

Credibilidade perfeita *versus* credibilidade imperfeita: uma análise para o regime brasileiro de bandas de câmbio*

ROSA FONTES**
MARCELO A. ARBEX**
MÍRIAN ALMEIDA***

Este trabalho analisa, empiricamente, a credibilidade da política de bandas de câmbio no Brasil que vigorou de 10/3/95 a 15/1/99, utilizando o método drift-adjustment de Bertola e Svensson (1993). A estimação do modelo não confirma a hipótese de credibilidade perfeita, permitindo, no entanto, caracterizar credibilidade imperfeita para a política de bandas cambiais brasileira. O diferencial brasileiro da taxa de juros não refletiu as expectativas de desvalorizações cambiais, resultado esse compatível com as análises desenvolvidas para as bandas de câmbio do Chile, Israel e México.

1 - Introdução

As taxas de câmbio representam preços relativos da maior importância, envolvendo considerações de mercado internacional, política de preços, mercados financeiros, fluxos de capitais, taxas de juros e fundamentos monetário e fiscal. Diante de uma economia mundial globalizada, formação de blocos econômicos e pressões para redução de políticas protecionistas, destaca-se ainda mais a relevância da política cambial como fator de competitividade externa e estabilidade interna. Apesar disso, a determinação de um regime ótimo de câmbio ainda não é uma questão trivial para a maioria dos países.

Existem basicamente dois sistemas cambiais extremos. O regime de taxas fixas, no qual os Bancos Centrais ficam a postos para ações de compra e venda de suas moedas a um preço fixo em termos de dólares, e o regime de taxas flexíveis, em que os Bancos Centrais permitem que a taxa de câmbio se ajuste para equilibrar a oferta e a demanda por moeda estrangeira [Dornbusch (1991)].

* Os autores agradecem as valiosas sugestões e os comentários de pareceristas anônimos e do prof. Geraldo E. S. Júnior (DEE/UFV). Erros e omissões remanescentes são de exclusiva responsabilidade dos autores.

** Professores do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa, MG.

*** Professora da Fadivale, Governador Valadares, MG.

O debate sobre taxas de câmbio fixa *versus* flexível reflete a preocupação dos países em conciliar as diferentes metas de uma política econômica. Sob o regime de taxas fixas, a política monetária tem como objetivo exclusivo manter a taxa de câmbio no patamar anunciado, perdendo-se, assim, o controle sobre a oferta de moeda. Já num regime cambial flexível, o Banco Central não tem nenhum compromisso em manter uma determinada taxa de câmbio, havendo, portanto, autonomia no uso da política monetária para fins domésticos.

Leiderman e Bufman (1995) destacam que a opção por regimes cambiais flexíveis, nos quais a moeda nacional é ajustada com frequência, possibilita aos países, especialmente os em desenvolvimento, manter ou alcançar o ajustamento externo. Contudo, apesar das vantagens do sistema cambial flexível, ele não contempla a questão da credibilidade das autoridades monetárias, que são livres, nesse regime, para intervir no mercado monetário de forma discricionária, sem estabelecer um compromisso (*commitment*) ou mesmo fazer referência prévia às decisões futuras de política. Essa liberdade acaba gerando instabilidade nas expectativas dos agentes econômicos, prejudicando, assim, a credibilidade das políticas governamentais [Svensson (1994)].

Nesse sentido, políticas cambiais intermediárias, como as bandas de câmbio, poderiam ser interpretadas como um avanço, ao combinarem uma relativa flexibilidade com um compromisso parcial das autoridades monetárias, gerando, conseqüentemente, maior credibilidade. Tal regime refere-se a faixas-alvo, em que o Banco Central limita as flutuações de câmbio a uma média específica, ou em torno de uma paridade central.

A principal vantagem de um regime de bandas de câmbio consiste em permitir relativa flexibilidade da taxa de câmbio nominal em resposta às mudanças nas condições externas e internas do país, ao mesmo tempo em que mantém o mercado informado do valor da paridade central, estabilizando as expectativas dos agentes e contribuindo positivamente para a credibilidade das políticas governamentais. De acordo com Leiderman e Bufman (1995), as bandas cambiais procuram conciliar esses dois objetivos, representando um sistema simples e verificável de compromisso com uma paridade central e alguma flexibilidade para amparar a taxa de câmbio de prováveis choques internos e externos.

Nesse contexto, a credibilidade da banda se associa à certeza do público quanto ao tamanho dos choques e à força do compromisso das autoridades em resguardar os limites da taxa de câmbio. Em geral, a existência de uma banda tem um impacto moderador na variabilidade da depreciação cambial esperada. Esse efeito moderador é tanto mais forte quanto maiores forem a reputação do governo e o custo de se abandonar a banda [Cukierman, Kiguel e Leiderman (1994)].

Como destacam Araújo e Feijó Filho (1994), o grande benefício da política de banda cambial, para os agentes econômicos, é poder planejar suas operações dentro da margem definida de flutuação da moeda. No entanto, para que o regime

de bandas de câmbio possa funcionar adequadamente, é necessário que os agentes econômicos acreditem na capacidade de intervenção do Banco Central, ou seja, o regime de bandas tem de ser crível. Assim, a credibilidade da banda cambial torna-se peça-chave desse regime.

A partir de março de 1979, foi adotado um mecanismo de taxa de câmbio para o sistema monetário europeu denominado *exchange rate mechanism* (ERM), sob o qual a maioria das moedas européias deveria flutuar dentro de bandas de câmbio. Nesse sistema, as taxas de câmbio foram acertadas multilateralmente, cada uma delas sendo restrita a uma área de flutuação em torno de uma determinada paridade central.

Países em desenvolvimento e com processos inflacionários crônicos também adotaram regimes de bandas de câmbio, como por exemplo Chile, Israel, México e Brasil. O Chile utilizou, em 1985, uma paridade central indexada diariamente pelo diferencial entre a projeção de inflação interna e a inflação dos Estados Unidos. Em dezembro de 1997, Israel adotou o regime de bandas indexadas, após três anos sob o sistema de bandas de câmbio nominais. Em sua trajetória de estabilização, o México também optou pelas bandas cambiais, buscando introduzir suficiente flexibilidade ao câmbio diante de choques internos e externos, ao mesmo tempo em que a taxa de câmbio nominal foi usada como âncora para a estabilização interna.

No Brasil, a adoção do sistema de bandas cambiais se deu a partir da implantação do Plano Real, em julho de 1994. Oficialmente, a introdução desse sistema ocorreu em março de 1995, em decorrência do crescente déficit comercial e da elevação das saídas de capital a partir da crise mexicana. Com o sistema de bandas cambiais, o Banco Central comprometeu-se a atuar sempre que a taxa de câmbio atingisse os limites inferior e superior, podendo também operar dentro da banda para evitar oscilações inadequadas na taxa de câmbio. O sistema permitiria maior flexibilidade cambial, uma vez que admite certo nível de oscilação sem a necessidade de intervenção, diferentemente da estratégia que se observava antes do Plano Real [*Boletim do Banco Central do Brasil* (1995)].

O objetivo deste trabalho é analisar, empiricamente, a credibilidade da política de bandas cambiais adotada no Brasil, a partir do Plano Real, de março de 1995 a dezembro de 1998.¹ Além desta introdução, o trabalho contém cinco seções. Na Seção 2, apresenta-se, de forma resumida, o modelo-padrão sobre bandas de câmbio com *credibilidade perfeita* de Krugman (1991), que mostra a dinâmica da taxa de câmbio e das taxas de juros, as intervenções da autoridade monetária dentro da banda e as principais extensões deste modelo, que pressupõem *credibilidade imperfeita*. A Seção 3 descreve o método *drift-adjustment*, estimador de expectativas de realinhamentos e/ou desvalorizações cambiais utilizado.

¹ Para uma análise empírica da credibilidade da política monetária brasileira no período 1991/98, ver Arbex e Fontes (1999).

A Seção 4 apresenta uma resenha sobre os principais trabalhos empíricos na área de credibilidade cambial. Na Seção 5, discute-se a credibilidade da política de bandas de câmbio brasileira. Finalmente, a Seção 6 resume as principais conclusões.

2 - Modelo teórico de *credibilidade perfeita e credibilidade imperfeita*

O modelo-padrão sobre zonas-alvo para a taxa de câmbio foi desenvolvido por Krugman (1991). Baseando-se na hipótese de expectativas racionais, o autor demonstra como a simples existência de uma série de limites nos movimentos da taxa de câmbio afeta o comportamento do câmbio dentro da banda, ao estabelecer uma relação entre a taxa de câmbio e os *fundamentos*.

Interpretando esses *fundamentos* por meio do modelo monetário usual com preços flexíveis para uma pequena economia aberta, tem-se:

$$s(t) = f(t) + \alpha E[ds(t)]/dt \quad \alpha > 0 \quad (1)$$

onde $s(t)$ é o logaritmo da taxa de câmbio à vista, no tempo t , $f(t)$ denota um conjunto de *fundamentos* macroeconômicos, $E[ds(t)]/dt$ é a taxa esperada de depreciação da moeda nacional² e E é o operador esperança matemática.

Pela equação (1) tem-se que o câmbio é determinado pelos *fundamentos* macroeconômicos mais um termo especulativo. A literatura de bandas de câmbio admite que o *fundamento* é determinado pela soma de dois componentes, como expresso pela seguinte equação:

$$f(t) = m(t) + v(t) \quad (2)$$

onde $m(t)$ é o logaritmo da oferta de moeda doméstica e $v(t)$ denota o negativo do logaritmo da velocidade da moeda. Alterações no fundamento podem ocorrer devido tanto a variações na oferta monetária como em decorrência de choques na velocidade da moeda.

A velocidade da moeda é exógena e admite-se que ela segue um movimento browniano sem desvio. A pressuposição de que uma variável segue um movimento browniano sem desvio, segundo Svensson (1992), significa que a amostra tem um caminho contínuo todo o tempo, não incluindo saltos discretos, e que as mudanças na variável, num determinado intervalo de tempo, são distribuídas

² $E[ds(t)]/dt = \lim_{x \rightarrow 0} \{E[s(t+x)] - st\}/x$.

normalmente com média zero e variância proporcional à duração do intervalo de tempo.

A oferta monetária é dada como passiva, uma vez que é alterada somente para manter a taxa de câmbio dentro da banda. Controlando $m(t)$, o Banco Central controla o *fundamento* e, conseqüentemente, a taxa de câmbio.

Assim, como a velocidade segue um movimento browniano, as modificações no *fundamento* são determinadas por alterações na oferta monetária, isto é, o governo altera $m(t)$ para prevenir que o *fundamento* não se desloque para fora da banda de câmbio. Dessa forma, tem-se que a fixação dos limites inferior e superior para a taxa de câmbio também estabelece uma banda para o *fundamento*.

Assim, para

$$s_i \leq s(t) \leq s_s, \text{ define-se também: } f_i \leq f(t) \leq f_s \quad (3)$$

onde f_i e f_s denotam, respectivamente, os limites inferior e superior do *fundamento*.

O modelo pressupõe intervenções infinitesimais nas margens da banda para evitar que o *fundamento* extrapole os limites da mesma. No interior da banda, a variação da oferta monetária é zero, pois não há intervenções.

Representando essas intervenções por *reguladores* inferior e superior I e S , tem-se:

$$dm(t) = dI(t) - dS(t) \quad (4)$$

onde dI e dS são não-negativos; dI representa aumento na oferta monetária, sendo positivo somente se $f = f_i$ e dS representa redução na oferta monetária, sendo positivo para $f = f_s$. Isso implica que o *fundamento* segue um movimento browniano regulado, ou seja, f_i e f_s são barreiras refletoras. Uma vez que f atinge qualquer das barreiras, o *fundamento* é refletido para dentro da banda de flutuação.

Em um regime de livre flutuação, a pressuposição de que a velocidade da moeda percorre um movimento browniano sugere que a taxa de câmbio também segue esse tipo de movimento. Nesse tipo de sistema, o governo deixa que o mercado determine livremente a cotação do câmbio, não sendo utilizada a variável de intervenção $m(t)$, ou seja, $dm = 0$. Assim, na ausência da intervenção:

$$f(t) = v(t) \quad (5)$$

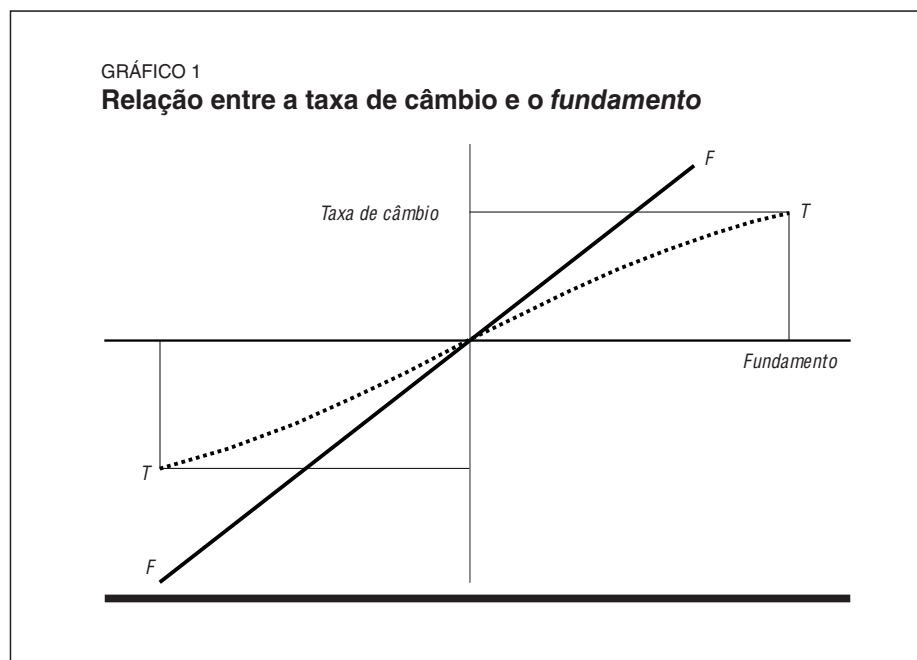
Dessa forma, o *fundamento* move-se somente com a velocidade v , e, assim, tem também um movimento browniano. Pela equação (1), a taxa de câmbio depende

do *fundamento* e da variação futura esperada da taxa de câmbio. Se a taxa de câmbio segue um movimento browniano sem desvio, sua variação esperada é zero, e depende somente do *fundamento*.

Por isso, as pressuposições de *credibilidade perfeita* e intervenções somente nas margens da banda, acrescidas da pressuposição de movimento browniano em torno da velocidade, permitem que a zona-alvo para a taxa de câmbio seja expressa como uma função do *fundamento*.

O Gráfico 1 mostra a relação entre a taxa de câmbio e o *fundamento*, tanto para a livre flutuação como para a zona-alvo. O *fundamento* é medido pelo eixo horizontal e a taxa de câmbio pelo eixo vertical. A linha *FF* representa a taxa de câmbio com livre flutuação, com inclinação igual a um, significando que a taxa de câmbio herda toda a volatilidade do *fundamento*. A curva *TT* representa a função da taxa de câmbio para a zona-alvo com inclinação em forma de *S* — menor que um para todo o período — e tangência nos limites inferior e superior da banda.

A curva em forma de *S*, com inclinação menor que um para todo o período, é conhecida na literatura como efeito *lua-de-mel* e revela a tendência de a taxa de câmbio permanecer no interior da banda. À medida que o câmbio se aproxima de seus limites, maior é a expectativa de que este retorne para dentro da banda, uma vez que o governo se compromete a intervir em seus extremos. Assim, com a



pressuposição de *credibilidade perfeita*, o efeito *lua-de-mel* mostra uma tendência estabilizadora da taxa de câmbio dentro da zona-alvo em relação ao regime de câmbio livre.

Svensson (1991a) demonstra que a taxa de câmbio permanece mais tempo próxima das margens da banda, ou seja, a distribuição é bimodal com inclinação em forma de *U*. De outra forma, a taxa de câmbio, por apresentar maior variabilidade no meio da banda, fica menos tempo nessa região, enquanto nos extremos o câmbio, por ser menos volátil, leva mais tempo para sair dos mesmos. De fato, nas regiões mais afastadas dos extremos da banda, a intervenção da autoridade monetária é mais remota. À medida que o câmbio se aproxima dos extremos, a intervenção do Banco Central vai ficando cada vez mais provável no futuro próximo, e o *fundamento* tem sua ação sobre o câmbio amortecida.

Svensson (1991b) formaliza a equação da taxa de juros no regime de bandas de câmbio, demonstrando que o diferencial das taxas de juros interna e externa, em uma zona de flutuação, é função da posição do *fundamento* e da taxa de câmbio dentro da banda. Sob a pressuposição da paridade de juros descoberta, ou seja, sob a condição de que a taxa de juros doméstica, em termos nominais, seja igual à taxa de juros externa mais um fator de risco,³ tem-se:

$$i(f, t) = i^*(t) + E[ds(f(t))]/dt \quad (6)$$

onde $i(f, t)$ é a taxa de juros interna, $i^*(t)$ é a taxa de juros externa e $E[ds(f(t))]$ é a taxa esperada de depreciação da moeda doméstica.

Denotando o diferencial de taxa de juros por $\delta(t) = i(f, t) - i^*(t)$, obtém-se:

$$\delta(f, t) = E[ds(f(t))]/dt \quad (7)$$

A equação (7) revela que o diferencial da taxa de juros é igual à taxa esperada de depreciação da moeda doméstica.

Dentro da banda, a taxa esperada de depreciação da moeda doméstica está negativamente relacionada com a taxa de câmbio. Intuitivamente, quando a taxa de câmbio é alta e está na parte superior da banda da taxa de câmbio e do *fundamento*, a moeda é fraca e não se pode depreciar mais. A taxa de câmbio permanece na parte superior ou caminha para o interior da banda e, assim, a taxa esperada de depreciação da moeda é negativa. Analogamente, quando a taxa de câmbio está no limite inferior da banda e a moeda é forte, a taxa esperada de depreciação da moeda é positiva [Svensson (1991b e 1992)].

³ Por pressuposição, admite-se nesse modelo que o risco é nulo. Svensson (1990) mostra a validade dessas pressuposições com risco de desvalorizações para zonas-alvo estreitas.

A relação negativa entre a taxa esperada de depreciação da moeda doméstica e a taxa de câmbio é conhecida na literatura como reversão à média (*mean reversion*), ou seja, a taxa esperada de depreciação é maior no limite inferior da banda e menor no limite superior.

Assim, sob a pressuposição de *credibilidade perfeita* e paridade de juros descoberta, o diferencial da taxa de juros é igual à taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda. Dessa forma, o modelo de Krugman postula uma relação negativa entre o diferencial da taxa de juros e a taxa de câmbio. Cabe destacar que esse modelo depende ainda de duas pressuposições relativamente restritivas: *a*) que o mercado acredite inteiramente que as autoridades monetárias podem defender a banda, e o farão, de maneira que a taxa de câmbio nunca ultrapasse os limites; e *b*) que o Banco Central intervenha somente nas margens da banda.

Os modelos de bandas com *credibilidade parcial* ou *imperfeita* introduzem alterações nos resultados do modelo de Krugman. Em particular, quanto menor a probabilidade de defesa da banda, menos crível ela é. Krugman (1991) estende seu modelo inicial para uma situação de *credibilidade imperfeita* do regime de bandas de câmbio. O autor demonstra, sob a existência de expectativas de ganhos de capital, que há uma probabilidade de a zona-alvo não ser defendida.

Pela equação (2), tem-se que $m(t)$ é ajustado para manter $f(t) = m(t) + v(t)$. Se um choque desloca a taxa de câmbio para dentro da banda, o governo não intervém. Entretanto, caso ocorra um choque financeiro (ataque especulativo) e a autoridade monetária não intervenha na zona-alvo, a taxa de câmbio salta para a livre flutuação. Assim, a estabilização da taxa de câmbio no sistema de bandas depende diretamente do grau de credibilidade do regime, ou seja, da capacidade de intervenção da autoridade monetária.

Bertola e Caballero (1992), removendo a pressuposição de *credibilidade perfeita*, estendem a análise para o caso em que desvios nos *fundamentos* provocam realinhamentos, isto é, mudanças da própria banda. Usando um modelo de intervenção discreta, eles apresentam como principal resultado o fato de que o estabelecimento do regime de bandas de câmbio pode desestabilizar a taxa de câmbio, em vez de estabilizá-la, quando comparado ao câmbio livre. Quer dizer, com bandas não-críveis o câmbio torna-se mais instável do que na ausência de intervenção.

A função da taxa de câmbio na zona-alvo passa a apresentar uma inclinação em forma de *S* invertido, com a curva *TT* mais inclinada do que a curva *FF*; por isso, a taxa de câmbio, no sistema de bandas, é mais instável quanto mais próxima dos limites inferior e superior.

O diferencial da taxa de juros também apresenta um comportamento distinto: quanto mais elevada a taxa de câmbio, mais o diferencial de juros sinaliza uma expectativa de depreciação cambial, o que representa uma importante mudança

nos resultados do modelo anterior de bandas totalmente críveis. Os agentes econômicos passam, agora, a acreditar mais num realinhamento cambial do que na defesa da mesma.

Dessa forma, tem-se que incertezas sobre a taxa de câmbio dentro da banda não se originam somente de movimentos dentro da banda, mas também de mudanças discretas, isto é, desvalorizações e/ou realinhamentos.

Lewis (1991), citado por Helpman, Leiderman e Bufman (1994), mostra que, com a inclinação em forma de *S* invertido entre a taxa de câmbio e o *fundamento*, a distribuição da taxa de câmbio passa a exibir uma inclinação em forma de *U* invertido, ou seja, o câmbio permanece, na maior parte do tempo, próximo do centro da banda.

Bertola e Svensson (1993), admitindo que a taxa de câmbio é uma função linear dos *fundamentos* e da variação esperada da taxa de câmbio e introduzindo o risco de realinhamentos, expressam a taxa esperada de depreciação como a soma de dois componentes: a *taxa esperada de realinhamento* (taxa esperada de variação da paridade central) e a *taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda* (taxa esperada de variação da taxa de câmbio em relação à paridade central). Esses componentes modificam a relação entre o diferencial da taxa de juros e a posição do câmbio dentro da banda: um risco de desvalorização implica aumento no diferencial da taxa de juros, visto que a taxa de câmbio se deprecia dentro da banda, ultrapassando o limite superior.

Dessa forma, tem-se que a inclusão das expectativas de realinhamentos explica por que não há necessariamente uma relação negativa entre o diferencial das taxas de juros interna e externa e a taxa de câmbio.

Sob condição de paridade de juros descoberta, o diferencial de juros é igual à soma da taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda com a taxa esperada de realinhamento. Assim, a taxa esperada de realinhamento pode ser expressa como o diferencial da taxa de juros menos a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda.

Em resumo, com as pressuposições de *credibilidade perfeita* e intervenções marginais, o diferencial entre as taxas de juros interna e externa seria menor, quanto mais próxima a taxa de câmbio do limite superior; e, inversamente, seria maior, quanto mais próxima estivesse a taxa de câmbio do limite inferior. Entretanto, no caso de *credibilidade imperfeita* e intervenções intramarginais com risco de realinhamentos, quanto mais próxima estiver a taxa de câmbio do limite superior, maior é o diferencial da taxa de juros.

3 - Modelo analítico: o método *drift-adjustment*

O método *drift-adjustment*, desenvolvido por Bertola e Svensson (1993), proporciona uma estimativa direta da taxa esperada de realinhamentos, por meio da construção da estimativa da taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda, que é subtraída do diferencial das taxas de juros interna e internacional. O risco de realinhamentos e/ou desvalorizações fornece informações sobre a credibilidade do sistema de bandas — como ela é percebida pelo mercado e como varia num intervalo de tempo.

Denotando s_t como o logaritmo da taxa de câmbio à vista e expressando-o como a soma de dois componentes, tem-se:

$$s_t = x_t + c_t \quad (8)$$

onde x_t é o logaritmo da taxa de câmbio dentro da banda, isto é, o desvio da taxa de câmbio em relação à paridade central, e c_t é o logaritmo da paridade central.

Reescrevendo (8) em função de c_t , variando do tempo t para $t + \tau$ e introduzindo o operador esperança matemática E em ambos os lados da equação, tem-se:

$$E[\Delta c_{t+\tau}] = E_t[\Delta s_{t+\tau}] - E_t[\Delta x_{t+\tau}] \quad (9)$$

isto é, a taxa esperada de realinhamentos é igual à taxa esperada de depreciação da moeda menos a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda. Pela equação (7), tem-se que a taxa esperada de depreciação da moeda é igual ao diferencial da taxa de juros, implicando que a taxa esperada de realinhamentos é igual ao diferencial da taxa de juros menos a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda, como descrito pela equação:

$$E_t[\Delta c_{t+\tau}] = \delta_{\tau t} - E_t[\Delta x_{t+\tau}] \quad (10)$$

A taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda, dada por $E_t[\Delta x_{t+\tau}]$, é estimada por regressão linear. No entanto, Svensson (1993) apresenta a dificuldade de se estimar a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda, dado que a taxa de câmbio dentro da banda geralmente salta no realinhamento (salto da paridade central) que ocorre quando a banda é alterada.

Por exemplo, uma taxa de câmbio desvalorizada salta de uma posição próxima do limite superior da banda cambial antiga (isto é, acima da paridade central) para uma posição próxima ao limite inferior da nova banda cambial (isto é, abaixo da nova paridade central). Assim, duas situações podem ocorrer: a) o salto da

taxa de câmbio pode ser menor do que o salto da paridade central; e b) não ocorre nenhum salto da taxa de câmbio, quando o realinhamento é pequeno e a nova banda sobrepõe-se à anterior. Em geral, a taxa de câmbio dentro da banda salta quando há um realinhamento.

Em decorrência disso, Svensson (1993) reescreve a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda como a soma de dois componentes:

$$\begin{aligned} E_t[\Delta x_{t+\tau}] &= (1 - p_{\tau}) E_t[\Delta x_{t+\tau} | nr] + p_{\tau} E_t[\Delta x_{t+\tau} | r] = \\ &= E_t[\Delta x_{t+\tau} | nr] - p_{\tau} \{E_t[x_{t+\tau} | nr] - E_t[x_{t+\tau} | r]\} \end{aligned} \quad (11)$$

onde p_{τ} é definido como a probabilidade de um realinhamento entre o tempo t e $t + \tau$, inclusive; nr significa não-realinhamento; e r , realinhamento.

Substituindo (11) em (10), tem-se:

$$E_t \Delta c_{t+\tau} = \delta_{\tau} - [E_t[\Delta x_{t+\tau} | nr] - p_{\tau} \{E_t[x_{t+\tau} | nr] - E_t[x_{t+\tau} | r]\}] \quad (12)$$

Arranjando:

$$g_{\tau} = \delta_{\tau} - E_t[\Delta x_{t+\tau} | nr] \quad (12a)$$

onde:

g_{τ} = taxa esperada de desvalorização;

$g_{\tau} \equiv E_t[\Delta c_{t+\tau}] + p_{\tau} \{E_t[x_{t+\tau} | r] - E_t[x_{t+\tau} | nr]\}$;

δ_{τ}^{τ} = diferencial das taxas de juros interna e externa; e

$E_t[\Delta x_{t+\tau} | nr]$ = taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda condicional para que a taxa de câmbio não salte no realinhamento.

Assim, a taxa esperada de desvalorização (e não taxa esperada de realinhamentos) é igual à diferença entre o diferencial das taxas de juros interna e internacional e a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda (condicional a não ocorrer nenhum realinhamento).

Então, tem-se que a desvalorização é o salto real da taxa de câmbio quando há um realinhamento, ou seja, a desvalorização é a soma do salto da paridade central e do salto da taxa de câmbio dentro da banda, quando há um realinhamento. De outra forma, a desvalorização é a soma do salto da paridade central (o próprio realinhamento) com o salto no desvio da taxa de câmbio dessa paridade central.

Em sintonia com Svensson (1993), usa-se aqui a definição da taxa esperada de desvalorização como em (12a).

A taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda, dada por $E_t[\Delta x_{t+\tau} | nr]$, onde $\Delta x_{t+\tau} = x_{t+\tau} - x_t$, em termos simples, é função de três variáveis principais: a taxa de câmbio, isto é, o desvio da taxa de câmbio em relação à paridade central, e as taxas de juros interna e externa.

Baseando-se em Svensson (1993), o modelo estatístico que explica as variações da taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda, estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), tem a seguinte forma:

$$(x_{t+\tau} - x_t) / \tau dt = \sum_j \beta_{0j} d_j + \beta_1 x_t + \beta_2 i_t^\tau + \beta_3 i_t^{*\tau} + u_{t+\tau} \quad (13)$$

onde:

$(x_{t+\tau} - x_t) / \tau dt$ = taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda;

d_j = *dummy* para o “regime j ”, isto é, para cada período entre realinhamentos;

x_t = desvio percentual do logaritmo da taxa de câmbio nominal à vista em relação ao logaritmo da paridade central;

i_t^τ = taxa nominal de juros interna;

$i_t^{*\tau}$ = taxa nominal de juros externa; e

$u_{t+\tau}$ = erro aleatório, pressuposto $\sim \text{iid } N(0, \sigma^2)$.

De acordo com o modelo teórico de *credibilidade perfeita*, quando as bandas são críveis, as seguintes características são observadas: *a*) as intervenções ocorrem somente nas margens da banda; *b*) a taxa de câmbio permanece mais tempo próxima das margens, uma vez que, no centro da banda, esta segue o movimento do *fundamento*, sendo por isso mais instável no meio da banda do que nos extremos; e *c*) a taxa de câmbio e o diferencial da taxa de juros estão negativamente relacionados.

Por outro lado, com *credibilidade imperfeita*, as características são modificadas, a saber: *a*) as intervenções são intramarginais; *b*) o câmbio permanece, na maior parte do tempo, próximo do centro da banda, porque ele é mais instável nas margens; e *c*) a taxa de câmbio e o diferencial da taxa de juros estão positivamente correlacionados.

Assim, as hipóteses formuladas para a regressão (13) que contemplam um cenário de *credibilidade perfeita* são:

- $\beta_1 < 0$. Quando a taxa de câmbio é alta e está na parte superior da banda, a moeda está desvalorizada e não pode se depreciar mais. A taxa de câmbio permanece na parte superior ou caminha para o interior da banda e, assim, a taxa esperada de depreciação da moeda é negativa. Analogamente, quando a taxa de câmbio está no limite inferior da banda, a taxa esperada de depreciação da moeda é positiva. Essa relação negativa entre a taxa de câmbio e a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda é conhecida na literatura como reversão à média.
- $\beta_2 < 0$. Quando há uma diminuição da taxa de juros interna, a moeda se deprecia dentro da banda. A autoridade monetária permite que a taxa de câmbio caminhe até o limite superior, onde a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda torna-se negativa. Assim, uma diminuição da taxa de juros interna implica um aumento da taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda. De forma análoga, um aumento da taxa de juros interna implica uma valorização cambial. No entanto, a taxa de câmbio pode se valorizar até o limite inferior, onde a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda torna-se positiva.
- $\beta_3 > 0$. Quando há um aumento da taxa de juros externa, a moeda se deprecia dentro da banda. A saída de capital implica uma oferta de divisas menor que a demanda. A autoridade monetária permite que a taxa de câmbio aumente até o limite superior (onde a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda é negativa). Assim, um acréscimo da taxa de juros externa aumenta a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda.

De posse da estimativa da taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda (equação 13), chega-se à parte final do *drift-adjustment*, que é a subtração da taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda do diferencial das taxas de juros interna e externa.

4 - Principais trabalhos empíricos sobre credibilidade cambial

A literatura teórica e empírica de credibilidade cambial evoluiu consideravelmente nos últimos anos. Nesse sentido, vários testes foram realizados para as bandas de câmbio em diversos países. Usando cotações semanais de fechamento do câmbio e taxas de juros embutidas em títulos do Euromercado de um e três meses de maturação, Bertola e Svensson (1993) e Svensson (1993) concluem que a taxa de câmbio dentro da banda apresentou reversão à média e que a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda mostrou, muitas vezes, a mesma magnitude do diferencial da taxa de juros, que se revelou uma variável essencial para medir expectativas de desvalorizações. Além disso, a taxa de câmbio corrente dentro da banda foi a variável de maior poder explicativo da taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda.

Svensson (1993), utilizando o método *drift-adjustment*, analisa as bandas da Bélgica, Dinamarca, França, Itália, Irlanda e Holanda, no período de 13/3/79 a 9/4/92. O autor apresenta como principal resultado o fato de que houve uma diminuição nas expectativas de desvalorizações cambiais. As taxas esperadas de desvalorizações flutuaram menos no final do período. Usualmente, elas foram altas antes dos realinhamentos, diminuindo depois.

Lindberg, Söderlind e Svensson (1991) desenvolvem um estudo sobre as expectativas de desvalorização da moeda sueca durante o período 1985/92. Essas expectativas foram estimadas por meio dos métodos *simplest test* e *drift-adjustment*. O método *drift-adjustment* apresentou resultados mais consistentes com a teoria de credibilidade cambial e maior poder de explicação para o comportamento das expectativas de desvalorização cambial, especialmente para curtos horizontes de tempo. As taxas esperadas de desvalorização estimadas para diferentes horizontes de tempo também foram usadas para estimar o momento esperado das desvalorizações, sem contudo contribuir para a explicação do processo de formação dessas expectativas.

Rose e Svensson (1994) utilizaram as alterações nas expectativas dos agentes como medida da credibilidade da política cambial na análise do mecanismo de taxa de câmbio adotado para o ERM. Usando dados financeiros diários, esses autores afirmam ser difícil encontrar relações econômicas significativas entre alterações nas expectativas e variáveis macroeconômicas, embora existam sinais de que uma inflação menor pode aumentar a credibilidade da política econômica. Estatisticamente, muitos movimentos no sentido de realinhar as expectativas foram comuns aos participantes do ERM. Eles concluem que existiram poucos indicadores de baixa credibilidade do sistema ERM no período anterior a agosto de 1992. A natureza comum da credibilidade do ERM como um fato estilizado nas pesquisas empíricas explicaria, então, a não-antecipação da crise cambial de setembro de 1992 por governos e agentes privados.

Helpman, Leiderman e Bufman (1994), analisando as bandas israelense, chilena e mexicana, concluem que o diferencial da taxa de juros não refletiu as expectativas de desvalorizações. Além disso, a reversão à média não foi verificada no período de análise. Por outro lado, sob bandas com minidesvalorizações da paridade central, houve uma redução da volatilidade do diferencial da taxa de juros e uma significativa redução dos níveis e da variabilidade de realinhamentos esperados.

Helpman, Leiderman e Bufman (1994) e Leiderman e Bufman (1995), ao analisar as bandas do Chile, Israel e México, concluem que bandas cambiais adotadas por países que previamente tiveram alta inflação foram significativamente diferentes das observadas na Europa, que objetivavam a integração cambial e monetária entre os países.

Helpman, Leiderman e Bufman (1994) relatam que bandas de câmbio com minidesvalorizações, por si, não eliminam as expectativas de desvalorizações, simplesmente pelo fato de ocorrerem choques inesperados ou outros fatores que levam os governos a abandonar o compromisso com a banda. Chile, Israel e México foram caracterizados por uma forte especulação financeira, bem como por realinhamentos dentro da banda. No entanto, quando esses realinhamentos foram transparentes e não provocaram grandes ganhos de capital, a credibilidade do regime não foi prejudicada.

De acordo com Araújo e Feijó Filho (1994), a indexação da banda parece solucionar o problema de credibilidade e das taxas elevadas de inflação. A diferença principal entre esse regime e as minidesvalorizações fixas (como no caso do México) é que a banda indexada (Chile) permitiu maior flexibilidade do câmbio real, reduzindo a exposição do país a choques adversos.

A banda brasileira não apresentou similaridade alguma, exceto a paridade central nominal com a banda européia, a começar pelos objetivos que levaram à adoção desse sistema no Brasil: introduzir suficiente flexibilidade ao câmbio, ao mesmo tempo em que a taxa de câmbio nominal é usada como âncora para a estabilização interna. No que se refere ao México, Chile e Israel, os objetivos da implementação do sistema de bandas de câmbio foram os mesmos que a da banda brasileira.

Um teste simples de credibilidade de bandas de câmbio (*simplest test*) foi proposto por Svensson (1991c), baseando-se na pressuposição de que o diferencial de juros deve refletir as expectativas dos agentes econômicos sobre a desvalorização cambial. Se os agentes acreditam na banda de câmbio, então a taxa de câmbio deve ficar restrita aos limites dela.

Falcão Silva e Torrance (1998) aplicaram o *simplest test* à política de bandas cambiais brasileira, construindo duas bandas de taxas de juros reais, a partir da taxa de câmbio brasileira e das taxas internacionais *Prime Rate* e *Libor*. De acordo com esses autores, as taxas de juros reais internas não se encontravam dentro dos limites da banda de juros. O desvio da taxa de juros real interna com relação ao limite superior da banda de juros foi particularmente significativo no período logo após a crise do México. O teste mostra ainda que a banda de câmbio brasileira tornou-se mais crível durante 1996, especialmente no primeiro semestre.

Münch (1998), utilizando o teste de Svensson modificado, conclui que a banda de câmbio brasileira apresentou credibilidade instável, alternando bons e maus momentos. De acordo com o teste para as duas primeiras bandas, aceitou-se a hipótese de não-credibilidade das bandas de câmbio. Nos finais de janeiro de 1996, fevereiro de 1997 e janeiro de 1998 (datas de três realinhamentos), os resultados encontrados também sugerem a rejeição de credibilidade da banda. Além disso, a política cambial brasileira de intervenções intramarginais na ban-

da de câmbio, implementada a partir de junho de 1998, se mostrou desacreditada no curto prazo.

Rocha e Moreira (1998) propõem uma medida de credibilidade para a política cambial brasileira baseada no prêmio (valor) das opções cambiais negociadas na Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F). O valor dessas opções depende de expectativas que são continuamente reavaliadas pelo mercado, quanto à tendência do nível e da volatilidade da taxa de câmbio. Esses autores argumentam que a discrepância entre o prêmio da opção cambial, praticado pelo mercado, e o calculado a partir das taxas de juros e câmbio observados expressa um risco adicional, que pode ser mensurado pela probabilidade de ocorrência de uma descontinuidade no nível da taxa de câmbio. Essa probabilidade pode ser interpretada como uma medida da expectativa de desvalorização da moeda, ou seja, da não-credibilidade da política cambial em vigor. O trabalho conclui que o prêmio das opções cambiais refletiu adequadamente os momentos de maior risco de um ataque especulativo contra o real.

5 - Análise da credibilidade da política de bandas de câmbio brasileira

Em março de 1995, o Brasil adotou o regime de bandas de câmbio, fixando uma paridade central real/dólar nominal e uma zona de flutuação de aproximadamente 3% em torno dessa paridade. O governo brasileiro estava, nessa época, sinalizando ao mercado que buscava o equilíbrio das contas externas, sem, contudo, diminuir o empenho antiinflacionário. Em junho daquele ano, a zona foi ampliada para 4% e, novamente, alterada em janeiro de 1996, fevereiro de 1997 e janeiro de 1998. Ao todo, foram quatro realinhamentos, desde a implementação até a suspensão do regime de bandas cambiais em janeiro de 1999. A Tabela 1 contém as datas dos realinhamentos, as paridades centrais, a taxa de câmbio média no regime e os limites inferior e superior da política de bandas de câmbio do Plano Real. O Gráfico 2 mostra o comportamento da taxa de câmbio nominal, no período 10/3/95 a 12/1/99, época em que vigorou a política de bandas cambiais no Brasil.

Cabe ressaltar algumas características da política cambial desse período: *a*) o comportamento da taxa de câmbio caracterizou-se por uma contínua depreciação dentro da banda, principalmente a partir de 2/6/95, associada a cinco mudanças na paridade central e nos limites superior e inferior das bandas; *b*) o percurso da taxa de câmbio não foi interrompido quando uma nova banda foi estabelecida; *c*) o salto da taxa de câmbio foi menor em magnitude do que o salto da paridade central em todos os realinhamentos; *d*) a paridade central foi mudada quatro vezes em quatro anos de vigência da política, o que, *a priori*, já reflete uma falta de comprometimento com o regime cambial de bandas; *e*) em todos os ajustamentos da paridade central, a taxa de câmbio estava no limite superior; e *f*) no início

de cada realinhamento, a taxa de câmbio apresentou uma valorização acentuada em relação ao regime anterior.

Esse trabalho contempla o período 10/3/95 a 12/1/99, que é de total vigência do regime de bandas de câmbio, cobrindo quatro realinhamentos da banda de

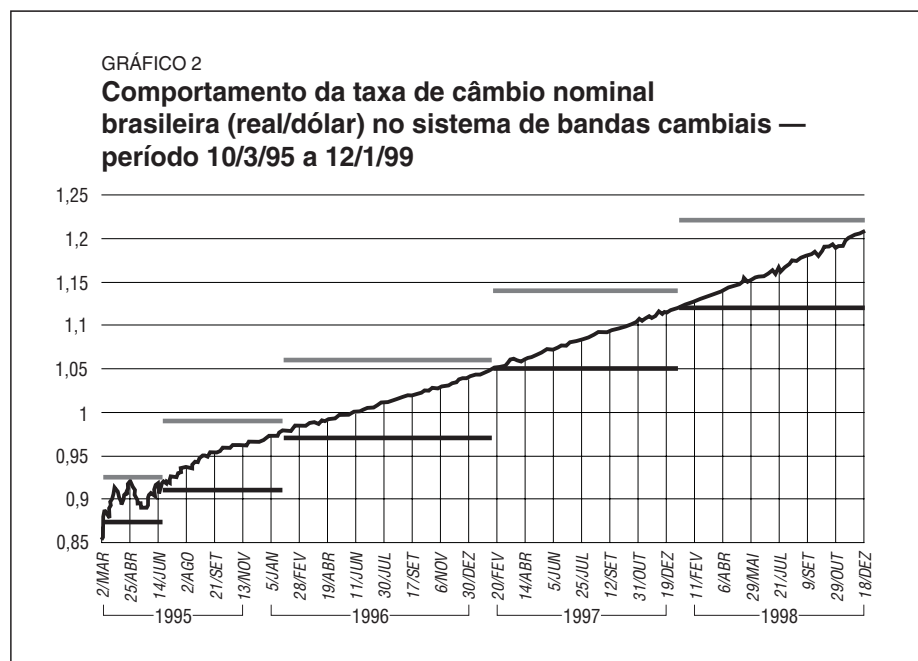
TABELA 1

Datas dos realinhamentos, paridade central e limites inferior e superior da política de bandas de câmbio do Plano Real

Datas	Limite inferior	Limite superior	Paridade central (real/dólar)	Taxa de câmbio média no regime
10/3/95	0,88	0,93	0,905	0,902
22/6/95	0,91	0,99	0,950	0,953
30/1/96	0,97	1,06	1,015	1,012
18/2/97	1,05	1,14	1,095	1,085
20/1/98	1,12	1,22	1,170	1,164
15/1/99	Suspensão do regime de bandas cambiais			

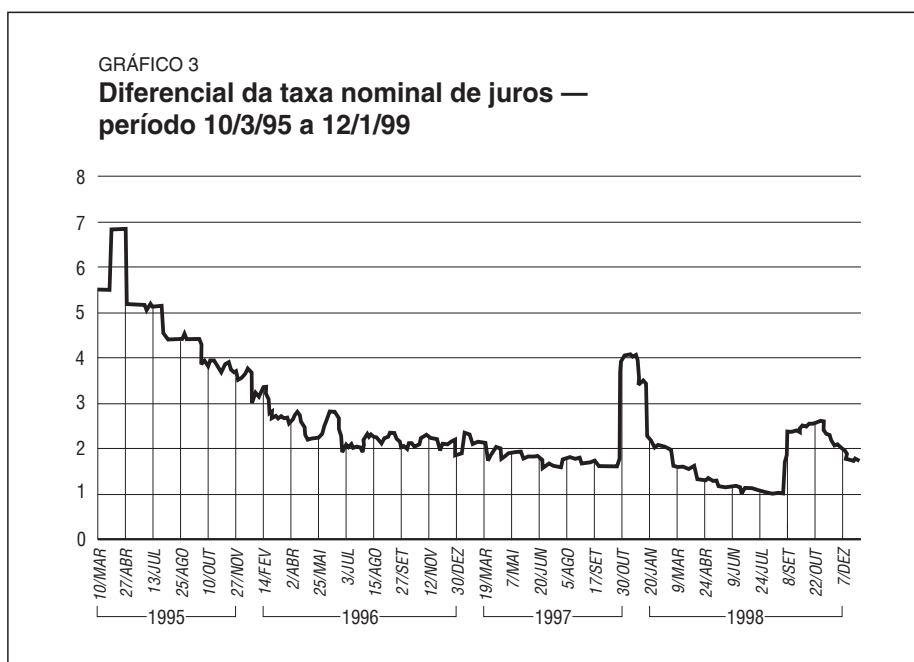
FONTE: Banco Central do Brasil.

NOTA: Taxas de câmbio em termos nominais.



câmbio brasileira.⁴ Os dados utilizados são as taxas de câmbio *spot* diárias (real/dólar), segmento livre (comercial) para venda, taxas de juros internas, tendo como *proxy* as taxas de juros mensais dos depósitos interbancários (taxas *over*) com frequência diária, taxas de juros externas mensais dos títulos do Tesouro americano (*Federal Funds*) com frequência diária. Para o cálculo da taxa esperada de desvalorização, utilizam-se as cotações do mercado futuro de dólar negociado na BM&F. Antes de cada realinhamento (22/6/95, 30/1/96, 18/2/97, 20/1/98), foram eliminadas 22 observações, visto que, neste trabalho, estima-se a taxa esperada de depreciação da moeda, condicionada a que a taxa de câmbio não salte no realinhamento. Todos os dados utilizados nos cálculos estão em termos de logaritmo, exceto as taxas nominais de juros interna e externa.

O Gráfico 3 mostra o comportamento do diferencial da taxa nominal de juros no período 10/3/95 a 12/1/99. De acordo com as pressuposições de *credibilidade perfeita* e intervenções marginais, o diferencial entre as taxas de juros interna e externa deveria ser menor, quanto mais próxima estivesse a taxa de câmbio do limite superior, ou seja, esperar-se-ia uma relação negativa entre a taxa de câmbio e o diferencial da taxa de juros. Contudo, levando-se em consideração que o modelo de *credibilidade perfeita* não pressupõe realinhamentos, os quais ocorreram



4 O período de análise se encerra em 12/1/99, tendo em vista a volatilidade do mercado de câmbio verificada a partir de 13/1/99, quando da flexibilização maior da política de bandas cambiais.

quatro vezes no caso do Brasil, não é possível caracterizar *credibilidade perfeita* para a política de bandas cambiais brasileira como um todo.

Diante disso, deve-se então estimar o método *drift-adjustment*, formalizado pela equação 13, que investiga se nos regimes (períodos entre os realinhamentos) da banda de câmbio brasileira há *credibilidade perfeita*. Os resultados da taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda, em um contexto de *credibilidade perfeita*, são apresentados na Tabela 2.

Os interceptos são restritos aos regimes. Assim, têm-se quatro realinhamentos (22/6/95, 30/1/96, 18/2/97 e 20/1/98) e cinco regimes. O regime 1 (10/3/95-21/6/95) possui intercepto igual a 0,0059; o regime 2 (22/6/95-29/1/96), intercepto igual a -0,0001; o regime 3 (30/1/96-17/2/97), intercepto igual a 0,0063; o regime 4 (18/2/97-19/1/98), intercepto igual a 0,0066; e o regime 5 (20/1/98-12/1/99), intercepto igual a -0,0010. Os interceptos dos regimes 1, 3 e 4 são significativos a 1% e apresentam o sinal esperado.

O sinal do coeficiente da taxa de câmbio não é coerente com a teoria de bandas de câmbio para *credibilidade perfeita*, apesar de ser significativo a 1%. Assim, a reversão à média (*mean reversion*) não ocorre no período analisado.⁵ Quer dizer, quando a taxa de câmbio está no limite superior, a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda deveria ser negativa, o oposto ocorrendo quando a taxa de câmbio estivesse no limite inferior. Na ausência de reversão à média,

TABELA 2

Modelo MQO para a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda (real/dólar), para cinco regimes

Regime 1	10/3/95	0,0059**	(2,40)	
Regime 2	22/6/95	-0,0001	(-0,07)	
Regime 3	30/1/96	0,0063**	(3,11)	
Regime 4	18/2/97	0,0066**	(3,23)	
Regime 5	20/1/98	-0,0010	(-0,52)	$F^2 = 0,66$
	Coefficientes			$F^{**} = 213,74$
	X	8,28 E-5**	(12,00)	$DW = 2,06$
	\bar{i}^r	0,000404*	(2,29)	$N = 860$
	$i^{*\tau}$	0,010**	(2,39)	() teste t

OBS.: Níveis de significância: ** 1%; * 5%; $X(\%)$ = taxa de câmbio dentro da banda (desvio da taxa de câmbio em relação à paridade central); \bar{i}^r (%) = taxa nominal de juros interna; e $i^{*\tau}$ (%) = taxa nominal de juros externa.

5 Apesar de a taxa de câmbio ter seguido, entre 1995 e 1998, uma tendência determinística, optou-se, ainda assim, por testar a ocorrência de reversão à média, seguindo fielmente o procedimento de Bertola e Svensson (1993).

observa-se o realinhamento dos limites da banda de câmbio todas as vezes que a taxa de câmbio se aproxima do limite superior.

A variável taxa de juros interna também não apresenta o sinal esperado, embora seja significativa a 5%. Isso quer dizer que a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda não depende inversamente da taxa de juros interna. Com relação à taxa de juros externa, o coeficiente está de acordo com a teoria de bandas de câmbio, sendo essa variável significativa a 1%. Assim, a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda depende diretamente da taxa de juros externa.

O valor do R^2 sugere que as variáveis previstas no modelo de *credibilidade perfeita* explicam 66% das variações na taxa esperada de depreciação da moeda. A estatística F , significativa a 1%, rejeita a hipótese de que todos os coeficientes são iguais a zero. O problema de autocorrelação serial no modelo é identificado por meio do teste *Lagrange Multiplier (LM Test)*, sendo devidamente corrigido por intermédio da inclusão do resíduo defasado (μ_{t-1}) como variável explicativa.

Realizam-se, adicionalmente, testes sobre a estabilidade dos parâmetros estimados, dada a possibilidade de mudanças estruturais ao longo do período. O método de regressão recursiva, ou mínimos quadrados recursivos, aqui utilizado, representa um teste de mudança estrutural baseado essencialmente na habilidade do modelo em prever valores além do intervalo usado para estimá-lo. A equação é estimada repetidamente, usando subconjuntos de dados amostrais. A hipótese nula testada postula que os coeficientes são os mesmos ao longo de todo o período. Dessa forma, foram realizados dois testes sugeridos por Greene (1997): o teste CUSUM, baseado na soma acumulada dos resíduos; e o teste CUSUM dos quadrados (CUSUMSQ), baseado no quadrado dos resíduos recursivos.

Os Gráficos 4 e 5 apresentam os resultados dos testes CUSUM e CUSUMSQ para o modelo em análise. As estatísticas CUSUM e CUSUMSQ localizam-se fora da área determinada pelos dois valores críticos indicados pelas linhas pontilhadas.

Assim, ambos os testes sugerem que o modelo não é estável ao longo do tempo. Essa instabilidade dos parâmetros é compatível com a ocorrência de vários realinhamentos e crises cambiais no período analisado e sugere, *a priori*, ausência de credibilidade perfeita na política cambial brasileira.

Testou-se, ainda, a estacionariedade das séries envolvidas no modelo, verificando-se as respectivas ordens de integração. Foram realizados os testes Dickey-Fuller, Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron, cujos resultados estão dispostos na Tabela 3.

Pelos testes realizados, conclui-se que as variáveis taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda e taxa nominal externa de juros são estacionárias, enquanto as variáveis taxa nominal interna de juros e taxa de câmbio (desvio da

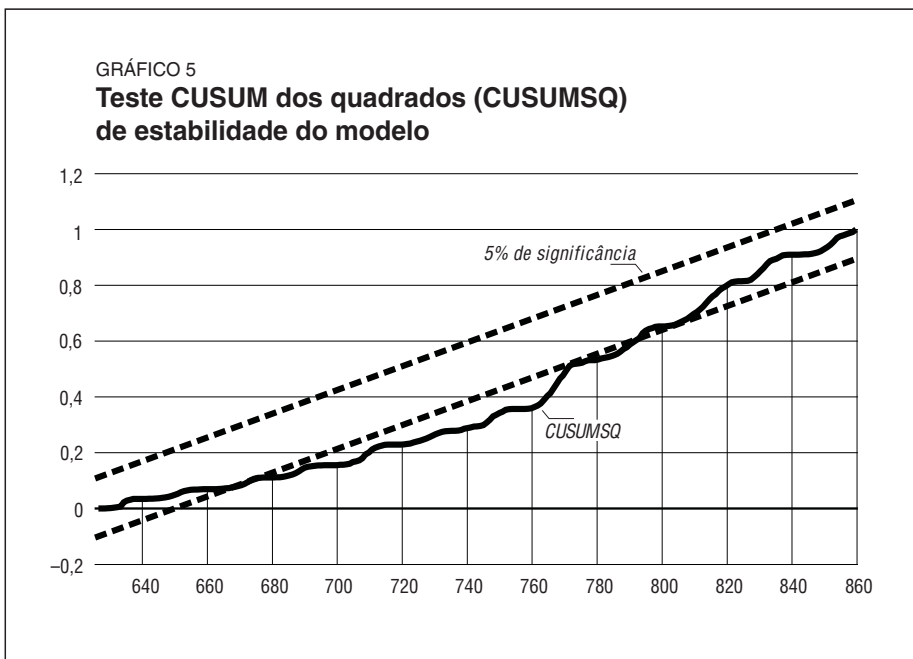
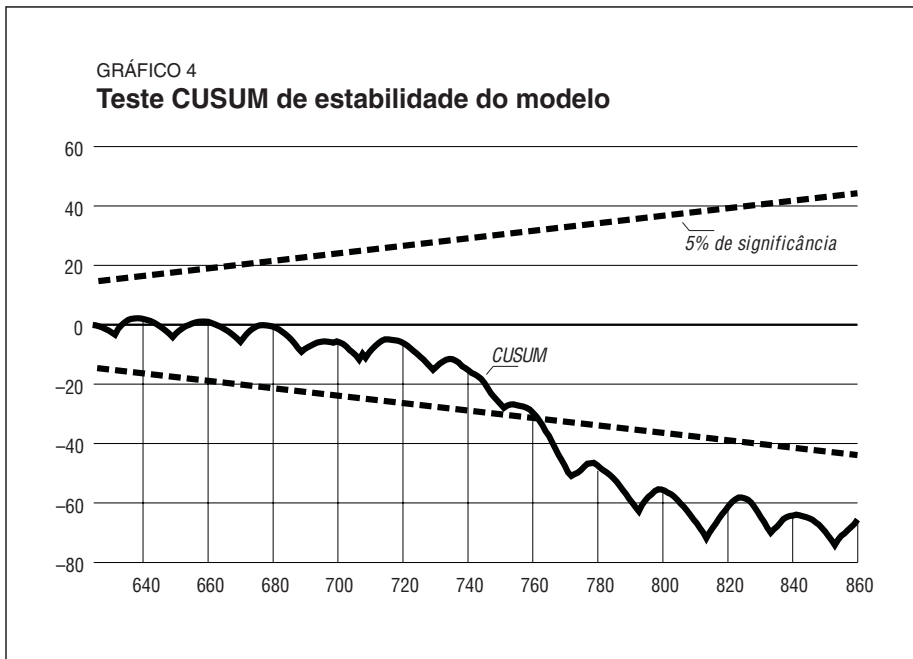


TABELA 3

Testes de raízes unitárias

Variáveis	DF ^a	DFA ^b	PP ^c	Ordem de integração
$(x_{t+\tau} - x_t)/\tau d_t$	-6,37	-9,53	-11,22	I(0)
x_t	-0,78	-1,43	-1,51	I(1)
i_t^τ	-1,79	-2,44	-2,44	I(1)
$i_t^{*\tau}$	-0,69	-10,23	-15,58	I(0)

OBS.: Testes realizados para as variáveis nos níveis.

^a Teste Dickey-Fuller: sem intercepto e sem tendência.

^b Teste Dickey-Fuller Aumentado: com intercepto e com tendência.

^c Teste Phillips-Perron.

paridade central) são integradas de ordem 1, ou seja, essas variáveis não são estacionárias no nível, mas sim na primeira diferença.

Diante dessas observações, a estimação da equação (13) ficaria comprometida, porque a teoria de co-integração convencional requer que as variáveis apresentem a mesma ordem de integração. Contudo, Charemza e Deadman (1992) afirmam que, se pelo menos duas variáveis explicativas forem integradas de mesma ordem e superiores à variável dependente, pode-se aceitar os resultados dessa regressão.

O problema reside, então, no fato de que, se os resíduos da regressão não forem estacionários ou ruído branco, não se pode, nessas circunstâncias, aceitar os resultados. Aplicando-se os testes Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron aos resíduos da regressão, verificou-se, no entanto, a estacionariedade dos mesmos.

Em modelos econométricos convencionais, normalmente admite-se que a variância do resíduo é constante. Contudo, na análise de dados macroeconômicos, Engle (1982 e 1983), citado por Greene (1997), encontrou evidências de que, para alguns fenômenos econômicos, as variâncias do erro são menos estáveis do que usualmente admitido. Séries temporais financeiras, tais como taxas de câmbio e de inflação e preços de ações, podem exibir alguma volatilidade, que varia ao longo do tempo. No caso da inflação ou da taxa de câmbio, isso pode ocorrer devido a alterações na condução da política macroeconômica. Em tais circunstâncias, a pressuposição de uma variância constante não é apropriada, sugerindo que a variância dessas séries seja heterocedástica.

Engle (1982), citado por Baltagi (1998), modelou essa heterocedasticidade de relacionando a variância condicional do resíduo no tempo t com os quadra-

dos dos resíduos nos períodos passados. Esse autor sugeriu o modelo ARCH (*Autoregressive Conditionally Heteroscedastic Model*) como uma alternativa aos processos usuais de séries temporais.

Bollerslev (1986), citado por Enders (1995), ampliou o trabalho original de Engle, desenvolvendo uma técnica que permite que a variância condicional seja modelada como um processo ARMA. O modelo ARCH (p, q) generalizado — *Generalized Autoregressive Conditionally Heteroscedastic Model*, chamado modelo GARCH (p, q) — permite a presença de componentes auto-regressivos e média móvel na variância heterocedástica. Um modelo GARCH (1, 1) especifica que a variância depende dos valores passados da variável dependente e do quadrado dos erros passados da regressão original, conforme a equação (14):

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (14)$$

Dessa forma, cabe testar se o processo da taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda $\{(x_{t+\tau} - x_t)/\tau d_t\}$ não é homocedástico e se poderia ser estimado por GARCH. A partir dos resultados da Tabela 4, procura-se mostrar como a

TABELA 4

Modelo GARCH (1, 1) para a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda (real/dólar), para cinco regimes e a equação da variância

Regime 1	10/3/95	0,0119**	(5,58)	
Regime 2	22/6/95	0,0054**	(3,03)	
Regime 3	30/1/96	0,0057**	(3,35)	
Regime 4	18/2/97	0,0066**	(3,80)	
Regime 5	20/1/98	0,0053**	(3,54)	$F^2 = 0,28$
	Coeficientes			$F^{**} = 36,04$
	X	1,50E-5**	(3,47)	$DW = 0,55$
	i^r	0,0008**	(5,48)	$N = 860$
	$i^{*\tau}$	-0,0072*	(-2,27)	() teste t
Equação da variância				
		$\sigma_t^2 = 8,69E-7^{**} + 0,215^{**}\varepsilon_{t-1}^2 + 0,6033^{**}\sigma_{t-1}^2$		
		(3,54)	(5,63)	(10,17)

OBS.: Níveis de significância: ** 1%, * 5%; X(%) = taxa de câmbio dentro da banda (desvio da taxa de câmbio em relação à paridade central); i^r (%) = taxa nominal de juros interna e $i^{*\tau}$ (%) = taxa nominal de juros externa.

presença de GARCH (1, 1)⁶ sobre o processo de inovação da $\{(x_{t+\tau} - x_t)/\tau d_t\}$ altera os resultados apresentados na Tabela 2.

Os sinais dos coeficientes das taxas de câmbio e de juros interna e externa não são coerentes com a teoria de bandas de câmbio para *credibilidade perfeita*, apesar de significativos a 1% e 5%. Tal observação pode justificar o valor do R^2 relativamente baixo, sugerindo que as variáveis previstas no modelo de credibilidade perfeita explicam somente 28% das variações na taxa esperada de depreciação da moeda. A estatística F rejeita a hipótese de que todos os coeficientes são iguais a zero, com 1% de significância.

Com relação à equação da variância, observa-se que a variância condicional pode ser modelada como um processo ARMA. O modelo GARCH (1, 1) para a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda $\{(x_{t+\tau} - x_t)/\tau d_t\}$ não é homocedástico e especifica que a variância depende dos valores passados da variável dependente (σ_{t-1}^2) e do quadrado dos erros passados da regressão original (ε_{t-1}^2), sendo ambos os componentes significativos a 1%.

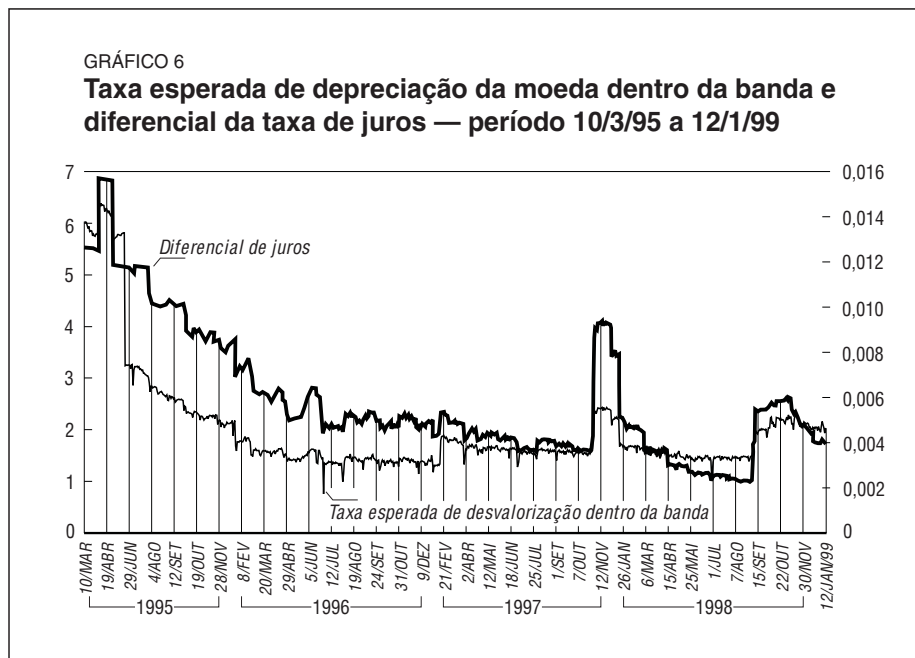
Apesar de modelar a variância condicional, o modelo GARCH (1, 1) não contribui para a melhoria dos resultados do método *drift-adjustment* para o teste da hipótese de *credibilidade perfeita* da banda de câmbio brasileira. Isso quer dizer que a estimação do método *drift-adjustment* com o modelo GARCH (1, 1) não confirma a hipótese de *credibilidade perfeita* para a banda de câmbio brasileira no período 10/3/95 a 12/1/99, apresentando resultados inversos às hipóteses desse modelo, da mesma forma que a estimação por MQO.⁷ Nesse sentido, é possível afirmar que a política de bandas de câmbio brasileira não teve *credibilidade perfeita*.

O Gráfico 6 apresenta o diferencial da taxa de juros e a predição da taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda. Todas as variáveis são expressas em percentagem. A diferença entre essas variáveis ilustra o *drift-adjustment*, ou seja, as expectativas de desvalorizações cambiais.

Como se verifica, o diferencial da taxa de juros e a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda não refletem expectativas de desvalorizações cambiais em nenhum dos cinco regimes, visto que o comportamento dessas variáveis é distinto. O diferencial da taxa de juros é mais instável que a taxa espera-

6 A escolha do modelo GARCH (1, 1) deveu-se ao fato de este ser um caso suficientemente genérico e simples para que as alterações na taxa esperada de depreciação possam ser devidamente identificadas.

7 Segundo Rocha e Moreira (1998), os modelos de volatilidade condicional (GARCH) e volatilidade estocástica supõem que as taxas de retorno da taxa de câmbio não estão limitadas e, portanto, a existência de bandas sobre a taxa de câmbio pode tornar imprópria a utilização desses modelos, especialmente quando a banda é muito estreita, como é o caso brasileiro.



da de depreciação da moeda dentro da banda, sendo sua magnitude, em nenhum ponto da amostra, similar a essa taxa.

Os resultados apresentados permitem, contudo, que se faça alguma inferência a respeito da *credibilidade imperfeita* da política de bandas brasileira. Desde a implementação desse regime até sua suspensão, o Banco Central do Brasil realizou quatro realinhamentos, respectivamente nas datas 22/6/95, 30/1/96, 18/2/97 e 20/1/98, estabelecendo cinco diferentes paridades centrais para a banda cambial. Esse fato, por si só, já sugere a inexistência de *credibilidade perfeita*, cujo referencial teórico não prevê realinhamentos, sendo, contudo, compatível com a proposição de *credibilidade imperfeita*. Quando há credibilidade imperfeita, os agentes econômicos associam uma probabilidade menor à defesa da banda pela autoridade monetária, acreditando ser mais provável um realinhamento sempre que a taxa de câmbio se aproxima do limite superior da banda. Para a experiência brasileira, esse fato é perceptível em todos os realinhamentos promovidos. A não-verificação de reversão à média, por meio das estimações realizadas, corrobora essa propensão maior de realinhamentos do que de defesa da banda por parte do Banco Central.

Num cenário de *credibilidade imperfeita*, as intervenções da autoridade monetária no mercado de câmbio são intramarginais. Essa característica pode ser observada para a política de bandas de câmbio brasileira, quando da adoção de

intrabandas ou “minibandas”, em junho de 1995. Por intermédio desse sistema, foram realizados leilões, de compra e venda simultâneas, de divisas entre o Banco Central e as instituições autorizadas a operar no mercado de câmbio. Por esse mecanismo, conhecido como leilão de *spread*, as instituições participantes teriam de definir taxas de compra e venda, observado um *spread* previamente estabelecido pelo Banco Central, que com isso atuava fortemente no mercado, fazendo com que as taxas oscilassem muito pouco em torno do valor central da pequena faixa.

Acrescente-se a isso o fato de a taxa de câmbio ter permanecido, a maior parte do tempo, próxima do centro da banda, característica de uma política com *credibilidade imperfeita*. Na Tabela 1, observa-se que a taxa de câmbio média dos cinco regimes é aproximadamente igual à paridade central definida pelo Banco Central. Além disso, como o câmbio é mais instável nas margens, ocorrem realinhamentos quando a taxa de câmbio se aproxima do limite superior da banda.

Cabe mencionar que a proposição de *credibilidade imperfeita* referente a uma relação positiva entre o diferencial de taxa de juros e a taxa de câmbio não é observada claramente no período de análise como um todo. Dadas as mudanças na paridade central, deveriam ser observados, nas datas dos realinhamentos, picos positivos do diferencial de juros, sinalizando a expectativa de desvalorização e, conseqüentemente, a mudança da banda. No Gráfico 6, essa característica é observada nos meses anteriores ao último realinhamento (20/1/98) e à época da suspensão definitiva do regime de bandas cambiais (12/1/99), não se verificando, contudo, relação semelhante para os regimes anteriores.

O comportamento do diferencial de juros pode estar relacionado, contudo, com a estratégia do Banco Central diante das duas crises externas, ou seja, crise asiática no segundo semestre de 1997 e crise russa no segundo semestre de 1998. A elevação dos juros básicos da economia tinha como objetivo principal evitar a fuga maciça de capitais do país, visando posteriormente à manutenção da política de bandas. Destaca-se esse último objetivo como secundário, tendo em vista o realinhamento promovido após a crise asiática e o fim do regime de bandas poucos meses depois da crise russa. Assim, apesar de o diferencial de juros não ter sempre captado as expectativas de desvalorizações cambiais brasileiras, as evidências sugerem a existência de *credibilidade imperfeita* para a política de bandas de câmbio adotada no Brasil.

Os resultados obtidos devem-se, provavelmente, ao fato de a paridade de juros descoberta ter, implicitamente, a pressuposição de mobilidade perfeita de capital, não adequada para a economia brasileira. No período analisado, a mobilidade de capital foi menos que perfeita, dadas as regulamentações ainda existentes no mercado financeiro brasileiro.

Além disso, destaca-se que o objetivo de estabilização econômica do Plano Real demandou uma política monetária altamente contracionista, sendo pouco

provável que, no período analisado, a taxa de juro interna fosse compatível com o compromisso da autoridade monetária com a área de flutuação do câmbio, ou seja, com a manutenção e a defesa da banda cambial brasileira.

Nesse sentido, a política brasileira de bandas de câmbio foi muito semelhante àquelas adotadas em países que previamente tiveram inflação alta. Os resultados obtidos são compatíveis com as análises anteriores desenvolvidas para as bandas cambiais do Chile, Israel e México. Em particular, destaca-se que, assim como para esses países, o diferencial brasileiro da taxa de juros também não refletiu as expectativas de desvalorizações cambiais.

6 - Conclusões

O Brasil adotou, oficialmente, o sistema de bandas cambiais em março de 1995, em decorrência do crescente déficit comercial e da elevação das saídas de capital a partir da crise mexicana. Ao longo de sua vigência, a política de bandas de câmbio brasileira promoveu quatro realinhamentos. Após as crises asiática e russa, esse sistema tornou-se mais vulnerável aos ataques especulativos e à fuga de capitais, levando o Banco Central a suspendê-lo em janeiro de 1999.

Este trabalho analisa, empiricamente, a credibilidade dessa política de bandas de câmbio no Brasil, desde sua implementação até sua suspensão. Investiga o comportamento da taxa de câmbio e do diferencial da taxa de juros, tendo em vista os modelos de *credibilidade perfeita* e *credibilidade imperfeita*.

A análise gráfica mostra que, no período 10/3/95 a 15/1/99, a paridade central da banda brasileira foi modificada quatro vezes, o que, *a priori*, reflete uma falta de comprometimento com o regime cambial de bandas. Como o modelo de *credibilidade perfeita* não pressupõe realinhamentos, não é possível caracterizar *credibilidade perfeita* para a política de bandas cambiais brasileira como um todo.

Formalmente, a estimação do método *drift-adjustment* não confirma a hipótese de *credibilidade perfeita* para a banda de câmbio brasileira no período 10/3/95 a 15/1/99, apresentando resultados inversos às hipóteses desse modelo. A estimativa da taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda para a economia brasileira permite concluir que a reversão à média não ocorre, e que a taxa nominal de juros interna não influencia a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda. Nesse sentido, é possível afirmar que a política de bandas de câmbio brasileira não teve *credibilidade perfeita*.

Esse resultado se confirmou quando a predição da taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda foi confrontada com o diferencial da taxa de juros. De fato, o diferencial da taxa de juros e a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda não refletem expectativas de desvalorizações, porque o compor-

tamento dessas variáveis é distinto, ou seja, o diferencial da taxa de juros é mais instável que a taxa esperada de depreciação da moeda dentro da banda.

Os resultados, contudo, permitem que se façam algumas inferências a respeito da *credibilidade imperfeita* da política de bandas brasileira. Quando há *credibilidade imperfeita*, os agentes econômicos associam uma probabilidade menor à defesa da banda pela autoridade monetária, acreditando ser mais provável um realinhamento sempre que a taxa de câmbio se aproximar do limite superior da banda. Para a experiência brasileira, esse fato é perceptível em todos os realinhamentos promovidos. A não-verificação de reversão à média, por meio das estimações realizadas, corrobora essa propensão maior de realinhamentos do que de defesa da banda por parte do Banco Central.

A proposição de *credibilidade imperfeita* referente a uma relação positiva entre o diferencial de taxa de juros e a taxa de câmbio é perceptível apenas para os meses anteriores ao último realinhamento (20/1/98) e à suspensão definitiva do regime de bandas cambiais (15/1/99).

Para a política de bandas de câmbio brasileira, observam-se intervenções intramarginais da autoridade monetária no mercado de câmbio, mediante a adoção das intrabandas ou “minibandas”, a partir de junho de 1995. Verifica-se, também, que a taxa de câmbio permaneceu, a maior parte do tempo, próxima do centro da banda para o período de análise, característica de uma política com *credibilidade imperfeita*. Diante do exposto, é possível caracterizar *credibilidade imperfeita* para a política de bandas de câmbio adotada no Brasil.

Abstract

This paper empirically investigates the credibility of the Brazilian exchange rate target zone implemented from March 10, 1995 to January 15, 1999 using the drift-adjustment method developed by Bertola and Svensson (1993). The model estimation does not accept the perfect credibility hypothesis, although it shows some evidence of imperfect credibility. The Brazilian interest rate differential does not capture the expected Brazilian currency devaluation, which is similar to the Chilean, Israeli and Mexican exchange rate target zones results.

Bibliografia

ARAÚJO, A. P., FEIJÓ FILHO, C. L. *Bandas de câmbio: teoria, evidência empírica e sua possível aplicação no Brasil*. Rio de Janeiro: EPGE/FGV, p.1-88, 1994 (Ensaio Econômico, 234).

- ARBEX, M. A., FONTES, R. Credibilidade das políticas econômicas no Brasil: uma análise empírica do período 1991-1998. *Economia Aplicada*, v. 3, n. 1, p. 23-45, 1999.
- BALTAGI, B. *Econometrics*. Berlim, Springer, 1998, 326p.
- BERTOLA, G., CABALLERO, R. J. Target zones and realignments. *American Economic Review*, Nashville, TN, v. 82, n. 3, p. 520-536, 1992.
- BERTOLA, G., SVENSSON, L. E. O. Stochastic devaluation risk and empirical fit of target zone models. *Review of Economics Studies*, Oxford, EN, v. 60, p. 689-712, 1993.
- BOLETIM DO BANCO CENTRAL DO BRASIL*, v. 31, n. 1/12, 1995.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, v. 31, p. 307-327, 1986.
- CHAREMZA, W. W., DEADMAN, D. F. Cointegration analysis. *New Directions in Econometric Practice: General to Specific Modelling, Cointegration And Vector Auto-Regression*. Londres: Edward Elgar, p. 116-171, 1992.
- CUKIERMAN, A., KIGUEL, A. K., LEIDERMAN, L. *Choosing the width of exchange rate bands — credibility versus flexibility*. Londres: Centre for Economic Policy Research, 1994, 55p. (Discussion Paper Series, 907).
- DORNBUSCH, R. *Macroeconomia*. 5a ed. São Paulo, SP: McGraw-Hill, 1991, 930p.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons Inc., 1995, 421p.
- ENGLE, R. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflations. *Econometrica*, v. 50, p. 987-1008, 1982.
- . Estimates of the variance of U.S. inflation based on the ARCH Model. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 15, p. 286-301, 1983.
- FALCÃO SILVA, M. L., TORRANCE, T. Exchange rate based stabilization plans: the Brazilian experience with a target zone regime. *Economia Aplicada*, v. 2, n. 1, p. 31-64, 1998.
- GREENE, W. *Econometric Analysis*. 3a ed. Prentice Hall, 1997, 1.075p.
- HELPMAN, E., LEIDERMAN, L., BUFMAN, G. A new breed of exchange bands: Chile, Israel and México. *Economic Policy*, Cambridge, MA, p. 259-306, Oct.1994.
- KRUGMAN, R. P. Target zones and exchange rate dynamics. *Quarterly Journal of Economics*, v. 106, n. 3, p. 669-682, 1991.
- LEIDERMAN, L., BUFMAN, G. Searching for nominal anchors in shock economies in the 1990s: inflation targets and exchange rate bands. International Forum on Latin

American Perspectives, Rio de Janeiro, v. 6, 1995. *Paper International Forum*. Rio de Janeiro, s.n., p. 1-36, 1995.

LINDBERG, H., SÖDERLIND, P., SVENSSON, L. E. *Devaluation expectations: the Swedish Krona 1985-1992*. Institute for International Studies, 1991 (Seminar Paper, 495).

MÚNCH, I. P., Bandas de câmbio e expectativas de desvalorização: um teste de credibilidade aplicado a Brasil, México, Rússia, Venezuela, Tailândia e Hong Kong. *Revista Brasileira de Economia*, v. 52, n. 4, p. 637-673, 1998.

ROCHA, K., MOREIRA, A. Credibilidade da política cambial e as opções cambiais. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 28, n. 3, p. 509-530, 1998.

ROSE, A., SVENSSON, L. E. Exchange rate credibility before the fall. *European Economic Review*, v. 38, n. 1, p. 185-216, 1994.

SVENSSON, L. E. O. The foreign exchange risk premium in a target zone with devaluation risk. *National Bureau of Economic Research*, p. 1-27, 1990 (Working Paper, 3.466).

———. Target zones and interest rate variability. *Journal of International Economics*, Amsterdã, v. 31, n. 2, p. 27-54, 1991a.

———. The term structure of interest rate differentials in a target zone: theory and Swedish data. *Journal of Monetary Economics*, Amsterdã, v. 28, n. 1, p. 87-116, 1991b.

———. The simplest test of target zone credibility. *IMF Staff Papers*, v. 38, p. 655-665, 1991c.

———. An interpretation of recent research on exchange rate target zones. *Journal of Economic Perspectives*, Nashville, TN, v. 6, n. 4, p. 119-144, 1992.

———. Assessing zone credibility — mean reversion and devaluation expectations in the ERM, 1979-1992. *European Economic Review*, Amsterdã, v. 37, n. 4, p. 763-802, 1993.

———. Fixed exchange rates as a means to price stability: what have we learned? *European Economic Review*, Amsterdã, v. 38, n. 2, p. 447- 468, 1994.

(Originais recebidos em outubro de 1998. Revistos em outubro de 1999.)