

Análise da Taxa de Câmbio a Partir do Índice de Pressão Cambial: A Experiência Brasileira de 1994 a 1999

Fernando Antônio Ribeiro Soares

Ministério da Fazenda

Maurício Barata de Paula Pinto

Professor da Universidade de Brasília (UnB)

Tito Belchior Silva Moreira

Professor da Universidade Católica de Brasília (UCB), Brasil

Resumo

Este artigo analisa a evolução da taxa de câmbio brasileira a partir da adoção da âncora cambial no Plano Real. Para tanto, construiu-se um índice de pressão cambial com base na metodologia de Eichengreen et alii (1995, 1996) que detecta não só mudanças nas variações da taxa de câmbio, mas também ataques especulativos nos quais as autoridades monetárias foram bem sucedidas em defender o Real. Foram elaboradas diversas versões do índice com diferentes variáveis constitutivas, periodicidade e pesos de ponderação. Os vários resultados obtidos capturaram os ataques especulativos sofridos pela moeda brasileira de 1995 a 1999, em especial os ataques derivados das crises mexicana, asiática, russa e, finalmente, da própria crise cambial brasileira. Além disso, a decomposição do índice de pressão cambial possibilitou detectar o quão foram utilizadas as reservas internacionais e a política monetária, via taxa de juros, para defender o regime de câmbio administrado.

Palavras-chave: Índice de Pressão Cambial, Administração da Taxa de Câmbio, Âncora Cambial, Ataques Especulativos

Classificação JEL: F31, F41

Abstract

This article analyses the evaluate of Brazilian exchange rate since the adoption of the exchange anchor in Real Plan. Hence, it was measured an index of pressure on the exchange market based on methodology of Eichengreen et alii (1995, 1996) that detect not just variations in the exchange rate changes, but speculative attacks which the monetary authorities were well succeeded to defend the Real plan as well. It were elaborated several versions of index with different variables, periodicity and weights. The results show the speculative attacks against the Brazilian currency from 1995 to

1999, specially those come from Mexican crisis, Asian crisis, Russian crisis and, at least, the own Brazilian crisis. Furthermore, the desegregation of the index of pressure on the exchange market become possible detect how much the international reserves were utilized and how much the monetary policy, via interest rate, was used to defend the administrated exchange regime.

Keywords: Index of Pressure on the Exchange Market, Administration of Exchange Rate, Exchange Anchor, Speculative Attacks

JEL classification: F31, F41

1. Introdução

O Brasil, durante a década de noventa, em especial entre os anos de 1994 e 1999, passou por graves turbulências derivadas de crises internacionais. Foram enfrentadas as crises do México, da Ásia e da Rússia. Além disso, problemas internos, tal como a falta de comprometimento por parte do governo com o equilíbrio fiscal, a supervalorização da taxa de câmbio e a eleição presidencial de outubro de 1998, desestabilizaram ainda mais a economia brasileira. Um agravante em relação a essa situação é que no período em análise o regime cambial adotado pelo País forçava as autoridades monetárias a defender a taxa de câmbio, o que diminuía ainda mais os graus de liberdade na condução da política econômica.

O câmbio fortemente administrado em um ambiente marcado pela elevada integração dos mercados e por crises financeiras e monetárias internacionais, além da existência de desequilíbrios internos e da limitada credibilidade governamental, torna-se uma variável sujeita a acentuada pressões. No presente artigo será construído um índice que venha a medir essas pressões. Pretende-se, então, verificar em quais momentos da experiência de (quase) fixação cambial a taxa de câmbio esteve sob ataque especulativo e quais componentes do índice mais contribuíram para isso.

Para cumprir esse objetivo, será construído o índice de pressão cambial que segue a metodologia de Eichengreen et alii (1995, 1996), Kaminsky e Reinhart (1999) e Goldstein et alii (2000). O índice é elaborado a partir de variações na taxa de câmbio, nas reservas internacionais e nas taxas de juros.¹ A idéia subjacente ao índice relaciona-se ao fato de que pressões sobre o mercado cambial não são sentidas apenas pela taxa de câmbio, mas também sobre as reservas internacionais e taxas de juros. Portanto, a pressão cambial, a despeito da estabilidade da taxa de câmbio, pode ser causada por uma queda abrupta

* Recebido em agosto de 2006, aprovado em maio de 2007.

E-mail addresses: fernando.soares@fazenda.gov.br, mauriciopinto@unb.br e tito@pos.ucb.br

¹ Essa metodologia foi proposta inicialmente por Girton e Roper (1977).

das reservas e/ou um aumento discreto das taxas de juros, sendo isso decorrente da tentativa de as autoridades governamentais em defender o regime cambial vigente.

Dadas essas primeiras informações, segue a estrutura do artigo. A primeira seção é dedicada ao detalhamento da metodologia do índice de pressão cambial. Na segunda seção é construído o índice com pesos de ponderação variáveis. A quarta também é voltada para a construção do índice, porém sua metodologia é alterada ao incorporar pesos únicos de ponderação. Ao longo do trabalho ficará clara a diferença metodológica entre as duas formas de elaboração e a relevância de cada uma. Na quinta seção é feito o relacionamento entre a evolução da política cambial brasileira ao longo do Plano Real e a evolução do índice de pressão cambial. Finalmente, na última seção estarão presentes as conclusões do trabalho.

2. Metodologia do Índice de Pressão Cambial

O índice de pressão cambial proposto neste trabalho, que segue a metodologia de Eichengreen et alii (1995, 1996), Kaminsky e Reinhart (1999) e Goldstein et alii (2000), buscará determinar se, ao longo da série temporal em análise, que coincide com a experiência de taxas de câmbio administradas do Plano Real, ocorreram pressões sobre o mercado cambial brasileiro, bem como ataques especulativos. Cabe mencionar que a aplicação desta metodologia, porém para uma amostra direcionada a vários países, pode ser vista em Moreira (2001) e Moreira et alii (2004a,b).

O índice de pressão cambial pode ser definido como uma média ponderada da taxa de mudança do valor do câmbio nominal, $\Delta e/e$, da taxa de mudança das reservas internacionais, $\Delta RI/RI$, e da taxa de mudança da taxa de juros, Δi .² Kaminsky e Reinhart (1999) e Goldstein et alii (2000) afirmam que para países inflacionários a taxa de câmbio nominal deve ser substituída pela taxa de câmbio real. Dado que o objetivo do presente trabalho é analisar a experiência de administração cambial dos anos noventa, o índice será construído a partir da taxa nominal uma vez que a amostra a ser analisada inicia-se, como apontado, com a implantação do Plano Real e, conseqüentemente, com a obtenção da estabilidade econômica. Isso significa que a taxa de mudança do câmbio tem peso um.

A partir das informações acima, constrói-se o índice de pressão cambial da seguinte forma.

$$I = \frac{\Delta e}{e} - \frac{\sigma_e}{\sigma_{RI}} \cdot \frac{\Delta RI}{RI} + \frac{\sigma_e}{\sigma_i} \cdot \Delta i \quad (1)$$

² A taxa de mudança para a taxa de juros é apenas Δi porque essa variável já denota uma taxa de crescimento.

Onde σ_e representa o desvio-padrão da taxa de mudança do valor do câmbio, σ_{RI} o desvio-padrão da taxa de mudança das reservas internacionais e σ_i o desvio-padrão da taxa de mudança das taxas de juros.

O índice busca capturar a idéia de que as pressões sofridas pelo mercado cambial conduzem a variações na taxa de câmbio, mas também podem afetar as reservas internacionais e as taxas de juros. Colocando de outra forma, durante um ataque especulativo as autoridades monetárias podem defender a taxa de câmbio por meio da venda de reservas internacionais e pela elevação das taxas de juros. Assim, uma tendência altista no câmbio e/ou na taxa de juros e, por outro lado, uma queda nas reservas internacionais podem representar pressão e desequilíbrios no mercado cambial de um país.

A possibilidade de defesa da taxa de câmbio por parte das autoridades monetárias faz surgir outra importante característica do índice de pressão cambial. O índice visa capturar não só os ataques especulativos que levaram à mudança dos regimes cambiais ou, pelo menos, a desvalorizações da taxa de câmbio, mas também os eventos nos quais as autoridades monetárias foram bem sucedidas em defender a moeda. Nesse caso, apesar da manutenção da paridade cambial (ou dos limites de uma banda ou de uma intrabanda), o índice poderá refletir a ocorrência de um ataque especulativo a partir de uma vigorosa queda das reservas internacionais e/ou uma acentuada elevação das taxas de juros domésticas.

Outro fator a ser esclarecido refere-se à ponderação do índice. Feita a partir dos desvios-padrões das taxas de mudança das variáveis, ela tem como objetivo equalizar a volatilidade dos três componentes. Caso contrário, na ausência da ponderação um dos componentes poderia dominar o índice, o que viesaria seus resultados.

Por fim falta definir os limites para a ocorrência de um ataque especulativo. Tais valores, de acordo com a literatura, são meramente sugestivos e variam de 1,5 a 3 desvios-padrões acima da média amostral. Particularmente neste trabalho será utilizado o valor limite de 1,5 desvio-padrão acima da média amostral. Em conseqüência, conclui-se que uma economia estará enfrentando um ataque especulativo caso o índice de pressão cambial apresente o valor de 1,5 desvio-padrão acima de sua média amostral.³ Isto posto, segue a classificação do índice.

$$\begin{aligned} \text{Ataque especulativo} &= 1, & \text{se } I_t > 1,5 \cdot \sigma_I + \mu_I \\ \text{Caso contrário} &= 0. \end{aligned}$$

Onde μ_I e σ_I são, respectivamente, a média amostral e o desvio-padrão do índice de pressão cambial.

³ A escolha do valor limite do índice de pressão cambial, como enfoca a própria literatura, é *ad hoc*. Veja, por exemplo, Kaminsky e Reinhart (1999) e Moreira et alii (2004a). Particularmente, a escolha de 1,5 desvio-padrão acima da média demonstra uma atitude mais conservadora quanto à definição da ocorrência de um ataque especulativo.

Com o intuito de fornecer uma medida mais acurada da política monetária, particularmente da defesa da taxa de câmbio por meio da elevação das taxas de juros, o índice disposto na equação (1) pode ser alterado de forma a incluir o diferencial de taxas de juros ao invés das taxas de juros domésticas. Com isso, o índice passa a apresentar a seguinte forma.

$$I = \frac{\Delta e}{e} - \frac{\sigma_e}{\sigma_{RI}} \cdot \frac{\Delta RI}{RI} + \frac{\sigma_e}{\sigma_{(i-i^*)}} \cdot \Delta(i - i^*) \quad (2)$$

Com base nessa metodologia, na seção seguinte será construído o índice de pressão cambial para a economia brasileira, tanto para a versão com a taxa de juros doméstica quanto para a que inclui o diferencial de taxas de juros.

3. O Índice de Pressão Cambial para a Economia Brasileira

A possibilidade de ocorrência de uma crise cambial surge, entre outros motivos, como conseqüência de uma anterior supervalorização cambial (Goldfajn e Valdés 1996). A supervalorização cambial, por vezes, está associada à administração da taxa de câmbio (por exemplo, taxas fixas, *narrow crawling peg*, *crawling peg* e bandas cambiais).⁴ Na história econômica recente, tal mecanismo constituiu um dos principais pilares dos planos de estabilização implementados pelos países em desenvolvimento.

A utilização da taxa de câmbio como instrumento de combate à inflação, no entanto, também formou as bases para as crises cambiais, particularmente para aquelas ocorridas ao longo dos anos noventa, sendo tal análise também válida para a economia brasileira.

Em decorrência do regime cambial adotado, associado a taxas de câmbio fixas, durante a segunda metade da década de noventa o mercado cambial brasileiro passou por uma série de instabilidades. Feitas essas considerações, temos que o objetivo central desta seção é identificar empiricamente em quais momentos a taxa de câmbio esteve sob ataque especulativo ou sujeita a instabilidades.

A análise será construída em duas subseções. A primeira, a seguir, enfocará o índice de pressão cambial elaborado com base na equação (1), que tem como componentes as variações na taxa de câmbio nominal, nas reservas internacionais e na taxa de juros interna. Já a segunda subseção seguirá a equação (2) e trará como mudança em relação ao primeiro índice, a incorporação do diferencial de taxas de juros interna e internacional ao invés da taxa de juros doméstica.

⁴ O regime de *crawling-peg* corresponde a um de minidesvalorizações cambiais; o de *narrow crawling-peg* também corresponde a um de minidesvalorizações, porém com o deslizamento mais lento da taxa de câmbio; e, finalmente, as bandas cambiais correspondem a um regime no qual a taxa de câmbio deve se manter dentro dos limites – inferior e superior – de flutuação previamente definidos pelas autoridades monetárias.

3.1. *Versão do índice de pressão cambial com a taxa de juros doméstica*

Como assinalado, a seguir, será construído o índice de pressão cambial que terá como componente a taxa de juros doméstica. O índice será elaborado a partir de uma série temporal mensal que se estende de julho de 1994 a janeiro de 1999. A série escolhida está relacionada, como já afirmado, ao período da experiência de taxas de câmbio administradas introduzida durante o Plano Real.

Apesar de os dados se estenderem de julho de 1994 a janeiro de 1999, a série terá início em julho de 1995. Na elaboração do primeiro índice, referente exatamente ao mês de julho de 1995, foram utilizados os 12 primeiros meses da amostra (agosto de 1994 a julho de 1995) para a construção dos pesos (desvios-padrões) deste primeiro índice.⁵ Os pesos dos demais (agosto de 1995 em diante) foram calculados a partir da agregação cumulativa dos dados amostrais. Assim, no cálculo dos pesos (desvios-padrões) para o índice de agosto de 1995 foram utilizadas 13 observações da amostra, para o de setembro de 1995 foram utilizados 14 e assim sucessivamente. A idéia por trás desta metodologia reside no fato de que o índice de pressão cambial para um determinado período não deveria incorporar informações futuras em seus pesos.

Ainda em relação aos pesos de ponderação, pode-se questionar que construí-los a partir da agregação cumulativa dos dados implicaria maior precisão dos índices com número mais elevado de informações amostrais, fato esse que poderia afetar os resultados. O exercício feito a partir de médias móveis (janelas de doze meses para cada peso), no entanto, mostrou que os resultados não foram significativamente alterados. Entretanto, com o objetivo de dirimir esse possível problema e, além disso, apresentar resultados adicionais, na Seção 4 o índice será construído com pesos únicos para toda a sua série.

Passando-se à construção do índice, tem-se que sua média e seu desvio-padrão para o período de julho de 1995 a janeiro de 1999 foram de, respectivamente, 0,90 e 5,38, conforme a Tabela A.1, nos anexos. Esses valores, por sua vez, fornecem o valor limite de 8,97 para ocorrência de um ataque especulativo. Colocando de outra maneira, valores do índice de pressão cambial acima de 8,97 representam a ocorrência de um ataque especulativo. A seguir é explicitado o cálculo do valor limite.

$$VLI_{1.99}^i = 1,5 \cdot \sigma_I + \mu_I \quad (3)$$

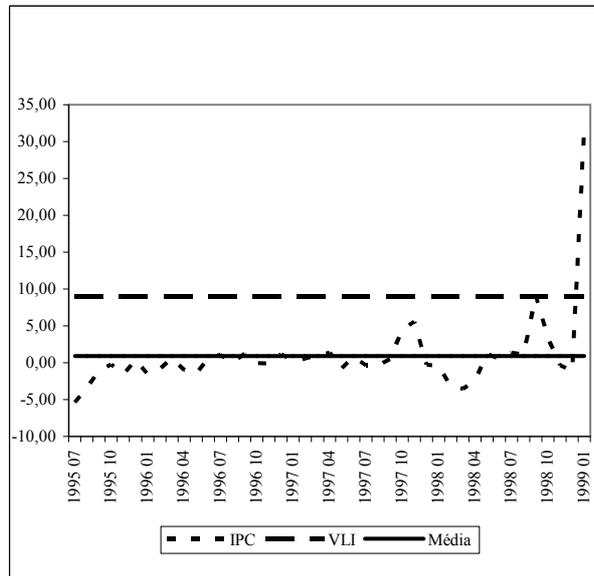
$$VLI_{1.99}^i = (1,5 \times 5,38) + 0,90 \rightarrow VLI_{1.99}^i = 8,97 \quad (4)$$

Onde o sobrescrito i representa a versão do índice com a taxa de juros doméstica e o subscrito 1.99 o índice estendido até janeiro de 1999.

Observando-se a Tabela A.1 e a Figura 1, verifica-se que o Brasil esteve sob ataque especulativo em setembro de 1998 (índice de pressão cambial de 9,13)

⁵ Como o índice é calculado a partir da taxa de mudança das variáveis, o primeiro dado da série, referente a julho de 1994, não pode ser considerado.

e em janeiro de 1999 (índice de pressão cambial de 31,76). O primeiro período coincide com a ocorrência de desequilíbrios na economia russa (desvalorização da moeda e declaração de moratória) e com o período eleitoral no Brasil. O segundo evento, por sua vez, coincide com a crise cambial brasileira que culminou com a flutuação da taxa de câmbio em janeiro de 1999. Além disso, outros dois períodos, outubro e novembro de 1997, apesar de não representarem momentos de ataques especulativos, conforme a metodologia do índice de pressão cambial, demonstraram a ocorrência de fortes pressões sobre a taxa de câmbio. Esses dois momentos refletem a crise ocorrida nos países do sudeste asiático.⁶



Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados do Banco Central do Brasil.

Fig. 1. Índice de pressão cambial – Versão taxas de juros domésticas (07.1995 a 01.1999)

No período em análise, julho de 1995 a janeiro de 1999, houve, de fato, um evento que pode ter feito com que os demais perdessem sua real importância. Esse evento refere-se ao índice cambial de janeiro de 1999, que, como colocado acima, atingiu o valor de 31,76. Valor que foi 3,5 vezes superior ao segundo maior índice da série. Cabe novamente ressaltar que esse dado refere-se à mudança do regime cambial brasileiro.

⁶ A determinação da ocorrência de uma forte pressão cambial não se deu a partir de um critério pré-estabelecido, mas pela comparação do índice em relação aos demais. Assim, um acentuado desvio de um determinado índice em relação aos demais foi considerado como um evento de forte pressão cambial.

Buscando-se avaliar o índice sem os efeitos relativos à mudança do regime, objetivando-se, dessa maneira, esclarecer outros momentos em que a economia brasileira esteve sobre pressão cambial, foi construído um novo limite para a ocorrência de ataques especulativos. Nessa construção foi utilizada a série que se estende de julho de 1994 a dezembro de 1998, ou seja, foi excluído o índice de janeiro de 1999.

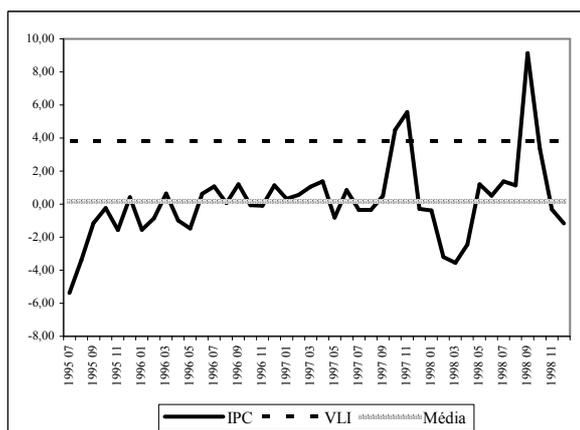
Com a exclusão da informação referente a janeiro de 1999, obteve-se o valor médio de 0,16 e o desvio-padrão de 2,42. Conseqüentemente, o novo valor limite para o índice de pressão cambial, ou o novo valor para a ocorrência de um ataque especulativo, foi de 3,8.

$$VLI_{12.98}^i = 1,5 \cdot \sigma_I + \mu_I \tag{5}$$

$$VLI_{12.98}^i = (1,5 \times 2,42) + 0,16 \rightarrow VLI_{12.98}^i = 3,8 \tag{6}$$

Onde o sobrescrito *i* representa a versão do índice com a taxa de juros doméstica e o subscrito 12.98 o índice estendido até dezembro de 1998.

A partir desses valores é reafirmado que em setembro de 1998 a economia brasileira estava sob ataque especulativo. Por outro lado, a mudança no período de cálculo do índice limite confirmou que a economia brasileira também sofreu um ataque especulativo entre os meses de outubro e novembro de 1997. Nesses meses os índices atingiram os valores de, respectivamente, 4,50 e 5,56, o que, de acordo com o novo valor limite (3,8), representa a ocorrência de um ataque especulativo. Tais ocorrências podem ser verificadas na Figura 2, que, em grande medida, reproduz a Figura 1, mas amplia os resultados obtidos na primeira figura. Isso se deve principalmente ao fato de as ocorrências de ataques contra a moeda brasileira mostrarem-se mais pronunciadas em relação ao valor limite do índice.



Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados do Banco Central do Brasil.

Fig. 2. Índice de pressão cambial – Versão taxas de juros domésticas (07.1995 a 12.1998)

Outros importantes resultados são obtidos a partir da decomposição do índice de pressão cambial. Tais inferências podem ser realizadas com base nos valores médios das taxas de crescimento das variáveis que compõem o índice. Como os resultados são alterados com o período amostral analisado (agosto de 1994 a dezembro de 1998 ou agosto de 1994 a janeiro de 1999), na tabela abaixo, serão mostradas as respectivas médias.

Tabela 1

Componentes do índice de pressão cambial – Valores médios e períodos selecionados

Período	Valores médios		
	$(de/e)*100$	$(dRI/RI)*100$	di
08.1994 a 12.1998	0,51	0,37	-0,08
08.1994 a 01.1999	0,96	0,02	-0,09
<i>Períodos de pressões cambiais ou ataques especulativos</i>			
10.1997	0,92	-13,31	0,08
11.1997	0,91	-3,08	1,37
09.1998	0,85	-31,96	1,01
01.1999	25,00	-18,90	-0,22

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados do Banco Central do Brasil.

Nota: $(de/e)*100$, taxa de crescimento do valor do câmbio nominal; $(dRI/RI)*100$, taxa de crescimento das reservas internacionais e di , taxa de variação da taxa de juros.

Relacionando os valores médios com aqueles referentes aos períodos em que a economia brasileira esteve sob pressão cambial ou ataque especulativo (outubro e novembro de 1997, setembro de 1998 e janeiro de 1999), chega-se a importantes conclusões apresentadas a seguir.

Nos meses de outubro e novembro de 1997 e outubro de 1998 a taxa de mudança da taxa de câmbio nominal apresentou, respectivamente, os valores de 0,92; 0,91 e 0,85. Conseqüentemente, o crescimento do câmbio nominal foi superior à média amostral quando excluído o evento de janeiro de 1999. Porém, apesar da desvalorização cambial, derivada dos desequilíbrios provenientes das crises internacionais, a política de *narrow crawling-peg* foi mantida. Por outro lado, o evento de janeiro de 1999, ao aumentar em demasia a média amostral, diminuiu a importância dos demais eventos. Quando se analisa exclusivamente esse evento percebe-se que a taxa de câmbio sofreu uma acentuada aceleração (desvalorização de 25%) que culminou com a mudança do regime cambial brasileiro.

Já no que se refere às reservas internacionais, em todos os eventos apontados na Tabela 1 essa variável apresentou considerável declínio, demonstrando grande diferença em relação às duas médias amostrais. Pode-se facilmente concluir que o governo utilizou intensivamente esse instrumento para manter as taxas de câmbio administradas durante a segunda metade dos anos noventa.

Por fim, em relação às taxas de juros verifica-se que nas ocorrências de outubro e novembro de 1997 e setembro de 1998 a variação desse instrumento foi superior às duas médias amostrais, ou seja, é confirmada a utilização dessa variável como meio de conter os desequilíbrios sofridos pelo mercado cambial. Paradoxalmente, no evento de janeiro de 1999, e em períodos próximos, há uma redução na variação das taxas de juros, inclusive abaixo das médias amostrais.⁷ Depreende-se desse acontecimento que o governo naquele momento, supondo a importância da manutenção da política cambial, errou na condução da política monetária. Detalhando essa afirmativa, dados os desequilíbrios de agosto e setembro de 1998, o governo aumentou vigorosamente as taxas de juros, passando-as de 19,23%, em agosto de 1998, para 41,58% a.a., em outubro do mesmo ano. Porém, antes que as reservas internacionais fossem recompostas, em dezembro de 1998 as taxas de juros já apresentavam o valor de 31,24% a.a. Portanto, não seria equivocada concluir que o rápido afrouxamento da política monetária contribuiu para a crise cambial de janeiro de 1999. Esse raciocínio é verificado a partir dos dados da tabela abaixo.

Tabela 2

Taxas de juros Selic (anualizada) e reservas internacionais (08.1998 a 01.1999)

Período	Taxa de juros(%)	Reservas internacionais
		(US\$ milhões)
08 1998	19,23	67.332,687
09 1998	34,29	45.811,141
10 1998	41,58	42.385,286
11 1998	38,73	41.188,881
12 1998	31,24	44.556,444
01 1999	31,19	36.136,284

Fonte: Banco Central do Brasil.

Pode-se ainda fazer algumas considerações adicionais em relação ao rápido afrouxamento da contração monetária ao final de 1998. Como já citado, *caso a manutenção da âncora cambial fosse uma prioridade*, a redução das taxas de juros logo após a um ataque especulativo sem a respectiva recomposição das reservas internacionais pode ser considerado um equívoco na condução da política monetária.⁸ Mas não basta avaliar as metas do governo, no caso a manutenção da âncora cambial. As restrições à obtenção desse objetivo também devem ser avaliadas. Tal análise redundará, como se verá adiante, em uma suavização à crítica acerca da condução da política monetária no Brasil em fins de 1998.

⁷ Além de janeiro de 1999, a taxa de juros doméstica apresentou variação negativa em novembro e dezembro de 1998, ou seja, em um período prévio à crise cambial brasileira.

⁸ De fato, o comportamento das autoridades monetárias brasileiras após esse evento foi diferente daquele adotado quando da ocorrência das outras crises.

Em relação à mudança de atitude das autoridades monetárias pode-se fazer algumas inferências. Em especial, há que se questionar se a função objetivo dos governantes àquela época não havia se modificado. Além disso, também é passível de questionamento se as restrições pelas quais passava a economia brasileira não limitaram a capacidade de ação dos governantes em defender a taxa de câmbio.

No que tange aos objetivos das autoridades governamentais, tem-se que ao final de 1998 já havia discussões dentro da equipe econômica a respeito dos custos de manutenção da ancoragem cambial. Novas convicções estavam sendo formadas, principalmente por causa do baixo crescimento econômico e do aumento da dívida pública decorrente da manutenção da administração da taxa de câmbio.

No outro frente, avaliando-se as restrições da economia brasileira, temos que no ano de 1998 os fundamentos econômicos do País encontravam-se em elevado grau de deterioração, sendo essa, inclusive, a principal explicação para a crise ocorrida no ano seguinte.⁹ Os dois principais focos de desequilíbrios eram as contas externas, na figura de déficits em conta de transações correntes, e as contas fiscais, que apresentavam crescimento acelerado da dívida pública e acumulação de déficits.

Em conclusão, mesmo supondo que a manutenção da âncora cambial fosse uma prioridade, o que equivale à não alteração da função objetivo do governo, as restrições vivenciadas pelo País ao final de 1998 não permitiam a continuidade da defesa da taxa de câmbio. Portanto, a elevação da taxa de juros naquele momento poderia ser inócua para defender o câmbio e, além disso, traria desequilíbrios adicionais à economia. A mudança de atitude frente aos desequilíbrios da taxa de câmbio pode ser considerada não uma alteração deliberada na condução da política monetária, mas o resultado de condicionantes que limitavam a ação do governo e que culminaram com a mudança do regime cambial.

3.2. *Versão do índice de pressão cambial com o diferencial de taxas de juros*

Nesta subseção o índice de pressão cambial será alterado de forma a incorporar o diferencial de taxas de juros no lugar taxas de juros domésticas. Abaixo será discutida a importância das duas variáveis na construção do índice.

As taxas de juros domésticas são freqüentemente utilizadas por governos que tentam defender seus regimes cambiais de ataques especulativos. Ao aumentar a taxa de juros doméstica, o governo está ampliando a rentabilidade do mercado financeiro, o que diminui os incentivos para que os investidores retirem seus capitais do país, podendo, dessa forma, impedir variações bruscas e elevadas da

⁹ A análise dos desequilíbrios nos fundamentos macroeconômicos como causadores da crise cambial de janeiro de 1999 pode ser vista em Pastore e Pinotti (1999a,b), Schwartzman (1999), Menezes et alii (2005), Soares (2006) e Soares et alii (2006).

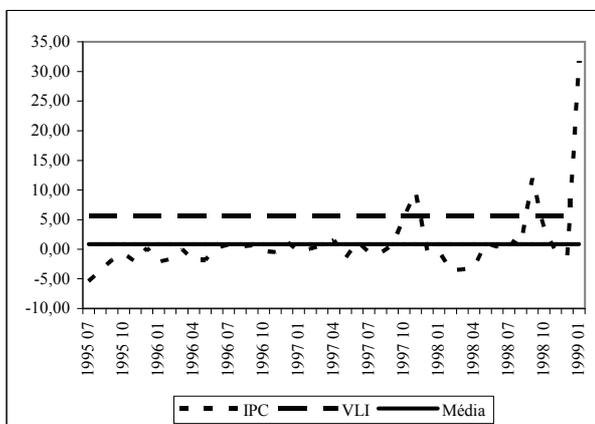
taxa de câmbio. Sendo a defesa efetiva ou não, havendo ou não a desvalorização cambial, fica evidenciado que a economia sofreu pressões em seu mercado cambial. A substituição das taxas de juros domésticas pelo diferencial de taxas de juros busca medir com mais precisão a noção de defesa da taxa de câmbio contra a ocorrência de ataques especulativos. Isso decorre do fato de o diferencial de taxas de juros medir melhor a rentabilidade do mercado financeiro quando comparado com as taxas de juros nacionais.

Descrita a importância da incorporação do diferencial de taxas de juros ao índice de pressão cambial, a seguir será verificado se essa modificação alterou seus resultados. Seguindo a metodologia proposta, chega-se aos resultados descritos na Tabela A.2 e na Figura 3. O índice de pressão cambial para o período de julho de 1995 a janeiro de 1999 atingiu o valor médio de 0,86 e seu desvio-padrão foi de 5,70. Conseqüentemente, o valor limite para a ocorrência de um ataque especulativo é de 9,42.

$$VLI_{1.99}^{(i-i^*)} = 1,5 \cdot \sigma_I + \mu_I \tag{7}$$

$$VLI_{1.99}^{(i-i^*)} = (1,5 \times 5,70) + 0,86 \rightarrow VLI_{1.99}^{(i-i^*)} = 9,42 \tag{8}$$

Onde o sobrescrito ($i - i^*$) representa a versão do índice com o diferencial de taxa de juros e o subscrito 1.99 o índice estendido até janeiro de 1999.



Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados do Banco Central do Brasil e Fundo Monetário Internacional.

Fig. 3. Índice de pressão cambial – Versão diferencial de taxa de juros (07.1995 a 01.1999)

Os resultados demonstram que a economia brasileira estava sob ataque especulativo nos seguintes momentos: novembro de 1997 (índice de 9,63), setembro de 1998 (índice de 11,95) e janeiro de 1999 (índice de 31,73). Portanto, o índice de pressão cambial ampliado pelo diferencial de taxas de juros confirma os resultados obtidos anteriormente ao mostrar que quando da ocorrência da crise asiática, da crise russa somada ao período eleitoral brasileiro e quando da flutuação cambial, a taxa de câmbio estava sob ataque especulativo.

Outro fator descrito pelo índice ampliado pelo diferencial de taxas de juros refere-se ao evento da crise asiática. Em relação a esse acontecimento, o índice de pressão cambial construído a partir das taxas de juros domésticas demonstrou que o mercado cambial brasileiro estava sofrendo pressões, porém, de acordo com a metodologia estabelecida, não se configurava um ataque especulativo. Já o índice construído a partir do diferencial de taxas de juros demonstrou que naquele período, mais precisamente em novembro de 1997, o Brasil estava efetivamente sob ataque especulativo.

Novamente buscou-se retirar os efeitos da crise cambial de janeiro de 1999. Essa informação, como já apontado, em decorrência de sua magnitude poderia impedir a determinação de outros eventos em que a economia brasileira estava sob ataque especulativo. Sendo assim, excluindo os dados referentes a esse mês, o valor médio do índice passou para 0,13 e o desvio-padrão atingiu o valor de 3,09. O novo valor limite do índice de pressão cambial ampliado pelo diferencial de taxas de juros foi de 4,76.

$$VLI_{12.98}^{(i-i^*)} = 1,5 \cdot \sigma_I + \mu_I \quad (9)$$

$$VLI_{12.98}^{(i-i^*)} = (1,5 \times 3,09) + 0,13 \rightarrow VLI_{12.98}^{(i-i^*)} = 4,76 \quad (10)$$

Onde o sobrescrito ($i - i^*$) representa a versão do índice com o diferencial de taxa de juros e o subscrito 12.98 o índice estendido até dezembro de 1998.

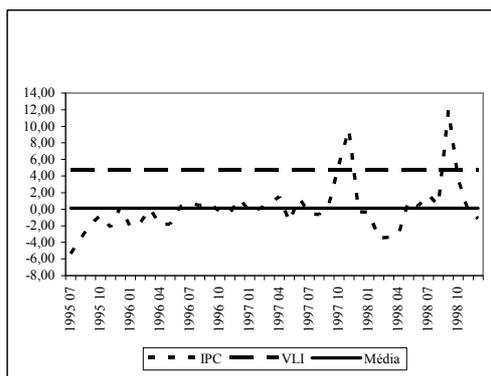


Fig. 4. Índice de pressão cambial – Versão diferencial de taxa de juros (07.1995 a 12.1998)

Os resultados com introdução do diferencial de taxas de juros não foram substancialmente alterados. Como pode ser visto na Figura 4, confirmaram-se as hipóteses de ataques especulativos nos períodos de novembro de 1997 e setembro de 1998. Além disso, o índice referente ao mês de outubro de 1997 (índice de 5,39) também demonstrou a ocorrência de um ataque especulativo, sendo esse último evento também associado à crise asiática.

Em relação à decomposição do índice, conclui-se que não são necessários detalhamentos adicionais porque os resultados obtidos na Tabela 2 são praticamente repetidos. Com isso, a análise subjacente aos dados desta Tabela também é válida para o índice de pressão cambial com o diferencial de taxa de juros.

3.3. *Comparação dos resultados dos índices*

De posse dos resultados das duas formulações do índice de pressão cambial, conclui-se que não há diferenças substanciais entre os resultados obtidos (ver Tabela 3). Ambos confirmam a ocorrência de pressões cambiais e ataques especulativos durante a experiência de relativa fixação cambial do Plano Real. Há, no entanto, uma única diferença a ser ressaltada. Trata-se do fato de o índice de pressão cambial formado a partir do diferencial de taxa de juros mostrar de maneira mais contundente a ocorrência de um ataque especulativo quando da ocorrência da crise asiática.

Os eventos descritos na Tabela 3, que refletem tanto desequilíbrios externos como internos, fizeram com que as autoridades monetárias brasileiras agissem no sentido de defender a taxa de câmbio. São os casos da crise asiática, da crise russa e do período eleitoral brasileiro no ano de 1998. Particularmente no que se refere a janeiro de 1999, apesar das (relativas) medidas para a defesa da taxa de câmbio, elas foram inócuas, o que, nesse período, implicou em brusca desvalorização cambial. Houve, então, a mudança do regime cambial brasileiro que passou a ser de taxas flutuantes. Era o fim da experiência de relativa fixação cambial brasileira nos anos noventa.

Tabela 3

Resultados dos índices de pressão cambial

	Períodos	Pressões cambiais ou ataques especulativos	Eventos
Índice de Pressão Cambial (taxas de juros nacionais)	Julho de 1995 a Janeiro de 1999	Outubro de 1997*	Crise asiática
		Novembro de 1997*	Crise asiática
	Julho de 1995 a Dezembro de 1998	Setembro de 1998	Crise russa e eleições
		Janeiro de 1999	Crise cambial
Índice de Pressão Cambial (diferencial de taxas de juros)	Julho de 1995 a Dezembro de 1998	Outubro de 1997	Crise asiática
		Novembro de 1997	Crise asiática
	Julho de 1995 a Dezembro de 1998	Novembro de 1997	Crise asiática
		Setembro de 1998	Crise russa e eleições
Índice de Pressão Cambial (diferencial de taxas de juros)	Julho de 1995 a Janeiro de 1999	Outubro de 1997*	Crise asiática
		Novembro de 1997*	Crise asiática
	Julho de 1995 a Dezembro de 1998	Setembro de 1998	Crise russa e eleições
		Janeiro de 1999	Crise cambial
Índice de Pressão Cambial (diferencial de taxas de juros)	Julho de 1995 a Dezembro de 1998	Outubro de 1997	Crise asiática
		Novembro de 1997	Crise asiática
	Julho de 1995 a Dezembro de 1998	Novembro de 1997	Crise asiática
		Setembro de 1998	Crise russa e eleições

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: (*)Os eventos destacados representam não a ocorrência de ataques especulativos, mas de pressões cambiais.

4. Índice de Pressão Cambial para a Economia Brasileira: A Introdução dos Pesos Únicos

Na presente seção apresentar-se-á mais uma metodologia de construção do índice de pressão cambial. Nesta será incluído pesos únicos de ponderação para toda a série. Detalhando, serão obtidos os desvios-padrões de toda a amostra das taxas de crescimento da taxa de câmbio nominal e das reservas internacionais, bem como da variação da taxa de juros doméstica. Após esse procedimento, serão construídos os pesos da mesma forma que anteriormente (σ_e/σ_{RI} e σ_e/σ_i), porém sendo os mesmos fixos para todos os índices.

A metodologia proposta apresenta três vantagens. Primeiro, ao serem usados pesos globais, permite-se incorporar expectativas. Se estivermos analisando a crise asiática de 1997, por exemplo, e utilizarmos para o cálculo dos pesos informações de variações do câmbio, das reservas e das taxas de juros de 1998, admitir-se-á que os agentes estarão incorporando expectativas dessas variáveis relativas ao exercício de 1998. Segundo, os índices, também por apresentarem pesos globais, possuem um maior equilíbrio. Isso evita o possível citado problema acerca dos pesos cumulativos, onde índices posteriores possuem

um maior volume de informações que os anteriores. E, finalmente, a série dos índices é estendida. Nas construções anteriores as informações referentes aos meses de agosto de 1994 a junho de 1995 eram utilizadas para constituir o primeiro peso da série, o que eliminava a possibilidade da construção de índices para esses períodos. No momento em que se estabelecem os pesos globais, os períodos que anteriormente eram descartados passam a ser passíveis de elaboração. Portanto, a partir dessa nova metodologia serão cobertos inclusive os efeitos da crise mexicana ocorrida no ano de 1994. Crise essa que teve seus reflexos sobre o Brasil no início de 1995.

Com base nos resultados, percebeu-se que as diferenças entre as construções com a taxa de juros nacional e com o diferencial de taxas de juros não se mostraram significativas. Portanto, nos limitaremos à análise do índice elaborado a partir das taxas de juros domésticas. Além disso, optou-se pela série temporal que se estende de agosto de 1994 a janeiro de 1999 que cobre todas as fases do Plano Real e da experiência de câmbio (quase) fixo no Brasil.

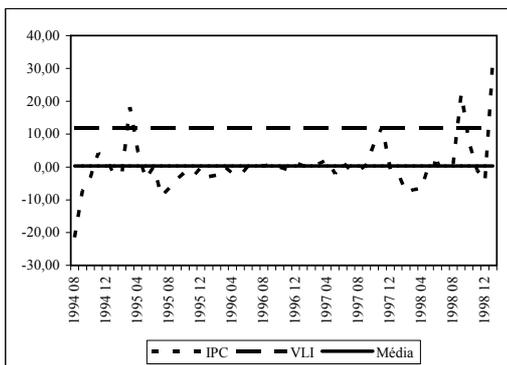
Passando aos resultados, obteve-se que seu valor médio foi de 0,33 e seu desvio-padrão de 7,59. Conseqüentemente, o valor limite obtido para o índice de pressão cambial foi de 11,71. Assim, valores superiores a 11,71 correspondem à ocorrência de ataques especulativos. Esses valores são detalhados abaixo.

$$VLI_{1,99}^i = 1,5 \cdot \sigma_I + \mu_I \tag{11}$$

$$VLI_{1,99}^i = (1,5 \times 7,59) + 0,33 \rightarrow VLI_{1,99}^i = 11,71 \tag{12}$$

Onde o sobrescrito *i* representa a versão do índice com a taxa de juros doméstica e o subscrito 1.99 o índice estendido até janeiro de 1999.

Os resultados para o índice de pressão cambial com pesos globais são apresentados na Tabela A.3, disposta nos anexos, e na Figura 5. Os dados reforçam as construções e conclusões anteriores.



Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados do Banco Central do Brasil.

Fig. 5. Índice de pressão cambial – Versão pesos únicos e taxas de juros domésticos (08.1994 a 01.1999)

Os períodos de novembro de 1997, setembro de 1998 e janeiro de 1999, como visto nos outros índices, representam momentos em que o País enfrentou ataques especulativos. Já em outubro de 1997 e outubro de 1998 o mercado cambial passou por fortes pressões. São confirmados os desequilíbrios enfrentados durante as crises da Ásia, da Rússia e durante a própria crise brasileira de janeiro de 1999. O diferencial demonstrado por essa metodologia em relação à anterior é que a atual, ao incorporar dados do início do Plano Real (agosto de 1994 a junho de 1995), demonstrou que o País também sofreu um ataque especulativo em março de 1995 como reflexo da crise mexicana.

No que tange à decomposição do índice, os resultados e análises para os anos de 1997, 1998 e 1999 são reafirmados. Basta então realizar a análise pertinente a março de 1995.

Tabela 4

Componentes do índice de pressão cambial (pesos únicos) – Valores médios e período selecionado

Período	Valores médios		
	$(de/e)*100$	$(dRI/RI)*100$	Di
08.1994 a 12.1998	0,96	0,02	-0,09
<i>Período de ataque especulativo</i>			
03.1995	5,95	-11,20	1,01

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados do Banco Central do Brasil.

A decomposição dos índices demonstrou que durante os efeitos da crise mexicana as autoridades monetárias usaram intensivamente as reservas internacionais e as taxas de juros para enfrentar o ataque contra a moeda brasileira. Esses resultados eram relativamente esperados, o que cabe destacar é a aceleração do crescimento da taxa de câmbio. No período analisado, março de 1995, a taxa de crescimento em relação ao mês anterior foi de 5,95% enquanto a média amostral era de 0,96%. Relacionando esse resultado com a evolução da política econômica brasileira durante o Plano Real, percebe-se que tal acontecimento coincide com a alteração do regime cambial pelo governo, ou seja, pode-se considerar que esse evento foi o estopim para a alteração da política cambial.

Até o evento de março de 1995 havia uma relativa tranquilidade no mercado cambial, o que tornava desnecessárias intervenções governamentais para defender a taxa de câmbio. Com a desvalorização o Banco Central passou a intervir ativamente e a realizar um efetivo controle da taxa de câmbio. Foi explicitado o regime de bandas cambiais e, logo em seguida, porém, de maneira implícita, as intervenções intrabanda.

5. Evolução da Política Cambial Brasileira e o Índice de Pressão Cambial

De acordo com os dados apresentados pelos vários índices de pressão cambial elaborados, pode-se dizer que a política cambial brasileira ao longo do Plano Real seguiu três padrões distintos.

Logo no início do Plano, havia uma relativa flutuação da taxa de câmbio. Nesse primeiro momento, a evolução do câmbio favoreceu a política antiinflacionária mesmo sem a necessidade de explicitação de uma âncora cambial por parte das autoridades monetárias. Especificamente, anteriormente à adoção da âncora, o regime que vigorava pode ser considerado um de taxas de câmbio flutuantes, que, por sua vez, foi acompanhado do estabelecimento de metas para os agregados monetários [Franco (1995) e Pastore e Pinotti (1995)].¹⁰

A flutuação cambial vigente àquela época, no entanto, não era total. As autoridades governamentais definiram uma paridade teórica de 1 para 1 entre o Real e o dólar, porém permitiram que o Real se valorizasse frente a essa moeda. Por outro lado, caso houvesse pressões para que o Real se desvalorizasse (superasse o valor de um Real por dólar), as autoridades monetárias interviriam no mercado de forma a manter a paridade cambial. Era, de acordo com as palavras de Franco (1995), um regime de flutuação assimétrica da taxa de câmbio. Soares (2007) tratou da seguinte forma o regime cambial existente no início do Plano Real:

Nessa primeira fase do Plano Real, que corresponde ao período de julho de 1994 a março de 1995, a apreciação cambial não foi resultado de intervenções das autoridades monetárias sobre a taxa de câmbio, mas refletiu as condições de mercado vigentes naquele momento. Havia, no entanto, a opção por uma flutuação assimétrica da taxa de câmbio, ou seja, a taxa de câmbio poderia atingir, no máximo, o valor de um Real por dólar, mas, por outro lado, não possuía, a princípio, limite inferior. Pode-se, dessa forma, concluir que, apesar de o Banco Central não ter atuado no mercado cambial àquela época, ele não perdeu a primazia de fazê-lo caso julgasse necessário, particularmente caso fosse necessário intervir para manter o limite superior definido para a taxa de câmbio.

Tal condição de flutuação assimétrica da taxa de câmbio, que como visto vigorou entre julho de 1994 e março de 1995, foi rompida quando os efeitos da crise mexicana foram transmitidos ao Brasil. A partir desse momento a taxa de câmbio tornou-se efetivamente administrada e a manutenção da âncora cambial passou a ser perseguida ativamente. Em especial foi adotado um regime de bandas cambiais e, dentro deste esquema, um sistema intrabanda fortemente controlado pelas autoridades monetárias [Pastore e Pinotti (1999a,b) e Andrade

¹⁰ As metas monetárias foram introduzidas nos primeiros meses do Plano Real, mas, em seguida, abandonadas.

et alii (2000)]. O regime adotado conduziu à supervalorização da moeda e, portanto, à produção de déficits em conta de transações correntes. Contribuiu, dessa forma, para a crise cambial de janeiro de 1999.

Detalhando o raciocínio acima, no início de 1995, como reflexo da crise mexicana, a política cambial foi alterada. A desvalorização de quase 6%, capturada pelo índice de pressão cambial, trouxe o receio da perda do apoio fundamental da taxa de câmbio em combater a inflação. Em conseqüência, as autoridades governamentais vieram a explicitar o funcionamento dessa variável como uma âncora nominal para a economia brasileira. Isso foi feito em março daquele ano mediante o estabelecimento de uma banda cambial.

A banda cambial existia, no entanto, meramente para efeito de anúncio oficial dos valores limites. Dentro da banda havia uma zona razoavelmente mais estreita onde a taxa de câmbio lentamente se deslizaria (Pastore e Pinotti 1999a), sendo esse, de fato, o valor perseguido pelas autoridades monetárias. Tal deslizamento foi inclusive capturado pela decomposição do índice de pressão cambial.¹¹ Conclui-se, dessa forma, que foi estabelecida uma política de manutenção da taxa de câmbio dentro de uma intrabanda, o que equivaleria a um *narrow crawling peg*.

A estreita administração da taxa de câmbio, estabelecida em 1995, continuou a ser rigidamente perseguida pelas autoridades monetárias nos anos seguintes (1996, 1997 e 1998), tendo, inclusive, superado duas grandes crises monetárias mundiais (a crise asiática e a russa), o que foi demonstrado pelos índices de pressão. Especificamente, o índice nos mostrou a não alteração (ou apenas ligeira alteração) da trajetória para a taxa de câmbio, mas, por outro lado, no momento das crises, o uso intensivo das reservas internacionais e das taxas de juros como meio de defender a âncora.

A citada administração da taxa de câmbio perdurou até janeiro de 1999. Nesse período, buscou-se, provavelmente em decorrência das graves restrições pelas quais passava a economia brasileira, em especial por causa das restrições nas contas externas e nas contas fiscais, alterar novamente a política cambial. Dadas as restrições, reconhecia-se a necessidade de uma maior flexibilidade cambial. Portanto, foi adotada a chamada banda diagonal endógena. Tratava-se de um efetivo retorno à política de bandas cambiais, que seria o passo anterior à flutuação cambial. Colocando em outras palavras, seria estabelecida uma banda cambial que teria seus limites gradualmente elevados até que o câmbio se tornasse flutuante.¹² Essa política, entretanto, não foi bem recebida pelo mercado, o que levou, como mostrado no índice cambial, a um *overshooting* da taxa de câmbio de cerca de 25% em um único mês. Era o fim da mais recente experiência de administração da taxa de câmbio no País.

¹¹ Esse lento deslizamento da taxa de câmbio pode ser visto na decomposição dos índices de pressão cambial apresentados nas tabelas dos anexos.

¹² Uma discussão detalhada da banda diagonal endógena pode ser vista em Lopes (2003).

6. Conclusões

Neste artigo buscou-se construir o índice de pressão cambial para a economia brasileira para o período que se estende de julho de 1994 a janeiro de 1999. A construção desse índice objetivava determinar em quais períodos a economia encontrava-se sob ataque especulativo ou, pelo menos, sofrendo pressões no mercado cambial.

Seguindo a metodologia de Eichengreen et alii (1995, 1996), Kaminsky e Reinhart (1999) e Goldstein et alii (2000) foram construídas duas versões do índice de pressão cambial. A primeira foi construída com base na taxa de câmbio nominal, nas reservas internacionais e nas taxas de juros domésticas. A segunda trazia como modificação em relação à primeira a substituição das taxas de juros internas pelo diferencial de taxas de juros. Pretendia-se, dessa maneira, depurar a medida de defesa da taxa de câmbio pelas autoridades monetárias ao incluir o diferencial de taxas de juros.

Os resultados apresentados pelos dois índices não foram, no entanto, substancialmente diferentes, o que equivale a dizer que a substituição das taxas de juros domésticas pelo diferencial de taxas de juros não agregou muita informação. Por isso, os resultados obtidos podem ser analisados conjuntamente. Os índices demonstraram que a economia brasileira enfrentou ataques especulativos quando da ocorrência da crise asiática, em outubro e novembro de 1997; quando da crise russa somada a eleição presidencial brasileira, em setembro de 1998; e em janeiro de 1999, quando o ataque efetivamente levou à mudança do regime cambial no País.

Uma terceira metodologia do índice de pressão cambial, elaborada a partir de pesos de ponderação fixos, foi elaborada e empregada. Os resultados espelham aqueles obtidos anteriormente, porém, em decorrência da extensão da série, o índice pôde também capturar os efeitos da crise mexicana sobre a economia brasileira.

Também foi realizada a decomposição do índice em suas diversas variáveis. Essa decomposição mostrou que as reservas internacionais e as taxas de juros foram usadas intensivamente pelas autoridades monetárias para defender a moeda nacional contra ataques especulativos. Da mesma forma, ficou evidenciada a partir da decomposição do índice a crise cambial sofrida pelo País em janeiro de 1999, onde houve uma desvalorização cambial de 25%. Outros dois importantes resultados identificados referem-se à mudança da política cambial brasileira em decorrência da crise mexicana e a mudança na condução da política monetária no período logo posterior à crise russa, onde o rápido afrouxamento nas taxas de juros, sem a respectiva recomposição das reservas internacionais, pode ter contribuído para a crise cambial de janeiro de 1999.

Com base nos resultados obtidos, pode-se concluir que o índice de pressão cambial é uma boa alternativa metodológica para avaliar a ocorrência de

ataques especulativos contra as moedas nacionais. Particularmente no que se refere aos dados obtidos para o País, os resultados empíricos confirmam os desequilíbrios sofridos pelo mercado cambial descritos na literatura sobre a economia brasileira.

Referências bibliográficas

- Andrade, J. P., Silva, M. L. F., & Carneiro, F. G. (2000). Contrasting monetary policies within the Mercosur experiment. *Economia Aplicada*, 4:223–251.
- Eichengreen, B., Rose, A. K., & Wyplosz, C. (1995). Exchange market Mayhem: The antecedents and aftermath of speculative attacks. *Economic Policy*, 21:249–312.
- Eichengreen, B., Rose, A. K., & Wyplosz, C. (1996). Contagious currency crisis. NBER Working Paper 568. Cambridge, Massachusetts. National Bureau of Economic Research.
- Franco, G. H. B. (1995). *O Plano Real e Outros Ensaio*s. Francisco Alves, Rio de Janeiro.
- Girton, L. & Roper, D. (1977). A monetary model of exchange market pressure applied to the postwar Canadian experience. *The American Economic Review*, 67:537–548.
- Goldfajn, I. & Valdés, R. O. (1996). The aftermath of appreciations. NBER Working Paper 5650. Cambridge, Massachusetts. National Bureau of Economic Research.
- Goldstein, M., Kaminsky, G. L., & Reinhart, C. M. (2000). *Assessing Financial Vulnerability: An Early Warning System for Emerging Markets*. Institute for International Economics, Washington, D.C.
- Kaminsky, G. & Reinhart, C. M. (1999). The twin crises: The causes of banking and balance-of-payments problems. *The American Economic Journal*, 89:473–500.
- Lopes, F. L. (2003). Notes on the Brazilian crisis of 1997-1999. *Revista de Economia Política*, 23:35–62.
- Menezes, A. C., Moreira, T. B. S., & Souza, G. S. (2005). Credibilidade e crises cambiais: Uma aplicação do modelo de Velasco. *Economia Aplicada*, 9:445–463.
- Moreira, T. B. S. (2001). *Crises Cambiais e Financeiras na Ásia em 1997-98*. PhD thesis, Departamento de Economia, Universidade de Brasília.
- Moreira, T. B. S., Pinto, M. B. P., & Souza, G. S. (2004a). Crises gêmeas nos mercados emergentes: América Latina versus Leste Asiáticos. *Nova Economia*, 14:161–186.
- Moreira, T. B. S., Pinto, M. B. P., & Souza, G. S. (2004b). Uma metodologia alternativa para mensuração de pressão sobre o mercado de câmbio. *Estudos Econômicos*, 34:73–100.
- Pastore, A. C. & Pinotti, M. C. (1995). Câmbio e inflação. In Velloso, J. P. R., editor, *O Real e o Futuro da Economia*. José Olympio, Rio de Janeiro.
- Pastore, A. C. & Pinotti, M. C. (1999a). Câmbio flutuante, inflação e crescimento econômico. In Velloso, J. P. R., editor, *A Crise Mundial e a Nova Agenda de Crescimento*. José Olympio, Rio de Janeiro.
- Pastore, A. C. & Pinotti, M. C. (1999b). Inflação e estabilização: Algumas lições da experiência brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, 53:3–40.
- Schwartzman, A. (1999). A crise cambial e o ajuste fiscal. *Revista de Economia Política*, 19:5–29.

- Soares, F. A. R. (2006). *A Administração da Taxa de Câmbio Durante o Plano Real e os Fundamentos Econômicos Do Brasil*. PhD thesis, Departamento de Economia, Universidade de Brasília.
- Soares, F. A. R. (2007). Da formação às fases da âncora cambial no Brasil: Uma perspectiva histórica da experiência dos anos noventa. Mimeo.
- Soares, F. A. R., Pinto, M. B. P., & Moreira, T. B. S. (2006). Análise dos desequilíbrios cambiais a partir do índice de pressão de fundamentos: A experiência brasileira dos anos noventa. Mimeo.

Apêndice

Tabela A.1
Índice de pressão cambial – Pesos cumulativos (julho de 1995 a janeiro de 1999)

Período	$(de/e)*100$	$DP(e)$	$(dRI/RI)*100$	$DP(RI)$	di	$DP(i)$	IPC
08 1994	-2,17	-	-0,25	-	-2,70	-	-
09 1994	-4,44	-	1,10	-	-0,34	-	-
10 1994	-2,33	-	-1,40	-	-0,21	-	-
11 1994	0,00	-	-2,12	-	0,45	-	-
12 1994	1,19	-	-7,47	-	-0,27	-	-
01 1995	0,00	-	-1,36	-	-0,42	-	-
02 1995	-1,18	-	-0,73	-	-0,12	-	-
03 1995	5,95	-	-11,20	-	1,01	-	-
04 1995	2,25	-	-5,50	-	-0,01	-	-
05 1995	-1,10	-	5,78	-	-0,01	-	-
06 1995	1,11	-	-0,65	-	-0,21	-	-
07 1995	2,20	2,70	24,80	8,90	-0,02	0,87	-5,38
08 1995	1,08	2,60	13,96	9,35	-0,18	0,83	-3,38
09 1995	1,06	2,51	2,21	8,98	-0,52	0,80	-1,16
10 1995	1,05	2,43	2,01	8,66	-0,23	0,77	-0,24
11 1995	0,00	2,34	3,15	8,38	-0,22	0,75	-1,56
12 1995	1,04	2,28	1,14	8,11	-0,10	0,72	0,41
01 1996	0,00	2,21	3,28	7,88	-0,20	0,70	-1,55
02 1996	1,03	2,15	4,21	7,69	-0,23	0,68	-0,86
03 1996	1,02	2,10	-0,07	7,49	-0,13	0,67	0,63
04 1996	0,00	2,05	1,82	7,30	-0,15	0,65	-0,99
05 1996	0,00	2,00	4,62	7,16	-0,06	0,63	-1,47
06 1996	1,01	1,96	1,02	6,99	-0,04	0,62	0,61
07 1996	1,00	1,92	-0,79	6,86	-0,05	0,61	1,07
08 1996	0,00	1,88	0,20	6,72	0,04	0,60	0,07
09 1996	0,99	1,85	-1,46	6,61	-0,06	0,59	1,20
10 1996	0,00	1,82	-0,30	6,49	-0,05	0,58	-0,06
11 1996	0,98	1,79	3,19	6,38	-0,05	0,57	-0,09
12 1996	0,97	1,76	-0,60	6,27	0,00	0,56	1,14
01 1997	0,00	1,73	-1,93	6,19	-0,07	0,55	0,31
02 1997	0,96	1,70	0,77	6,09	-0,06	0,54	0,56
03 1997	0,95	1,68	-0,72	6,00	-0,03	0,53	1,05
04 1997	0,00	1,65	-4,76	5,99	0,02	0,52	1,37
05 1997	0,94	1,63	5,53	5,95	-0,08	0,51	-0,81
06 1997	0,00	1,61	-2,81	5,90	0,02	0,51	0,83

Período	$(de/e)*100$	$DP(e)$	$(dRI/RI)*100$	$DP(RI)$	di	$DP(i)$	IPC
07 1997	0,93	1,59	4,71	5,85	0,00	0,50	-0,35
08 1997	0,93	1,56	4,52	5,80	-0,02	0,49	-0,35
09 1997	0,00	1,55	-1,78	5,74	0,00	0,49	0,49
10 1997	0,92	1,53	-13,31	6,11	0,08	0,48	4,50
11 1997	0,91	1,51	-3,08	6,07	1,37	0,53	5,56
12 1997	0,00	1,49	0,27	5,99	-0,08	0,53	-0,28
01 1998	0,90	1,47	1,78	5,92	-0,30	0,52	-0,39
02 1998	0,89	1,46	10,69	6,04	-0,54	0,52	-3,21
03 1998	0,00	1,44	16,69	6,43	0,07	0,51	-3,55
04 1998	0,88	1,43	8,84	6,46	-0,49	0,51	-2,45
05 1998	0,88	1,41	-2,45	6,41	-0,08	0,51	1,20
06 1998	0,00	1,40	-2,65	6,37	-0,03	0,50	0,50
07 1998	0,87	1,39	-0,97	6,31	0,10	0,50	1,37
08 1998	0,86	1,37	-4,10	6,29	-0,23	0,49	1,12
09 1998	0,85	1,36	-31,96	7,78	1,01	0,51	9,13
10 1998	0,85	1,35	-7,48	7,78	0,45	0,51	3,33
11 1998	0,00	1,34	-2,82	7,72	-0,31	0,51	-0,32
12 1998	0,84	1,32	8,18	7,72	-0,23	0,50	-1,17
01 1999	25,00	3,58	-18,90	8,09	-0,22	0,50	31,76

Estatísticas geradas pelo índice

Média (07.1995 a 01.1999)	0,90
Desvio-padrão (07.1995 a 01.1999)	5,38
Média (07.1995 a 12.1998)	0,16
Desvio-padrão (07.1995 a 12.1998)	2,42

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados do Banco Central do Brasil da taxa de câmbio nominal, das reservas internacionais e da taxa de juros Selic. Dados obtidos no sítio: <http://www.ipeadata.gov.br>.

Notas: $(de/e)*100$, taxa de crescimento da taxa de câmbio nominal;
 $DP(e)$, desvio-padrão da taxa de crescimento da taxa de câmbio nominal;
 $(dRI/RI)*100$, taxa de crescimento das reservas internacionais;
 $DP(RI)$, desvio-padrão da taxa de crescimento das reservas internacionais;
 di , variação da taxa de juros nacional;
 $DP(i)$, desvio-padrão da taxa de variação da taxa de juros nacional e
IPC, índice de pressão cambial.

Tabela A.2

Índice de pressão cambial – Diferencial de taxas de juros e pesos cumulativos
(julho de 1995 a janeiro de 1999)

Período	$(de/e)^*100$	$DP(e)$	$(dRI/RI)^*100$	$DP(RI)$	$di(i - i^*)$	$DP[(i - i^*)]$	IPC
08 1994	-2,17	-	-0,25	-	-2,71	-	-
09 1994	-4,44	-	1,10	-	-0,35	-	-
10 1994	-2,33	-	-1,40	-	-0,23	-	-
11 1994	0,00	-	-2,12	-	0,42	-	-
12 1994	1,19	-	-7,47	-	-0,30	-	-
01 1995	0,00	-	-1,36	-	-0,43	-	-
02 1995	-1,18	-	-0,73	-	-0,12	-	-
03 1995	5,95	-	-11,20	-	1,01	-	-
04 1995	2,25	-	-5,50	-	0,00	-	-
05 1995	-1,10	-	5,78	-	-0,01	-	-
06 1995	1,11	-	-0,65	-	-0,20	-	-
07 1995	2,20	2,70	24,80	8,90	-0,01	0,87	-5,36
08 1995	1,08	2,60	13,96	9,35	-0,18	0,83	-3,59
09 1995	1,06	2,51	2,21	8,98	-0,51	0,80	-1,78
10 1995	1,05	2,43	2,01	8,66	-0,23	0,77	-0,72
11 1995	0,00	2,34	3,15	8,38	-0,23	0,75	-2,16
12 1995	1,04	2,28	1,14	8,11	-0,08	0,73	0,24
01 1996	0,00	2,21	3,28	7,88	-0,19	0,70	-2,14
02 1996	1,03	2,15	4,21	7,69	-0,22	0,68	-1,64
03 1996	1,02	2,10	-0,07	7,49	-0,13	0,67	0,03
04 1996	0,00	2,05	1,82	7,30	-0,16	0,65	-1,86
05 1996	0,00	2,00	4,62	7,16	-0,06	0,64	-1,80
06 1996	1,01	1,96	1,02	6,99	-0,05	0,62	0,30
07 1996	1,00	1,92	-0,79	6,86	-0,05	0,61	0,75
08 1996	0,00	1,88	0,20	6,72	0,05	0,60	0,43
09 1996	0,99	1,85	-1,46	6,61	-0,07	0,59	0,69
10 1996	0,00	1,82	-0,30	6,49	-0,04	0,58	-0,27
11 1996	0,98	1,79	3,19	6,38	-0,05	0,57	-0,48
12 1996	0,97	1,76	-0,60	6,27	0,01	0,56	1,25
01 1997	0,00	1,73	-1,93	6,19	-0,08	0,55	-0,35
02 1997	0,96	1,70	0,77	6,09	-0,06	0,54	0,07
03 1997	0,95	1,68	-0,72	6,00	-0,04	0,53	0,67
04 1997	0,00	1,65	-4,76	5,99	0,02	0,52	1,53
05 1997	0,94	1,63	5,53	5,95	-0,08	0,52	-1,48
06 1997	0,00	1,61	-2,81	5,90	0,04	0,51	1,31
07 1997	0,93	1,59	4,71	5,85	-0,01	0,50	-0,50

Período	$(de/e)^*100$	$DP(e)$	$(dRI/RI)^*100$	$DP(RI)$	$di(i - i^*)$	$DP[(i - i^*)]$	IPC
08 1997	0,93	1,56	4,52	5,80	-0,03	0,50	-0,64
09 1997	0,00	1,55	-1,78	5,74	0,01	0,49	0,67
10 1997	0,92	1,53	-13,31	6,11	0,09	0,48	5,39
11 1997	0,91	1,51	-3,08	6,07	1,35	0,53	9,63
12 1997	0,00	1,49	0,27	5,99	-0,08	0,53	-0,28
01 1998	0,90	1,47	1,78	5,92	-0,29	0,52	-0,39
02 1998	0,89	1,46	10,69	6,04	-0,55	0,52	-3,48
03 1998	0,00	1,44	16,69	6,43	0,08	0,51	-3,40
04 1998	0,88	1,43	8,84	6,46	-0,49	0,51	-3,06
05 1998	0,88	1,41	-2,45	6,41	-0,08	0,51	0,99
06 1998	0,00	1,40	-2,65	6,37	-0,03	0,50	0,42
07 1998	0,87	1,39	-0,97	6,31	0,11	0,50	1,76
08 1998	0,86	1,37	-4,10	6,29	-0,23	0,49	0,50
09 1998	0,85	1,36	-31,96	7,78	1,02	0,51	11,95
10 1998	0,85	1,35	-7,48	7,78	0,51	0,51	3,55
11 1998	0,00	1,34	-2,82	7,72	-0,34	0,51	-0,26
12 1998	0,84	1,32	8,18	7,72	-0,23	0,50	-1,14
01 1999	25,00	3,58	-18,90	8,09	-0,21	0,50	31,73

Estatísticas geradas pelo índice

Média (07.1995 a 01.1999)	0,90
Desvio-padrão (07.1995 a 01.1999)	5,38
Média (07.1995 a 12.1998)	0,16
Desvio-padrão (07.1995 a 12.1998)	2,42

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados do Banco Central do Brasil da taxa de câmbio nominal, das reservas internacionais e da taxa de juros Selic e Fundo Monetário Internacional (taxa de juros norte-americana referente às Notas do Tesouro). Dados obtidos no sítio: <http://www.ipeadata.gov.br>.

Notas: $(de/e)^*100$, taxa de crescimento da taxa de câmbio nominal;
 $DP(e)$, desvio-padrão da taxa crescimento da taxa de câmbio nominal;
 $(dRI/RI)^*100$, taxa de crescimento das reservas internacionais;
 $DP(RI)$, desvio-padrão da taxa de crescimento das reservas internacionais;
 $d(i - i^*)$, variação da taxa de juros nacional;
 $DP(i - i^*)$, desvio-padrão da taxa de variação da taxa de juros nacional e IPC, índice de pressão cambial.

Tabela A.3
Índice de pressão cambial – Pesos únicos (agosto de 1994 a janeiro de 1999)

Período	$(de/e)*100$	$(dRI/RI)*100$	di	IPC
08 1994	-2,17	-0,25	-2,70	-21,46
09 1994	-4,44	1,10	-0,34	-7,35
10 1994	-2,33	-1,40	-0,21	-3,23
11 1994	0,00	-2,12	0,45	4,17
12 1994	1,19	-7,47	-0,27	2,52
01 1995	0,00	-1,36	-0,42	-2,44
02 1995	-1,18	-0,73	-0,12	-1,73
03 1995	5,95	-11,20	1,01	18,16
04 1995	2,25	-5,50	-0,01	4,63
05 1995	-1,10	5,78	-0,01	-3,71
06 1995	1,11	-0,65	-0,21	-0,10
07 1995	2,20	24,80	-0,02	-8,90
08 1995	1,08	13,96	-0,18	-6,42
09 1995	1,06	2,21	-0,52	-3,62
10 1995	1,05	2,01	-0,23	-1,51
11 1995	0,00	3,15	-0,22	-2,95
12 1995	1,04	1,14	-0,10	-0,17
01 1996	0,00	3,28	-0,20	-2,90
02 1996	1,03	4,21	-0,23	-2,45
03 1996	1,02	-0,07	-0,13	0,11
04 1996	0,00	1,82	-0,15	-1,90
05 1996	0,00	4,62	-0,06	-2,44
06 1996	1,01	1,02	-0,04	0,31
07 1996	1,00	-0,79	-0,05	1,00
08 1996	0,00	0,20	0,04	0,19
09 1996	0,99	-1,46	-0,06	1,18
10 1996	0,00	-0,30	-0,05	-0,19
11 1996	0,98	3,19	-0,05	-0,83
12 1996	0,97	-0,60	0,00	1,24
01 1997	0,00	-1,93	-0,07	0,33
02 1997	0,96	0,77	-0,06	0,19
03 1997	0,95	-0,72	-0,03	1,05
04 1997	0,00	-4,76	0,02	2,24
05 1997	0,94	5,53	-0,08	-2,05
06 1997	0,00	-2,81	0,02	1,40
07 1997	0,93	4,71	0,00	-1,17
08 1997	0,93	4,52	-0,02	-1,20

Período	$(de/e)*100$	$(dRI/RI)*100$	di	IPC
09 1997	0,00	-1,78	0,00	0,82
10 1997	0,92	-13,31	0,08	7,40
11 1997	0,91	-3,08	1,37	12,12
12 1997	0,00	0,27	-0,08	-0,66
01 1998	0,90	1,78	-0,30	-2,03
02 1998	0,89	10,69	-0,54	-7,72
03 1998	0,00	16,69	0,07	-6,88
04 1998	0,88	8,84	-0,49	-6,58
05 1998	0,88	-2,45	-0,08	1,41
06 1998	0,00	-2,65	-0,03	0,97
07 1998	0,87	-0,97	0,10	2,03
08 1998	0,86	-4,10	-0,23	1,04
09 1998	0,85	-31,96	1,01	22,27
10 1998	0,85	-7,48	0,45	7,41
11 1998	0,00	-2,82	-0,31	-0,96
12 1998	0,84	8,18	-0,23	-4,44
01 1999	25,00	-18,90	-0,22	31,76

Desvios-padrões $DP(e) = 3,58$ $DP(RI) = 8,09$ $DP(i) = 0,50$

Estatísticas geradas pelo índice

Média (08.1994 a 01.1999)	0,33
Desvio-padrão (08.1994 a 01.1999)	7,59

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados do Banco Central do Brasil da taxa de câmbio nominal, das reservas internacionais e da taxa de juros Selic. Dados obtidos no sítio: <http://www.ipeadata.gov.br>.

Notas: $(de/e)*100$, taxa de crescimento da taxa de câmbio nominal;
 $DP(e)$, desvio-padrão da taxa de crescimento da taxa de câmbio nominal;
 $(dRI/RI)*100$, taxa de crescimento das reservas internacionais;
 $DP(RI)$, desvio-padrão da taxa de crescimento das reservas internacionais;
 $DP(i)$, variação da taxa de juros nacional;
 $DP(i)$, desvio-padrão da taxa de variação da taxa de juros nacional e IPC, índice de pressão cambial.