

# DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E ECONOMIA BRASILEIRA

## A CREDIBILIDADE DA POLÍTICA CAMBIAL DO PLANO REAL

---

**Carlos Magno Lopes**

*Professor do Departamento de Economia Aplicada  
e do Curso de Pós-Graduação em Economia  
(CAEN) da Universidade Federal do Ceará*

**José Oswaldo Cândido Júnior**

*Técnico de Planejamento e Pesquisa do  
IPEA/CGFP*

## RESUMO:

---

Examina a credibilidade da política cambial brasileira no período que se seguiu ao Plano Real e as propriedades dos regimes cambiais alternativos, ou seja, do câmbio fixo e das bandas cambiais, donde se conclui que a escolha do regime de bandas cambiais foi apropriada, conquanto esse tipo de regime melhor protege a economia de choques exógenos, como o ataque especulativo à moeda derivado de circunstâncias como a crise asiática. Isto ocorre porque o regime de bandas contribui significativamente para reduzir o diferencial da taxa de juros, indicador importante da credibilidade. Desenvolve um estudo empírico que visa a examinar o comportamento da banda cambial no Brasil. Utilizando duas medidas de volatilidade, a variância assintótica e a condicional, constata que o comportamento das bandas, no Brasil, é crível, pois os resultados demonstraram haver uma correlação negativa entre o realinhamento esperado do câmbio e os movimentos deste no interior da banda.

## PALAVRAS-CHAVE:

Economia Brasileira, Política Cambial, Plano Real

## 1- INTRODUÇÃO

A crise asiática, no final de 1997, revigorou o debate sobre a capacidade que os diversos regimes cambiais possuem de proteger a economia de eventuais choques exógenos, em particular daqueles provocados por ataques especulativos, quer sejam motivados pela redução acelerada das reservas a um nível mínimo, ou pela ineficácia das políticas do governo em defender o câmbio. Em quaisquer dos casos, como de resto na maioria das questões associadas à tomada de decisão de política econômica, o sucesso da política de estabilização dependerá, em larga extensão, da credibilidade que os agentes atribuírem à ação do governo. Este *paper* tem por objetivo situar teoricamente a capacidade dos regimes de câmbio fixo e das bandas cambiais de reduzirem os custos do ajuste ante a ataques especulativos. Além disso, um teste de credibilidade da política cambial no Brasil no período pós-Real será realizado.

O Brasil, ao adotar o sistema de bandas cambiais, seguiu uma tendência que já se alastra por todo o mundo. Na Europa, o Sistema Monetário Europeu (EMS) adotou este regime, a partir de 1979, com intuito de fortalecer as relações comerciais por meio da disciplina monetária e fiscal. A tentativa de manter a paridade central das moedas em relação ao marco alemão é o passo inicial para a união monetária. Porém, muitos ataques especulativos ocorreram durante as últimas décadas dificultando a consecução dos objetivos.

Por outro lado, países como Israel, México, Chile, Colômbia e Brasil passaram a utilizar o regime de bandas cambiais nos seus processos de estabilização. Estes países tentam aliar a maior flexibilidade permitida por este sistema com o compromisso de respeitar os limites de flutuação.

Na realidade, um sistema de banda críveis é capaz de absorver choques exógenos sem a necessidade de imediata elevação do diferencial de juros interno e externo, como no caso do câmbio fixo. Além disso, o câmbio possui uma trajetória restrita de flutuação, mesmo na hipótese das bandas não serem defendidas (KRUGMAN, 1993).

Este *paper*, portanto, examina como a banda cambial pode contribuir para reduzir a volatilidade

do diferencial de juros, por meio de um modelo monetário de determinação da taxa de câmbio com realinhamento estocástico. Além disso, evidências empíricas deste comportamento para o Brasil, Israel e México são apresentadas. O teste de credibilidade da política cambial será feito de forma a poder-se avaliar a volatilidade do diferencial de juros, pois esse diferencial representa um fundamento macroeconômico dos mais importantes e uma variável que capta rapidamente movimentos especulativos.

A Seção 2 trata do modelo de bandas cambiais e deriva as condições nas quais este sistema pode reduzir a volatilidade do diferencial de taxas de juros. Nesta seção, a comparação com regime de câmbio fixo é recorrente. A Seção 3 mostra evidências empíricas sobre o comportamento da banda cambial no Brasil e da volatilidade do diferencial de juros. São acrescentados resultados obtidos por WERNER (1996) para Israel e México para efeito de comparação. Finalmente, a Seção 4 é reservada para as conclusões.

## 2- OS FUNDAMENTOS TEÓRICOS

A taxa de câmbio é definida a partir do modelo monetário, em que as variáveis são definidas em termos de logaritmos. Seguindo de perto a tradição de BERTOLA & CABALLERO (1991), SVENSSON (1991) e KRUGMAN (1993), tem-se o modelo abaixo:

$$x(t) = f(t) + a \frac{E[dx/f(t)]}{dt} \quad (1)$$

onde:

$f(t)$ : fundamentos macroeconômicos

$x(t)$ : taxa de câmbio

A equação acima mostra que a taxa de câmbio em um dado período é determinada pelos fundamentos macroeconômicos e pela depreciação esperada. Seguindo a abordagem de WERNER (1996), o segundo termo pode ser decomposto em movimento da taxa de câmbio dentro da banda mais o realinhamento esperado ( $g(t)$ ) da paridade central, supondo que esta última acompanha o movimento dos fundamentos :

$$\frac{Edx}{dt} = \frac{Ed\bar{x}}{dt} + g(t) \quad (2)$$

onde:  $\frac{Ed\bar{x}}{dt}$  é o movimento da taxa de câmbio (desviada da paridade central<sup>1</sup>) dentro da banda;

Combinando (2) e (1) e subtraindo a média dos fundamentos de ambos os lados da equação, obtém-se :

$$\bar{x}(t) = \bar{f}(t) + \mathbf{a}g(t) + \mathbf{a} \frac{Ed\bar{x}}{dt} = h(t) + \mathbf{a} \frac{Ed\bar{x}}{dt} \quad (3)$$

onde h(t) é a combinação linear dos fundamentos.

A equação (3) mostra que a taxa de câmbio é função da combinação dos fundamentos, h(t) e do movimento da taxa de câmbio no interior da banda. Enquanto a autoridade monetária tenta controlar o primeiro termo por meio de f(t) e dos limites da banda<sup>2</sup>, o segundo termo é livre para absorver choques exógenos e alguns movimentos especulativos.

Admite-se que h(t) segue um comportamento estocástico descrito pelo processo de Wiener derivado dos movimentos de f(t) e g(t). Sendo, g(t), o recurso utilizado pela autoridade monetária para acompanhar f(t) :

$$\begin{aligned} df &= \sigma_f dW_f \\ dg &= \sigma_g dW_g \\ dh &= \alpha \sigma_g dW_g + \sigma_f dW_f \end{aligned} \quad (4.1)$$

A taxa esperada de depreciação dentro da banda, após se aplicar o lema de Itô é dada por:

$$\frac{Ed\bar{x}}{dt} = \left( \frac{\mathbf{S}_h^2}{2} \right) \bar{x}(t) \quad (4.2)$$

<sup>1</sup> A hipótese de que o realinhamento esperado da paridade central acompanha os fundamentos, faz com que a taxa de câmbio dentro da banda mantenha sua posição relativa inalterada, quando há variação dos fundamentos.

<sup>2</sup> No modelo discutido por KRUGMAN (1993), o fundamento controlado pelos *policy makers* para respeitar os limites da banda cambial é a oferta monetária.

onde:

$$\sigma_h^2 = \alpha^2 \sigma_g^2 + \sigma_f^2$$

Substituindo (4.2) em (1) obtém-se a equação diferencial para a trajetória da taxa de câmbio dentro da banda:

$$\bar{x}(t) = h(t) + \mathbf{a} \frac{\mathbf{S}_h^2}{2} \bar{x}_{hh}(t) \quad (5)$$

A solução geral para (5) é dada por:

$$\bar{x}(t) = h(t) + A [\exp(\mathbf{I}h) - \exp(-\mathbf{I}h)] \quad (6)$$

para:

$$A = - \frac{1}{\mathbf{I} \exp(\mathbf{I}H) - \exp(-\mathbf{I}H)}$$

onde H e -H são os limites que a autoridade monetária escolheu para controlar os fundamentos combinados h(t) e λ igual a:

$$\lambda = (2/\sigma_h^2)^{1/2}$$

Portanto, a solução específica para a taxa de câmbio no interior da banda cambial é dada por:

$$\bar{x}(t) = h(t) - \frac{1}{\mathbf{I}} \left[ \frac{\exp(\mathbf{I}h) - \exp(-\mathbf{I}h)}{\exp(\mathbf{I}H) - \exp(-\mathbf{I}H)} \right] \quad (7)$$

O regime de bandas ao impor limites de flutuação para taxa de câmbio paralelamente cria uma banda para a taxa de juros, uns dos principais instrumentos de intervenção das autoridades monetárias para defesa da paridade cambial. Além disso, se estabelece um *trade off* entre a estabilidade cambial e a estabilidade dos juros, ou seja, quanto mais larga for a banda de flutuação do câmbio menos volátil será a de juros e vice-versa. No caso extremo do câmbio fixo, este deve ser defendido de choques e ataques especulativos por meio da elevação imediata da taxa de juros com intuito de evitar a depreciação.

Admitindo as hipóteses de perfeita mobilidade de capital e agentes econômicos neutros ao risco, o diferencial de juros interno e externo é igual a depreciação esperada da taxa de câmbio, admitindo-se um prêmio de risco nulo (ρ=0). Esta relação é

compatível com a teoria da Paridade da Taxa de Juros (PTJ), a qual mostra que se um país obedece as hipóteses acima citadas, o mecanismo de arbitragem financeira garante que a aplicação em títulos domésticos rende o mesmo dos títulos no exterior, ajustados pela taxa de variação do câmbio mais um prêmio de risco associado ao país doméstico (o risco-país).

$$i(t) = i^*(t) + \frac{E(dx / f(t))}{dt} + r \quad (8)$$

onde:  $i$ : taxa de juros interna;  
 $i^*$ : taxa de juros externa;  
 $\rho$ : prêmio de risco.

A equação (8) pode ser reescrita usando a relação (2) e supondo  $\rho = 0$ :

$$d(t) = \frac{Ed \bar{x}}{dt} + g(t) \quad (9)$$

onde:  $\delta(t)$ : diferencial de juros interno e externo.

A equação (9) mostra que o diferencial de juros é igual à soma do realinhamento esperado mais o movimento do câmbio no interior da banda. O comportamento crível prevê uma correlação negativa entre estes últimos fatores. A expectativa de realinhamento gera uma depreciação da taxa de câmbio e posteriormente uma apreciação, quando o câmbio tende a voltar para o interior da banda, no momento em que este se aproxima do seu limite superior.

O resultado é uma suavização em  $\delta(t)$  confirmando a hipótese do *trade off* entre estabilidade cambial e dos juros. Substituindo a solução da equação diferencial expressa em (6) em (8), obtém-se:

$$\delta(t) = g(t) + A/a \{ \exp[\lambda h(t)] - \exp[-\lambda h(t)] \} \quad (10)$$

No caso do câmbio fixo, o segundo termo à direita inexistente. Em consequência, todo impacto do realinhamento esperado (expectativas de desvalorização) recai sobre o diferencial de juros interno e externo (equação 11). De outra forma, a manutenção da paridade depende da flutuação de  $\delta(t)$ :

$$d\delta(t)/dg(t) = 1 \quad (11)$$

Na banda cambial crível, a resposta do diferencial de juros em relação ao realinhamento esperado é menor do que um, pois o segundo termo da equação é positivo:

$$d\delta(t)/dg(t) = 1 - \exp[\lambda h(t)] - \exp[-\lambda h(t)] / \exp[\lambda H] - \exp[-\lambda H] \quad (12)$$

A variância do diferencial de juros é calculada a partir da hipótese que o realinhamento esperado e os fundamentos controlados  $h(t)$  seguem um processo de Wiener. Calculando o diferencial total da equação (10):

$$dd = \frac{\partial d}{\partial g} dg + \frac{\partial d}{\partial h} dh = dg + \frac{IA}{a} \{ \exp[\lambda h(t)] - \exp[-\lambda h(t)] \} dh \quad (13)$$

Utilizando os comportamentos postulados em (4.1) e admitindo que o termo entre chaves da equação (13) seja igual a  $\mu$ , a variância instantânea do diferencial de juros é dada por:

$$s^2_d = (1 + IA\mu)^2 s^2_g + \left( \frac{IA}{a} \mu \right)^2 s^2_f \quad (14)$$

No caso do câmbio fixo a variância do diferencial de juros se iguala a variância do realinhamento esperado ( $\sigma^2_g$ ). A condição suficiente para que a variância do regime de bandas seja menor que a do câmbio fixo é dada por:

$$s^2_g a^2 < s^2_f \quad (15)$$

Esta condição é obtida mediante a derivação da variância do diferencial de juros com relação aos fundamentos combinados ( $h$ ).  $\sigma^2_\delta$  atinge o máximo quando  $h=0$  ou  $h=H$ . No entanto, sob determinadas condições  $\frac{\partial s^2_d}{\partial h} < 0$  na vizinhança de  $h=0$  e  $h=H$ , sendo menor que no caso do regime de câmbio fixo, onde  $\sigma^2_\delta = \sigma^2_g$  e  $\frac{\partial s^2_d}{\partial h} = 0$ .

3 Suponha o seguinte movimento browniano generalizado:  $dx = a(x,t)dt + b(x,t)dz$ . DIXIT, & PYNDICK, (1994, p.71) mostram que a variância de  $x$  é dado por  $V(x) = \int b^2(x,t)dt$ , onde  $b^2(x,t)$  é a variância instantânea de  $x$ . Para uma discussão sobre os conceitos básicos dos processos estocásticos ver o Capítulo 3 de DIXIT, & PYNDICK, (1994).

Esta condição está derivada no apêndice no final deste *paper*.

Como foi visto, a defesa do câmbio fixo pode ocasionar uma maior volatilidade do diferencial de juros. No contexto de estabilização econômica e liberalização financeira, esta maior variância é um potencial gerador de crises financeiras. Isto é explicado pela expansão do crédito para financiar os *booms* de consumo e supervalorizações de ativos no período pós-estabilização. As instituições financeiras tendem a aumentar sua alavancagem e mudanças bruscas nas taxas de juros reais ocasionam redistribuições de riqueza.

É importante destacar que a abordagem adotada neste *paper* examina apenas a possibilidade que ataques especulativos possam surgir como resultado da perda de credibilidade nos regimes de câmbio fixo ou de bandas cambiais, quando o governo tenta mas não consegue defender a moeda. A crise asiática, contudo, parece conduzir a uma interpretação distinta da primeira geração de modelos que tratam dessa questão. KAMINSKY & REINHART (1996, p. 18), por exemplo, destacam que: “*Most of the banking crises occurred after financial deregulation, which explains why real interest rates around the beginning of the crises banking rates are about 1 percentage point (about 13 percentage points at an annual rate) above the average rate during normal times—most of them before financial regulation. Naturally, high real interest rate also tell a tale of a central-bank-induced liquidity crunch, motivated perhaps by an attempt to defend the value of the domestic currency*”. Portanto, a conjugação de sobrevalorização cambial, elevada volatilidade dos juros e liberalização financeira elevam o risco de ocorrência de crises financeiras e do balanço de pagamentos<sup>4</sup>. KRUGMAN (1998) reforça o argumento acima ao sustentar que a crise asiática foi motivada pela desorganização financeira dos países afetados, ou seja, uma situação em que a política cambial foi um fator pouco relevante. Em particular, Krugman destaca o risco moral (*moral hazard*) como fator determinante do colapso das economias asiáticas, porquanto os credores das instituições financeiras acreditavam que estavam protegidos dos riscos quando, na realidade, estavam totalmente expostos.

<sup>4</sup> Para uma discussão sobre as causas e ligações das crises financeiras e crises do balanço de pagamentos ver KAMINSKY & REINHART (1996).

### 3- EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

A etapa inicial do Plano Real, iniciado em julho de 1994, caracterizou-se pela erradicação da indexação generalizada que então dominava a economia brasileira. A política cambial tornou-se, portanto, um dos principais parâmetros para garantir a estabilidade de preços. Portanto, era necessário refrear este mecanismo de transmissão da inflação, ao mesmo tempo em que era necessário evitar uma sobrevalorização cambial, que poderia gerar desequilíbrios insustentáveis no balanço de pagamentos. Neste caso, a adoção das bandas estaria garantindo uma maior flexibilidade cambial, em relação ao câmbio fixo.

A adoção oficial das bandas cambiais no Brasil ocorreu no dia 06 de março de 1995, precedida de grave instabilidade do mercado financeiro, ocorrida em função da crise mexicana no final do ano anterior. Além disso, havia claros sinais de desequilíbrio do balanço de pagamento em conta-corrente, devido ao aumento do déficit comercial. As reservas internacionais caíram de US\$ 43,4 bilhões em setembro de 1994 para US\$ 38,0 bilhões em fevereiro de 1995.

Nesta conjuntura, o anúncio da mudança da política cambial foi recebida com ataques especulativos. As margens de flutuação superior e inferior foram fixadas, respectivamente, em R\$ 0,90 por dólar e R\$ 0,86 por dólar com validade prevista até maio e aumento da banda superior em junho para R\$ 0,98 por dólar. As expectativas do mercado eram de uma expressiva desvalorização, o que foi suficiente para os agentes testarem a credibilidade da banda.

O Banco Central, entre 06 e 09 de março, conteve o movimento especulativo por meio de inúmeros leilões de venda de dólar<sup>5</sup>, medidas de incentivo à entrada de capitais externos<sup>6</sup> e elevação das

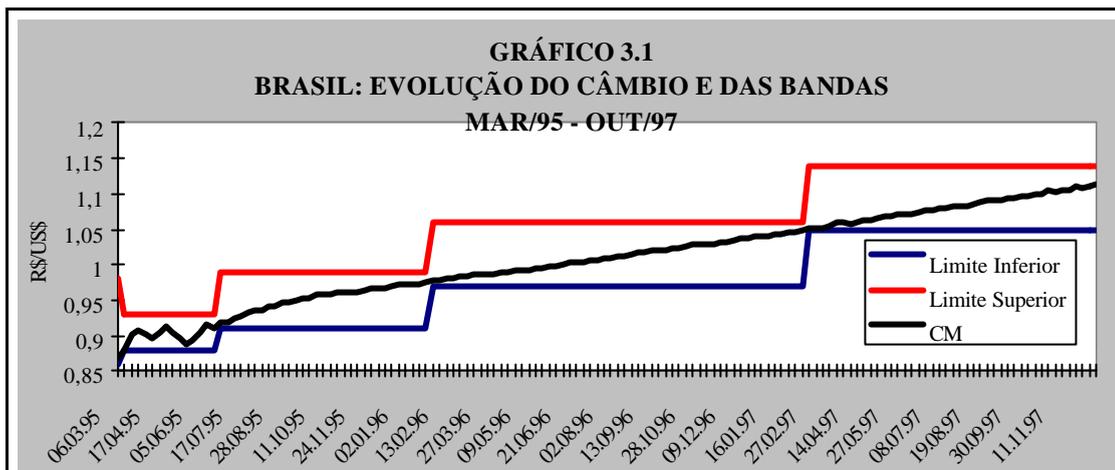
<sup>5</sup> Somente no dia 09 de março foram realizados 32 leilões.

<sup>6</sup> Redução da alíquota do Imposto sobre Operações Financeiras (IOF) de 7% para 0% para ingresso de recursos externos na forma de empréstimos em moeda; de 9% para 5% para recursos oriundos dos fundos de renda fixa-capital estrangeiro e de 1% para 0% em aplicações de portfólio. Redução dos prazos médios para captação de empréstimos em moeda (de 36 meses para 24 meses) e repasse interno da

taxas de juros. Finalmente, no dia 10 de março o governo mudou os limites de flutuação para R\$ 0,93 por dólar/ R\$ 0,88 por dólar, sinalizando para o mercado uma desvalorização nominal de 5,2% entre fevereiro e março. Estas medidas normalizaram o mercado cambial com ganhos de reservas internacionais a partir de maio.

A partir de junho/95, o Banco Central aprimorou o sistema de bandas por meio da adoção dos leilões de *spread* que obriga as instituições finan-

Uma vez feita a descrição dos princípios gerais que têm norteado a política cambial no Brasil, torna-se fundamental determinar se a política de bandas cambiais no Brasil apresenta um comportamento crível e como esta propriedade influencia a volatilidade do diferencial de juros, sendo um instrumento útil na transição dos processos de estabilização. Dessa forma, será seguida a metodologia de WERNER (1996) que avaliou o comportamento da banda cambial no México e Israel.



ceiras a informarem as taxas de compra e venda de dólar. Esta medida permite que a Autoridade Monetária controle o *spread* cambial comprando a taxas mais baixas e ofertando divisas para aquelas instituições dispostas a pagar um preço mais alto. A vantagem deste sistema é de reduzir a necessidade de intervenção do Banco Central para evitar fortes oscilações no mercado. Com isso, o Banco Central passou a atuar dentro do sistema de minibandas garantindo maior previsibilidade das desvalorizações e mudanças das faixas de flutuação.

A partir daí, as mudanças na banda têm sido de alargamento dos limites de flutuação tornando o sistema mais flexível e menos vulnerável aos ataques especulativos. A lógica da política cambial é de promover desvalorizações graduais, deslizando suavemente nos limites da intrabanda, tentando não penalizar os exportadores e a entrada do fluxo de capitais externos, ao mesmo tempo que mantém o papel de âncora do Plano Real. O GRÁFICO 3.1, abaixo, mostra a evolução do câmbio no interior da banda cambial.

Como discutido na Seção 2.1, o diferencial de juros e o realinhamento esperado são igualados no modelo de câmbio fixo. Porém, quando se introduz a banda cambial os movimentos do câmbio no seu interior devem ser considerados na definição do realinhamento esperado :

Modelo de Câmbio Fixo:

$$d = g \quad (23)$$

Modelo de Bandas:

$$d = g + \frac{Eds}{dt} \rightarrow g = d - \frac{Eds}{dt} \quad (24)$$

onde  $\delta$  é o diferencial de juros,  $g$  é o realinhamento esperado e  $\frac{Eds}{dt}$  é a mudança esperada do câmbio no interior da banda. Este último termo será estimado por meio de uma regressão linear simples, utilizando a seguinte equação :

entrada de recursos enquadrados na Resolução nº63 (de 540 dias para 90 dias).

$$er_{t+4} - er_t = c + \beta \cdot er_t \quad (25)$$

onde  $er_t$  é o desvio do logaritmo da taxa de câmbio em relação à paridade central. Serão utilizados dados semanais de forma que o termo do lado esquerdo da equação seja igual a mudança mensal em  $er_t$ . Esta equação também permite observar o comportamento do câmbio no interior da banda, se este obedece as propriedades característica de uma

banda crível. A amostra compreende o seguinte período: primeira semana de março de 1995, a partir da introdução oficial do sistema de bandas até a segunda semana de dezembro de 1997. Os resultados são apresentados na TABELA 3.1, abaixo, juntamente com as estimativas feitas por WERNER (1996) para Israel e México :

TABELA 3.1  
MUDANÇA ESPERADA DA TAXA DE CAMBIO NO INTERIOR DA BANDA

PAÍS	COEFICIENTES		EQUAÇÃO $er_{t+4} - er_t = c + \beta er_t$
	C	$\beta$	
<b>Brasil</b>	-0.0030993	-0.4476	
1995(14)-1997(49)	(-2.158)	(-6.410)	
Israel	-0.01074	-0.6965	
1989(01)-1993(52)	(-3.207)	(-12.334)	
México	-0.00095	-0.4718	
1991(46)-1993(26)	(-1.483)	(-4.635)	

Obs 1: Foram utilizados dados semanais.

2: Estatísticas t são indicadas entre parênteses abaixo dos valores dos coeficientes;

3. Israel e México foram estimados por WERNER (1996).

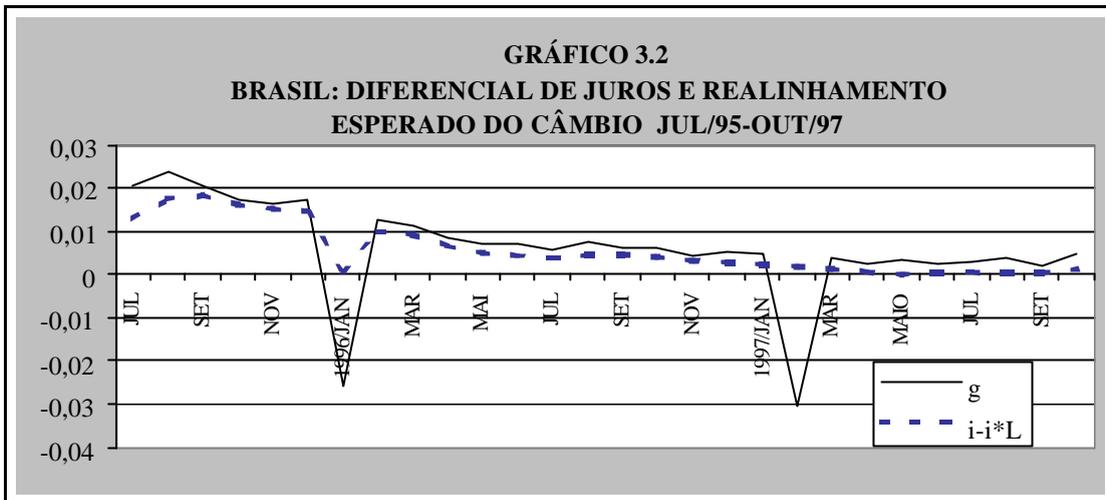
As estimativas para os três países sugerem que a banda cambial apresenta as características de uma banda crível analisadas em KRUGMAN (1993) e discutidas na Seção 2.1. Uma depreciação do câmbio em relação à paridade central no período corrente provocará uma apreciação esperada no período seguinte, ou seja, há uma tendência do câmbio voltar para o interior da banda a cada aproximação do limite superior ou inferior. Cabe observar que as estimativas de  $\beta$  para o Brasil e México ficaram bem próximas.

Este comportamento indica que o câmbio nestes países seguem um processo de reversão de média 7, onde a taxa de câmbio de longo prazo deverá obedecer aos fundamentos e os movimentos de curto prazo se situam em torno destes.

A série dos movimentos esperados no interior da banda cambial é construída utilizando os coeficientes estimados. De acordo com (24), o realinhamento esperado é calculado através da subtração entre o diferencial de juros e essa série. O GRÁFICO abaixo mostra a trajetória do diferen-

cial de juros e do realinhamento esperado. Observa-se que o segundo é mais volátil que o primeiro comprovando os resultados da regressão. Parte dos choques é absorvido por  $\frac{Eds}{dt}$ , reduzindo a frequência de intervenções na taxa de juros com intuito de defender a paridade cambial.

<sup>7</sup> Para uma discussão sobre as propriedades de um processo de reversão de média ver o Capítulo 3 de DIXIT, & PYNDICK (1994).



Com o objetivo de reforçar os argumentos anteriores foi realizado um cálculo da variância do realinhamento esperado e do diferencial de juros e apresentada a estatística F para testar a diferença de variâncias. Duas medidas foram utilizadas: a variância assintótica e a condicional. A primeira é obtida a partir dos dados amostrais das séries. A segunda é obtida por meio do modelo do tipo Heterocedasticidade Condicional Autoregressiva Generalizada - GARCH8, em que se postula que a variância da série não é constante ao longo do tempo<sup>9</sup>.

No modelo GARCH a variância ( $\sigma_t^2$ ) é função dos seus próprios valores passados, dos resíduos defasados e de uma constante ( $\omega$ ). Os primeiros referem-se à previsão da variância defasada ( $\sigma_{t-n}^2$  com  $n=0, 1...j$  - termo GARCH), o segundo incorpora informações adicionais acerca da volatilidade ( $\varepsilon_{t-n}^2$  com  $n=0, 1...j$  - termo ARCH), captando assim mudanças ocorridas no passado recente. O modelo mais usual é aquele em que  $n$  assume valor igual 1 - GARCH (1,1):

$$\sigma_t^2 = \omega + \phi \varepsilon_{t-1}^2 + \kappa \sigma_{t-1}^2 \quad (26)$$

$$y_t = z_t \pi_t + \varepsilon_{t-1}^2 \quad (27)$$

<sup>8</sup> Este tipo de modelo foi inicialmente discutido por ENGLE (1982).

<sup>9</sup> O modelo do tipo GARCH é muito utilizado na análise dos mercados financeiros, e.g., o grau de risco de manter determinado ativo é função direta da variância do seu retorno.

onde  $y_t$  é uma variável qualquer dependente de  $z_t$ .

Admitindo que o diferencial de juros e o realinhamento esperado seguem um processo do tipo AR(1)<sup>10</sup>, os resultados mostraram (TABELAS 3.2 e 3.3) que o termo GARCH foi significativo para ambas as séries, enquanto o termo ARCH foi significativo para o realinhamento esperado. Isto sugere o maior grau de independência da variância do diferencial de juros em relação a do realinhamento esperado, em que as inovações na volatilidade no período corrente são significativas na previsão da variância da série.

<sup>10</sup> Processos autoregressivos de ordem mais elevada foram testados, porém sem alterar significativamente as estimativas da variância condicional.

TABELA 3.2  
EQUAÇÃO DE VARIANCIA DO REALINHAMENTO ESPERADO

	Coefficientes	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
Constante	1,27E-05	4,80E-06	2,643847	0,0148
ARCH (1)	-0,059663	0,022713	-2,626861	0,0154
GARCH (1)	0,833823	0,077884	10,70592	0,0000

TABELA 3.3  
EQUAÇÃO DE VARIANCIA DO DIFERENCIAL DE JUROS

	Coefficientes	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade e
Constante	7,61E-08	6,45E-08	1,180758	0,2516
ARCH (1)	-0,002904	0,170617	-0,017021	0,9866
GARCH (1)	0,728367	0,281274	2,589523	0,0175

A variância condicional é encontrada a partir da equação (26) defasada e a substituição sucessiva do termo GARCH, de forma a ponderar mais fortemente os resíduos do passado recente:

$$s_t^2 = \frac{w}{(1 - b)} + a \sum_{j=1}^{\infty} b^{j-1} e_{t-j}^2 \quad (28)$$

A TABELA 3.4 mostra as variâncias estimadas (assintótica e condicional) e os respectivos testes F para o Brasil, Israel e México. Em todos os casos a variância do diferencial de juros foi significativamente menor que a do realinhamento esperado. Este resultado sugere que a introdução da banda cambial reduz a volatilidade do diferencial de juros em relação ao regime de câmbio, onde a variância do diferencial de juros é igual ao do realinhamento esperado. Isto é explicado pela correlação negativa entre esta última variável e as mudan-

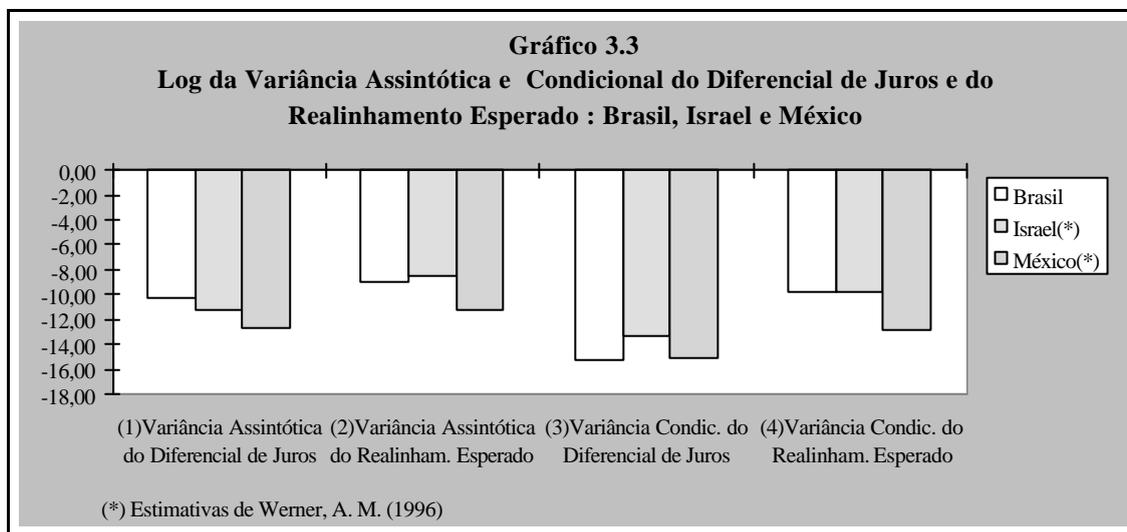
ças no interior da banda, que reduz a frequência de intervenções da autoridade monetária em defesa da paridade central, suavizando a trajetória do diferencial de juros.

O GRÁFICO 3.3 mostra a comparação do logaritmo das variâncias entre os países. Vale salientar que o Brasil apresentou a maior variância assintótica do diferencial de juros, embora tenha apresentado uma menor variância condicional (bastante próxima do México). Em termos de variância do realinhamento esperado os valores assintótico e condicional ficaram mais próximos e semelhantes ao de Israel. De um modo geral, os resultados para o Brasil são compatíveis com que a teoria prevê: a variância do realinhamento esperado deve ser maior para que a volatilidade do diferencial de juros seja menor.

TABELA 3.4  
VARIÂNCIA ASSIINTÓTICA E CONDICIONAL

	Brasil	Israel(*)	México(*)
(1)Variância Assintótica do Diferencial de Juros	3.50E-05	1.3E-05	3.03E-06
(2)Variância Assintótica do Realinham. Esperado	1.33E-04	2.13E-04	1.27E-05
(3)Variância Condicional do Diferencial de Juros	2.28E-07	1.55E-06	2.55E-07
(4)Variância Cond. do Realinham. Esperado	5.54E-05	5.41E-05	2.68E-06
Estatística F para diferença entre (1) e (2)	3,81**	16.17**	4.19**
Estatística F para diferença entre (3) e (4)	242,98**	34.87**	10.5**

Obs : (\*) Para Israel e México estimativas de WERNER (1996);  
(\*\*) Significância estatística de 95%.



## 4. CONCLUSÕES

Este *paper* mostrou algumas evidências que o sistema de bandas cambiais pode ser um instrumento útil nos processos de estabilização, pois combina o compromisso da âncora cambial com a flexibilidade. Os movimentos no interior da banda podem absorver choques externos e reduz a frequência das intervenções nas taxas de juros com

intuito de defender a paridade central, como no modelo do câmbio fixo.

As evidências empíricas para o Brasil sugerem que o comportamento da banda cambial é crível, segundo o modelo desenvolvido por KRUGMAN (1993), pois as estimativas encontraram uma correlação negativa entre o realinhamento esperado do câmbio e os movimentos deste no interior da banda, ou seja, na medida em que o

câmbio se aproxima do seu limite superior (inferior), se espera uma apreciação (depreciação) no período seguinte. Em consequência, há um efeito de suavização na trajetória do diferencial de taxas de juros interna e externa. Duas medidas de volatilidade foram utilizadas: a variância assintótica e condicional. Em ambas a volatilidade do diferencial de juros foi significativamente menor que a do realinhamento esperado do câmbio. Este resultado é mais um indício de credibilidade do regime de bandas no Brasil. Estas evidências são reforçadas com as estimativas de metodologia semelhante para Israel e México, países que também optaram por utilizar o sistema de bandas como alternativa ao câmbio fixo.

Este *paper* também sugere que o regime de bandas é crível e superior ao regime de câmbio fixo. O teste permite observar duas características que podem ser consideradas como indícios de credibilidade. Primeiro, uma desvalorização (valorização) no período corrente gera uma expectativa de valorização (desvalorização) no futuro, ou seja, o câmbio tende a voltar para o interior da banda, quando se aproxima dos seus limites inferior e superior. Segundo, as estimativas da volatilidade do diferencial de juros interno e externo são menores em comparação ao regime de câmbio fixo. Os movimentos no interior da banda são capazes de absorver choques exógenos (como movimentos de capitais externos, choques de oferta, dentre outros), sem necessariamente a autoridade monetária intervir na taxa de juros, que é o mecanismo de defesa imediato da paridade cambial.

Testes para Israel e México (utilizando a mesma metodologia) também sugerem que a banda cambial se constitui num útil instrumento de política econômica em reduzir a volatilidade do diferencial de juros. Esta é uma das principais medidas de credibilidade da política econômica. Os resultados são semelhantes aos encontrados para o Brasil.

## APÊNDICE

Seja a equação (14) que mostra a variância do diferencial sob um regime de bandas:

$$s_d^2 = (1 + IA m)^2 s_g^2 + \left(\frac{IA}{a} m\right)^2 s_f^2 \quad (A.1)$$

$$\text{onde: } A = -\frac{1}{I \exp(IH) - \exp(-IH)}$$

e

$$m = \exp[I h(t)] - \exp[-I h(t)]$$

Derivando  $\sigma_\delta^2$  com relação a h, obtém-se:

$$\begin{aligned} \frac{ds_g^2}{dh} &= \left[2(1 + IA m) IA s_g^2\right] \frac{dm}{dh} + \left[2I^2 A^2 m \frac{s_f^2}{a}\right] \frac{dm}{dh} \\ \frac{ds_g^2}{dh} &= \frac{2Im}{B} \left\{ -s_g^2 + \left[ \frac{\exp[Ih] + \exp[-Ih]}{B} \right] \left[ s_g^2 + \frac{s_f^2}{a} \right] \right\} \end{aligned} \quad (A.2)$$

$$\text{onde } B = \frac{1}{\exp(IH) + \exp(-IH)}$$

Para h=0, a condição para  $\frac{ds_d^2}{dh} < 0$  é dada por:

$$\begin{aligned} \left(\frac{2}{B} - 1\right) s_g^2 + \frac{2}{B} \frac{s_f^2}{a} &< 0 \\ (B - 1) a s_g^2 &> s_f^2 \end{aligned} \quad (A.3)$$

Para h=H, a condição será igual a:

$$a s_g^2 > s_f^2 \quad (A.4)$$

Logo, se a condição (A.4) é verdadeira, irá sempre manter (A.3). Portanto (A.4), é condição suficiente para que a variância do diferencial de juros sob o sistema de bandas seja menor que no regime de câmbio fixo.

## ABSTRACT:

The main objective of this paper is to examine the exchange rate policy adopted since the beginning of the Real Plan and to test its credibility. This paper analyses theoretically the trade-offs between fixed exchange rate regimes and target zones. The conclusion is that the choice of target zones was appropriate, since it reduces the exposure of the economy to exogenous shocks, like the

Asian crises, which originated a major speculative attack against the domestic currency. This is so because target zones help to reduce the interest rates differentials, a basic measure of credibility. An empirical investigation, aimed at investigating the behavior of exchange rates during the Real Plan was conducted. Two measures of volatility were used: asymptotic and conditional variance. The results showed that the behavior of the bands in Brazil is credible, because it was found a negative correlation between expected realignments and the movements within the bands.

## KEY WORDS:

Brazilian Economy; Exchange Policy; Real Plan

## **5- BIBLIOGRAFIA CONSULTADA**

- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatórios Anuais**; diversos.
- BERTOLA, G., CABALERO, R. **Target zones and realignments**. Centre for Economic Policy Research. 1990. (Discussion Paper , 398 )
- DIXIT, A.K. E PYNDICK, R. S. **Investment under uncertainty**. New Jersey: Princeton University Press, Princeton. 1994.
- ENGLE, R. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation. **Econometrica**, 50, p. 987-1008, 1994.
- KAMINSKY, G.L., REINHART, C. M. **The twin crises** : the causes of banking and balance-of-payments problems. Center for International Economics-University of Maryland, 1996. (Working Papers in International Economics, 17).
- KRUGMAN, P. **Currencies and crises**. Boston: MIT Press, 1993.
- \_\_\_\_\_. Target zones and exchange rate dynamics. **Quarterly Journal of Economics**, 106, p. 669-682, 1991.
- \_\_\_\_\_. **What happened to Asia?** Boston: MIT Press, 1998. Mimeo.
- WERNER, A.M. Target zones and realignment expectations : the Israeli and mexican experiences. **Staff Papers**, v.43, n.3 , p. 571-586, 1996.