FIPE, como proxy do índice de preços ao consumidor no mercado doméstico);

(2) CFIGP - valor de venda do dólar dos Estados Unidos ao final de cada mês, índice de preços ao produtor no mercado norte-americano (Producer Price Index, como proxy do custo ao produtor no mercado internacional) e índice geral de preços (IGPDI-FGV, como proxy do custo ao produtor no mercado doméstico);

(3) CFIPADI - valor de venda do dólar dos Estados Unidos ao final de cada mês, índice de preços ao produtor no mercado norte-americano (Producer Price Index, como proxy do custo ao produtor no mercado internacional) e índice de preços no atacado, disponibilidade interna (IPADI-FGV, como proxy do custo ao produtor no mercado doméstico);

(4) CFIPAOG - valor de venda do dólar dos Estados Unidos ao final de cada mês, índice de preços ao produtor no mercado norte-americano (Producer Price Index, como proxy do custo ao produtor no mercado internacional) e índice de preços no atacado, oferta global (IPAOG-FGV, como proxy do custo ao produtor no mercado doméstico);

(5) CMIPC - valor médio de venda do dólar dos Estados Unidos para o mês em referência, índice de preços ao consumidor no mercado norte-americano (Consumer Price Index, como proxy do índice de preços ao consumidor no mercado internacional) e índice de preços ao consumidor da cidade de São Paulo (IPC-FIPE, como proxy do índice de preços ao consumidor no mercado doméstico);

(6) CMIGP - valor médio de venda do dólar dos Estados Unidos para o mês em referência, índice de preços ao produtor no mercado norte-americano (Producer Price Index, como proxy do custo ao produtor no mercado internacional) e índice geral de preços (IGPDI-FGV, como proxy do custo ao produtor no mercado doméstico);

(7) CMIPADI - valor médio de venda do dólar dos Estados Unidos para o mês em referência, índice de preços ao produtor no mercado norte-americano (Producer Price Index, como proxy do custo ao produtor no mercado internacional) e índice de preços no atacado, disponibilidade interna (IPADI-FGV, como proxy do custo ao produtor no mercado doméstico); e

(8) CMIPAOG - valor médio de venda do dólar dos Estados Unidos para o mês em referência, índice de preços ao produtor no mercado norte-americano (Producer Price Index, como proxy do custo ao produtor no mercado internacional) e índice de preços no atacado, oferta global (IPAOG-FGV, como proxy do custo ao produtor no mercado doméstico).

Banco Central do Brasil

Trabalhos para Discussão

Os Trabalhos para Discussão podem ser acessados na internet, no formato PDF, no endereço: <http://www.bc.gov.br>

Working Paper Series

Working Papers in PDF format can be downloaded from: <http://www.bc.gov.br>

- | | | |
|-----------|---|-----------|
| 1 | Implementing Inflation Targeting in Brazil
<i>Joel Bogdanski, Alexandre Antonio Tombini and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | July/2000 |
| 2 | Política Monetária e Supervisão do Sistema Financeiro Nacional no Banco Central do Brasil
<i>Eduardo Lundberg</i> | Jul/2000 |
| | Monetary Policy and Banking Supervision Functions on the Central Bank
<i>Eduardo Lundberg</i> | July/2000 |
| 3 | Private Sector Participation: a Theoretical Justification of the Brazilian Position
<i>Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | July/2000 |
| 4 | An Information Theory Approach to the Aggregation of Log-Linear Models
<i>Pedro H. Albuquerque</i> | July/2000 |
| 5 | The Pass-Through from Depreciation to Inflation: a Panel Study
<i>Ilan Goldfajn and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | July/2000 |
| 6 | Optimal Interest Rate Rules in Inflation Targeting Frameworks
<i>José Alvaro Rodrigues Neto, Fabio Araújo and Marta Baltar J. Moreira</i> | July/2000 |
| 7 | Leading Indicators of Inflation for Brazil
<i>Marcelle Chauvet</i> | Set/2000 |
| 8 | The Correlation Matrix of the Brazilian Central Bank's Standard Model for Interest Rate Market Risk
<i>José Alvaro Rodrigues Neto</i> | Set/2000 |
| 9 | Estimating Exchange Market Pressure and Intervention Activity
<i>Emanuel-Werner Kohlscheen</i> | Nov/2000 |
| 10 | Análise do Financiamento Externo a uma Pequena Economia
Aplicação da Teoria do Prêmio Monetário ao Caso Brasileiro: 1991–1998
<i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior</i> | Mar/2001 |
| 11 | A Note on the Efficient Estimation of Inflation in Brazil
<i>Michael F. Bryan and Stephen G. Cecchetti</i> | Mar/2001 |

12	A Test of Competition in Brazilian Banking <i>Márcio I. Nakane</i>	Mar/2001
13	Modelos de Previsão de Insolvência Bancária no Brasil <i>Marcio Magalhães Janot</i>	Mar/2001
14	Evaluating Core Inflation Measures for Brazil <i>Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo</i>	Mar/2001
15	Is It Worth Tracking Dollar/Real Implied Volatility? <i>Sandro Canesso de Andrade and Benjamin Miranda Tabak</i>	Mar/2001
16	Avaliação das Projeções do Modelo Estrutural do Banco Central do Brasil Para a Taxa de Variação do IPCA <i>Sergio Afonso Lago Alves</i>	Mar/2001
	Evaluation of the Central Bank of Brazil Structural Model's Inflation Forecasts in an Inflation Targeting Framework <i>Sergio Afonso Lago Alves</i>	July/2001
17	Estimando o Produto Potencial Brasileiro: uma Abordagem de Função de Produção <i>Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i>	Abr/2001
	Estimating Brazilian Potential Output: a Production Function Approach <i>Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i>	Aug/2002
18	A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil <i>Paulo Springer de Freitas and Marcelo Kfoury Muinhos</i>	Apr/2001
19	Uncovered Interest Parity with Fundamentals: a Brazilian Exchange Rate Forecast Model <i>Marcelo Kfoury Muinhos, Paulo Springer de Freitas and Fabio Araújo</i>	May/2001
20	Credit Channel without the LM Curve <i>Victorio Y. T. Chu and Márcio I. Nakane</i>	May/2001
21	Os Impactos Econômicos da CPMF: Teoria e Evidência <i>Pedro H. Albuquerque</i>	Jun/2001
22	Decentralized Portfolio Management <i>Paulo Coutinho and Benjamin Miranda Tabak</i>	June/2001
23	Os Efeitos da CPMF sobre a Intermediação Financeira <i>Sérgio Mikio Koyama e Márcio I. Nakane</i>	Jul/2001
24	Inflation Targeting in Brazil: Shocks, Backward-Looking Prices, and IMF Conditionality <i>Joel Bogdanski, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Alexandre Antonio Tombini</i>	Aug/2001
25	Inflation Targeting in Brazil: Reviewing Two Years of Monetary Policy 1999/00 <i>Pedro Fachada</i>	Aug/2001

26	Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: the Case of Brazil <i>Marcelo Kfoury Muinhos</i>	Aug/2001
27	Complementaridade e Fungibilidade dos Fluxos de Capitais Internacionais <i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior</i>	Set/2001
28	Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica no Brasil: uma Abordagem de Expectativas Racionais <i>Marco Antonio Bonomo e Ricardo D. Brito</i>	Nov/2001
29	Using a Money Demand Model to Evaluate Monetary Policies in Brazil <i>Pedro H. Albuquerque and Solange Gouvêa</i>	Nov/2001
30	Testing the Expectations Hypothesis in the Brazilian Term Structure of Interest Rates <i>Benjamin Miranda Tabak and Sandro Canesso de Andrade</i>	Nov/2001
31	Algumas Considerações sobre a Sazonalidade no IPCA <i>Francisco Marcos R. Figueiredo e Roberta Blass Staub</i>	Nov/2001
32	Crises Cambiais e Ataques Especulativos no Brasil <i>Mauro Costa Miranda</i>	Nov/2001
33	Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR Estimation <i>André Minella</i>	Nov/2001
34	Constrained Discretion and Collective Action Problems: Reflections on the Resolution of International Financial Crises <i>Arminio Fraga and Daniel Luiz Gleizer</i>	Nov/2001
35	Uma Definição Operacional de Estabilidade de Preços <i>Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i>	Dez/2001
36	Can Emerging Markets Float? Should They Inflation Target? <i>Barry Eichengreen</i>	Feb/2002
37	Monetary Policy in Brazil: Remarks on the Inflation Targeting Regime, Public Debt Management and Open Market Operations <i>Luiz Fernando Figueiredo, Pedro Fachada and Sérgio Goldenstein</i>	Mar/2002
38	Volatilidade Implícita e Antecipação de Eventos de Stress: um Teste para o Mercado Brasileiro <i>Frederico Pechir Gomes</i>	Mar/2002
39	Opções sobre Dólar Comercial e Expectativas a Respeito do Comportamento da Taxa de Câmbio <i>Paulo Castor de Castro</i>	Mar/2002
40	Speculative Attacks on Debts, Dollarization and Optimum Currency Areas <i>Aloisio Araujo and Márcia Leon</i>	Abr/2002
41	Mudanças de Regime no Câmbio Brasileiro <i>Carlos Hamilton V. Araújo e Getúlio B. da Silveira Filho</i>	Jun/2002