

# CREDIBILIDADE E REPUTAÇÃO: UMA APLICAÇÃO DO MODELO DE “CIRCUNSTÂNCIAS EXTERNAS” PARA O PLANO REAL

César O. Tejada<sup>1</sup>

Marcelo S. Portugal<sup>2</sup>

## Resumo

O objetivo deste artigo é analisar a credibilidade e a reputação na política econômica no período de agosto de 1994 a dezembro de 1998. O marco teórico empregado tem como base o modelo de “circunstâncias externas, o qual permite analisar os fatores de credibilidade e reputação durante o funcionamento de um regime de taxa de câmbio fixa ou de *crawling peg*. O modelo parte do pressuposto de que, em geral, nenhum governo pode preocupar-se única e exclusivamente com o objetivo de controlar a inflação, ignorando por completo os objetivos de crescimento e emprego. Portanto, e em particular, frente a circunstâncias adversas, um governo, ainda que do tipo antiinflação, pode ser levado a desvalorizar a taxa de câmbio. Nossos resultados permitem concluir que o governo estava seguindo uma política consistente com a manutenção da estabilidade de preços, enquanto permitia uma recuperação gradual da competitividade.

Palavras Chave: Credibilidade; Inflação; Competitividade; Plano Real.

## Abstract

In this paper we analyze credibility aspects of the Brazilian economic policy between August 1994 and December 1998 using an “external circumstances” model. This model can be applied to countries with fixed or *crawling peg* exchange rate policies. The model assumes that no government can conduct its economic policy with a single objective of inflation control, ignoring completely the unemployment and growth path. Therefore, in the presence of “external circumstances” (unexpected exogenous shocks) even a strong anti-inflationary government can be forced to devalue the exchange rate. Our results show that government in policy in the period was consistent with inflation control while allowing for a gradual recovery of the competitiveness level.

Key Words: Credibility; Inflation; Competitiveness; Real Plan.

## 1. INTRODUÇÃO

O objetivo deste artigo é analisar a credibilidade e a reputação na política econômica no período de agosto de 1994 a dezembro de 1998. A ênfase é dada ao período de utilização do regime de bandas cambiais no Brasil, de março de 1995 a 12 de janeiro de 1999, pois, a partir de meados de janeiro, o sistema de bandas foi abandonado, após vários ataques especulativos sobre o Real.

O marco teórico empregado tem como base o modelo de “circunstâncias externas”, desenvolvido nos trabalhos de Drazen e Masson (1994)<sup>3</sup>, Masson (1995) e Masson e Agénor(1996), o qual permite analisar os fatores de credibilidade e reputação durante o funcionamento de um regime de taxa de câmbio fixa ou de *crawling peg*. O modelo parte do pressuposto de que, em geral, nenhum governo pode

<sup>1</sup> Doutorando em Economia na UFRGS e professor da Universidade de Passo Fundo.

<sup>2</sup> Professor do Programa de Pós-Graduação da UFRGS e pesquisador do CNPq. Gostaria de agradecer o auxílio dos bolsistas de iniciação científica a Patrícia U. Palermo (PIBC-CNPq) e André Lenz (PIBIC-UFRGS)

<sup>3</sup> Uma versão *working paper* mais completa pode ser vista em Drazen e Masson (1993).

preocupar-se única e exclusivamente com o objetivo de controlar a inflação, ignorando por completo os objetivos de crescimento e emprego. Portanto, frente a circunstâncias adversas, um governo, ainda que do tipo antiinflação, pode ser levado a desvalorizar a taxa de câmbio.

O artigo está dividido em quatro partes: a primeira apresenta uma revisão teórica do modelo de circunstâncias externas; na segunda, discutem-se o procedimento econométrico a ser usado e a estimação do modelo; na terceira, discutem-se os resultados obtidos em relação à política econômica implementada no período; por fim, na última parte apresentam-se as conclusões.

## 2. O MODELO TEÓRICO

Embora, oficialmente, o regime cambial no Brasil durante o período de março de 1995 a inícios de 1999 fosse chamado de bandas cambiais, na prática, ele não foi muito diferente de um regime de taxa de câmbio fixa, administrada ou de *crawling peg*, como alguns analistas têm salientado.<sup>4</sup> Portanto, a análise do comportamento da taxa de câmbio não tem como base a imensa literatura sobre bandas cambiais originada no modelo de Krugman (1991).<sup>5</sup> A abordagem teórica usada neste artigo está de acordo com os modelos de credibilidade que usa os jogos de política econômica como arcabouço.<sup>6</sup>

Uma parte dessa literatura, originada no trabalho de Backus e Driffill (1985), tem enfatizado o papel do “tipo” do *policymaker* (fraco, forte, ou infinitos tipos) na determinação da credibilidade de uma dada política econômica. Nesse enfoque, o *policymaker* fraco acha ótimo imitar o comportamento do forte para construir uma reputação. Por conseguinte, um *policymaker* forte que deseja sinalizar seu tipo, deve, desde o início, por exemplo, permitir grandes aumentos no desemprego (acima dos níveis que preferiria) para, assim, melhorar sua reputação e a credibilidade da política implementada.

Posteriormente, surgiram modelos com cláusulas de escape, nos quais a modelagem da política econômica está condicionada à realização de choques exógenos ou contingências imprevistas. Em Lohmann (1992), por exemplo, o *policymaker* delega a política monetária a um banqueiro central conservador que, em tempos normais, deve estabelecer uma determinada taxa de inflação, porém, em situações extremas deve implementar uma cláusula de escape flexível, do contrário ele é demitido.<sup>7</sup>

Numa linha afim, Drazen e Masson (1994) desenvolveram um modelo de “circunstâncias externas”. Segundo eles

Whether or not an announced policy is carried out, however, reflects more than the policymaker's intentions. The situation in which finds himself can be important. Since even a “tough” policymaker cannot ignore the cost of very high unemployment, he may renege on an anti-inflation commitment in sufficiently adverse circumstances, that is, in times of weak activity, when pressures to restore high employment are strong. In short, the credibility the public assign to an announced policy should therefore reflect external circumstances as well. (p. 736)

Masson (1995) fez uma generalização multiperíodo de Drazen e Masson (1994), no qual a credibilidade evolui ao longo do tempo e a atualização das crenças é explicitamente modelada. Masson e Agénor (1996) fizeram uma versão ligeiramente diferente de Masson (1995), em que o *tradeoff* que enfrenta o *policymaker* se dá entre inflação e competitividade da economia.

<sup>4</sup> Ver, por exemplo, Pastore e Pinotti (1999) e Bonomo e Terra (1999a). No entanto, alguns trabalhos, tem analisado a credibilidade do regime de bandas cambiais, assumindo que ele realmente funcionou na prática (ver, por exemplo, Munch (1998), Rocha e Moreira (1998) e Fontes et al. (1999). Antes de fazer isto, seria melhor analisar se realmente o regime cambial brasileiro durante o período tem aderência com algum dos modelos de banda cambial (como foi feito, por exemplo, por Flood, Rose e Mathieson (1991) para o EMS). Nessa linha, Ferreira (1999) tem encontrado que o regime cambial brasileiro teve pouca aderência aos modelos teóricos de bandas cambiais. No melhor dos casos, há evidência fraca com respeito ao modelo com credibilidade imperfeita e intervenções intramarginais do tipo Bertola e Caballero (1992) e Bertola e Svensson (1993).

<sup>5</sup> Para uma revisão desta literatura, ver, por exemplo, Garber e Svensson (1995).

<sup>6</sup> Uma revisão desta literatura, pode ser vista, por exemplo, em Persson e Tabellini (1994, 1997)

<sup>7</sup> Ver também Obstfeld (1991).

Formalmente, no modelo de Drazen e Masson (1994),<sup>8</sup> adiciona-se um choque estocástico sobre o desemprego no modelo de Barro e Gordon (1983), de forma que a escolha da política econômica por parte do governo dependerá da realização do choque, bem como do peso que o governo atribui à inflação relativamente ao desemprego. Além disso, existe incerteza sobre as preferências do *policymaker* e sobre os choques que atingem a economia. Assume-se que a inflação-surpresa reduz a taxa de desemprego  $u_t$  relativamente à taxa natural de desemprego  $\bar{u}$  e que  $u_t$  é afetada por seu valor defasado  $u_{t-1}$  e sujeita a choques estocásticos  $h_t$

$$u_t = \bar{u} - \sqrt{a} [(p_t - p_t^e) - d(u_{t-1} - \bar{u})] + h_t \quad (1)$$

onde  $p_t$  é a taxa de inflação atual;  $p_t^e$ , a taxa de inflação esperada e  $d \geq 0$  é uma medida de persistência nas flutuações da taxa de desemprego (assim,  $\Delta = d\sqrt{a}$  é o coeficiente auto-regressivo do desemprego, se  $d = 0$  não existe persistência). No período inicial do modelo de dois períodos, assume-se que  $u_0 - \bar{u} = 0$  e, portanto, a persistência somente afeta a taxa de desemprego no período 2.<sup>9</sup>

O objetivo do governo é minimizar uma função perda esperada quadrática de dois períodos ( $L_t$ ). Esta função  $L_t$  em um único período depende do desvio do desemprego de um nível meta abaixo da taxa natural,  $\bar{u} - K$  (onde  $K$  captura as distorções que levam a uma taxa de desemprego natural alta demais), bem como da inflação atual.

$$L_t = (u_t - \bar{u} + K)^2 + c(p_t)^2 \quad (2)$$

onde  $c$  representa o peso atribuído à estabilidade da inflação relativamente ao desemprego. Assume-se que podem existir diferentes tipos de governo, o que implica a existência de incerteza sobre a função objetivo do governo. Existem dois tipos de governos: o governo forte (com sobrescrito  $T$ ), que se preocupa com a inflação com um peso  $c^T$ , e um governo fraco (sobrescrito  $W$ ), que atribui um peso menor ( $c^W$ ) sobre a inflação na sua função objetivo, portanto  $c^T > c^W$ . No período 1, o tipo do governo é desconhecido, portanto a escolha da política econômica do governo no período 1 pode influenciar a expectativa de uma desvalorização no período 2. Analisando apenas dois períodos, e assumindo que a taxa de câmbio (em log)  $e_t$  é o instrumento de política para influenciar o nível de preços e que, por simplicidade de exposição, o nível de preços é igual à taxa de câmbio,<sup>10</sup> a função objetivo esperada do governo tipo- $i$ , condicionada à informação disponível em  $t = 1$ , pode ser escrita como

$$\Lambda^i = L_1^i + bEL_2^i \\ \Lambda^i = L_1^i + bEL_2^i = (u_1 - \bar{u} + K)^2 + c^i (\Delta e_1)^2 + bE_1[(u_1 - \bar{u} + K)^2 + c^i (\Delta e_2)^2] \quad (3)$$

onde  $\Delta e_t$  é a taxa de mudança da taxa de câmbio e se define  $k = K/\sqrt{a}$  e  $\hat{I}_t = h_t/\sqrt{a}$ .

Os valores da função objetivo (3) dependem da capacidade do governo de compensar os choques nos períodos 1 e 2 e da sinalização do seu tipo através de suas ações no período 1, desde que a taxa de desemprego no período 2 dependa das expectativas cambiais. O *timing* dos eventos é como segue: (1) os agentes privados formam suas expectativas da taxa de câmbio e fixam os salários antes que o choque  $e_t$  seja realizado; (2) o *policymaker* observa o choque sobre o desemprego e (3) o *policymaker* determina a taxa de câmbio (desvaloriza-se ou mantém-se a taxa de câmbio fixa).

A questão a analisar é como a probabilidade de uma desvalorização no período 2, denotada  $m$ , depende da ação do governo no período 1, uma vez que se considera não apenas a sinalização padrão do tipo desconhecido do governo, mas, também, o efeito da persistência do desemprego. Considerando a incerteza sobre os tipos, pode-se escrever  $m$  como

<sup>8</sup> O modelo está baseado no modelo de cláusulas de escape de Obstfeld (1991).

<sup>9</sup> Alternativamente, poder-se-iam modelar os efeitos de persistência na equação de preferências, colocando o desemprego defasado na função perda (2). Os resultados seriam os mesmos, se a probabilidade de uma desvalorização no período 2 dependesse positivamente do desemprego no período 1.

<sup>10</sup> Também se deve substituir a taxa de inflação pela taxa de câmbio na equação (1).

$$\mathbf{m}(j) = w_2(j) \mathbf{r}_2^W(j) + [1 - w_2(j)] \mathbf{r}_2^T(j) \quad (4)$$

onde  $w_2$  = probabilidade de que o governo seja do tipo  $W$ ;  
 $\mathbf{r}_2^W$  = probabilidade de que um governo do tipo  $W$  desvalorize (dada a distribuição de  $\epsilon_2$ ),  
 $\mathbf{r}_2^T$  = probabilidade de que um governo de tipo  $T$  desvalorize.

O argumento  $j$  ( $= D$  ou  $F$ ) indica a ação ou escolha do governo, se desvalorizou a taxa de câmbio ( $D$ ) ou se a manteve fixa ( $F$ ) no período 1. O cálculo dessas probabilidades depende da estrutura de informação.

Para calcular  $\mathbf{r}_2^i$ , inicia-se resolvendo o problema do governo para o período 2, considerando como dadas as expectativas de uma desvalorização  $\mathbf{m}_2(j)$ . Depois, substituindo  $\mathbf{r}_2^i$  na equação (4), pode-se resolver para  $\mathbf{m}_2(j)$ . A relação funcional entre a escolha de política e a realização de  $\epsilon_t$  tornar-se-á clara após este cálculo. Assume-se que os agentes privados conhecem os valores  $\mathbf{c}^T$  e  $\mathbf{c}^W$ , mas não o tipo de governo, além de não observarem o choque  $\epsilon_t$ .<sup>11</sup> Denota-se a função perda de único período de um governo tipo- $i$  se desvaloriza no período 2 por  $L_2^{iD}(j)$  (onde  $j$  foi a ação no período 1). Então, o governo desvalorizará no período 2 se  $L_2^{iD}(j) - L_2^{iF}(j) < 0$ , isto é, se a perda esperada de desvalorizar no período 2 é menor que a perda esperada de manter a taxa de câmbio fixa no período 2. Isso define um valor crítico do choque  $\hat{\epsilon}_2^i(j)$

$$\hat{\epsilon}_2^i(j) = \frac{(a + \mathbf{c}^i)s}{2} - \mathbf{k} - \mathbf{m}_2(j)s - \mathbf{d}(u_1 - \bar{u}) \quad (5)$$

onde  $s$  é a magnitude dada de desvalorização fixa. Portanto, o valor crítico  $\hat{\epsilon}_2^i(j)$  depende do tipo de governo (através de  $\mathbf{c}^i$ ) e da política observada previamente. Se a realização de  $\epsilon_2$  ficar abaixo desse valor crítico, a política de manter a taxa de câmbio fixa será ótima; se, por causa de choques externos, ficar acima desse, a desvalorização será ótima. Assumindo que a distribuição de  $\epsilon_t$  é uniforme entre  $-v$  e  $+v$  e simétrica ao redor de 0, tem-se (assumindo uma solução interior)

$$\mathbf{r}_2^i(j) = \text{prob}(\epsilon_2 > \hat{\epsilon}_2^i(j)) = [v - \hat{\epsilon}_2^i(j)]/2v \quad (6)$$

Para calcular a probabilidade do tipo de governo, assume-se que os agentes privados usam um enfoque bayesiano para avaliar o tipo do governo, começando de *prioris* uniformes sobre os dois tipos. As expectativas são condicionadas a que o governo desvalorize ou não no período 1, mas não à realização do choque  $\epsilon_1$ , visto que assume que os agentes privados não o observam. A probabilidade de que o governo seja fraco condicionada à sua ação no período 1, pode então ser escrita como

$$w_2(D) = \frac{\mathbf{r}_1^W}{\mathbf{r}_1^W + \mathbf{r}_1^T}, \quad w_2(F) = \frac{1 - \mathbf{r}_1^W}{2 - \mathbf{r}_1^W - \mathbf{r}_1^T} \quad (7)$$

quando inicia-se com *prioris* uniformes. Observe-se que  $w_2(D) > w_2(F)$  conquanto  $\mathbf{r}_1^W > \mathbf{r}_1^T$ , isto é, conquanto a probabilidade que um governo fraco desvalorize no período 1 seja maior que a probabilidade que um governo forte desvalorize no período 1.

A probabilidade de que um tipo dado desvalorizará no período 1,  $\mathbf{r}_1^i$ , é derivada numa forma análoga ao cálculo anterior para  $\mathbf{r}_2^i$ . Calcula-se um valor crítico do choque no período 1, isto é,  $\hat{\epsilon}_1^i$ , tal que  $\Lambda^i(D) = \Lambda^i(F)$ .<sup>12</sup> Então, a probabilidade de que  $\epsilon_1 > \hat{\epsilon}_1^i$  pode ser calculada, assumindo-se a mesma distribuição uniforme.

O último passo consiste em estabelecer a relação entre a credibilidade do compromisso de não-desvalorização no período 2 e a escolha observada de política no período 1. Isso permite mostrar que a não-desvalorização no período 1 pode aumentar ao invés de reduzir a expectativa dos agentes privados de

<sup>11</sup> Drazen e Masson (1993) também analisam o caso em que o choque é observado ou pode ser inferido.

<sup>12</sup> No apêndice de Drazen e Masson (1994), são mostrados detalhes deste cálculo.

uma desvalorização no período 2. Para isso, tem-se que derivar a diferença nas probabilidades de uma desvalorização no período 2 como uma função da ação de política tomada no período 1, isto é,  $\mathbf{m}_2(D) - \mathbf{m}_2(F)$ . Para calcular  $\mathbf{m}_2(D) - \mathbf{m}_2(F)$ , combina-se as equações (5), (6) e (7) para obter, após alguma manipulação algébrica

$$\mathbf{m}_2(D) - \mathbf{m}_2(F) = \frac{1}{1 - s/2v} \times \left[ -\frac{\sqrt{a}ds}{2v} + \frac{(\mathbf{r}_1^W - \mathbf{r}_1^T)(\mathbf{c}^T - \mathbf{c}^W)(s/4v)}{(\mathbf{r}_1^W + \mathbf{r}_1^T)(2 - \mathbf{r}_1^W - \mathbf{r}_1^T)} \right] \quad (8)$$

onde se usou  $\mathbf{m}_1(D) - \mathbf{m}_1(F) = -\sqrt{as}$ . Analise-se qual é o sinal da expressão (8). A primeira parte do lado direito é sempre positiva, visto que se assume que  $1 - s/2v > 0$ , pois a desvalorização objetiva somente compensar os choques, assim, o tamanho da desvalorização não pode superar duas vezes o tamanho máximo do choque.

O parâmetro de persistência do desemprego  $\mathbf{d}$  afetará ambos os termos dentro dos colchetes. O efeito sobre  $\mathbf{r}_1^i$  ( $i = T, W$ ) surge porque o nível crítico  $\hat{e}_1^i$  do choque no período 1 depende do bem-estar em ambos períodos e, por conseguinte, de  $\mathbf{d}$ . Existem duas possibilidades. Primeira, no caso de não-persistência de efeitos do desemprego entre períodos ( $\mathbf{d} = 0$ ), de maneira que existe somente um efeito de sinalização, o primeiro termo no colchete desaparece e a expressão em (8), sem nenhuma dúvida, é positiva. O resultado-padrão sobre a sinalização de tipos então se cumprirá : se foi observada uma política forte (não-desvalorização) no período 1, aumentará a probabilidade de não-desvalorização no período 2. Da equação (8) observa-se que  $\mathbf{m}_2(D) > \mathbf{m}_2(F)$  conquanto que  $\mathbf{r}_1^W > \mathbf{r}_1^T$ , isto é, conquanto a probabilidade de que um governo fraco desvalorize no período 1 seja maior do que essa do forte, o qual é verdade desde que assumiu-se  $\mathbf{c}^T > \mathbf{c}^W$ . Assim, a ausência de persistência e a existência de diferentes preferências sobre a inflação implicam que o motivo sinalização, sozinho, contribui à credibilidade da taxa de câmbio fixa, que, portanto, é melhorada no período 2, caso nenhuma desvalorização foi observada no período 1.

A segunda possibilidade refere-se a considerar que existe persistência do desemprego, assim  $\mathbf{d} > 0$ . A dependência de  $\mathbf{m}_2(D) - \mathbf{m}_2(F)$  sobre  $\mathbf{d}$  é bastante complicada, refletindo a contribuição de ambos os termos. Drazen e Masson (1994) têm mostrado, resolvendo a equação (8) por meio de métodos numéricos, que para valores de  $\mathbf{d}$  suficientemente grandes, o efeito persistência do desemprego tenderá a dominar o efeito sinalização e (8) se tornará negativo. Portanto, aumentará a probabilidade de uma desvalorização no período 2, o que implica que a credibilidade do governo se reduzirá.

Resumindo, a persistência positiva do desemprego implica que a não-desvalorização da taxa de câmbio no período 1 pode aumentar ao invés de reduzir a expectativa dos agentes privados de uma desvalorização no período 2. Choques que não são compensados através de uma desvalorização no período 1 tem efeitos desfavoráveis adicionais no período 2, aumentando a probabilidade de que um governo (fraco ou forte) desvalorize. Se esses efeitos de persistência são suficientemente fortes ( $\mathbf{d}$  grande), a não-desvalorização no período 1 aumentará a probabilidade de uma desvalorização da taxa de câmbio no período 2. Por conseguinte, a credibilidade não necessariamente será melhorada “jogando duro” no período 1.

Como se mencionou, esse modelo tem somente dois períodos e a sinalização é realizada no período 1. Masson (1995) fez uma generalização multiperíodo do modelo de Drazen e Masson (1994), no qual a credibilidade evolui ao longo do tempo e a atualização das crenças é explicitamente modelada. Formalmente, por simplificação, o modelo é escrito em termos de  $ur_t$ , o desvio do desemprego da taxa natural (isto é, usando a notação anterior,  $ur_t = u_t - \bar{u}$ )

$$ur_t = \sqrt{a} [- (e_t - E_{t-1}e_t) + \mathbf{h}_t + \mathbf{d}ur_{t-1}] \quad (9)$$

onde  $e$  é o log da taxa de câmbio;  $E_{t-1}e_t$ , a taxa de câmbio esperada e  $\mathbf{h}_t$  um choque exógeno sobre o desemprego.

Assume-se, que o governo minimize uma função perda de um único período que depende dos desvios quadráticos do desemprego da taxa natural e da mudança (quadrática) da taxa de câmbio<sup>13</sup>

$$L_t = (ur_t)^2 + c (\Delta e_t)^2 \quad (10)$$

Existem dois tipos de governos : um governo forte (com peso  $c^T$ ), que dá um peso maior à estabilidade da taxa de câmbio do que um governo fraco (com peso  $c^W$ ), assim  $c^T > c^W$ . Esses valores são conhecidos pelos agentes privados, porém, eles não sabem qual deles está no governo, por conseguinte, formam avaliações de probabilidade do tipo de governo. Especificamente, atualizam suas avaliações da probabilidade que um governo seja do tipo fraco,  $w_t$ , com base ao comportamento observado no passado.

Novamente, o governo desvaloriza a taxa de câmbio quando um choque  $h_t$  é tão grande que os custos de mantê-la fixa superam os custos de se incorrer em maior inflação. Seja  $L^F$  o valor da função perda quando a taxa de câmbio é mantida fixa e  $L^D$  quando ela é desvalorizada por uma magnitude dada  $s$ , então o governo desvaloriza quando  $L^D < L^F$ . Isso implica que ele desvalorizará se e somente se

$$h_t > \frac{(a+c)s}{2a} - E_{t-1}e_t + e_{t-1} - d ur_{t-1} \quad (11)$$

Define-se  $r_t^W$  como a probabilidade de que um governo fraco desvalorize no período  $t$  e  $r_t^T$  a probabilidade que um governo forte desvalorize. Uma vez que  $w_t$  é a avaliação do setor privado da probabilidade que um governo seja fraco, pode-se escrever a taxa esperada de desvalorização como

$$E_{t-1}e_t - e_{t-1} = r_t s = [w_t r_t^W + (1-w_t) r_t^T] s \quad (12)$$

onde  $r_t$  é a probabilidade esperada de desvalorização e

$$r_t^i = \text{prob}[h_t > y_t - w_t r_t^W s - (1-w_t) r_t^T s + \frac{c^i s}{2a} \mid \text{governo é do tipo } i] \quad (13)$$

onde  $y_t \equiv \frac{s}{2} - d ur_{t-1}$

Assumindo que  $h_t$  seja uniformemente distribuída no intervalo  $[v, v]$  e que existe uma solução interior, tem-se

$$\text{prob}(h_t > h_t^*) = \frac{v - h_t^*}{2v} \quad (14)$$

Pode-se, então, resolver a equação (13) para  $r_t^W$  e  $r_t^T$  e calcular na equação (12)

$$r_t \equiv w_t r_t^W + (1-w_t) r_t^T = \frac{(v-y_t)}{2v-d} - \frac{c^T s/2a}{2v-d} + \frac{w_t(c^W - c^T)s/2a}{2v-d} \quad (15)$$

Na equação (15), pode-se separar a parte variável-no-tempo da parte que é independente do tempo e, além disso, decompor o segundo termo em probabilidades *steady-state* de desvalorização,  $\bar{r}^W$  e  $\bar{r}^T$ . Assumindo que os agentes privados conhecem o tipo do governo, pode-se escrever a probabilidade de um realinhamento no período  $t$  simplesmente como<sup>14</sup>

$$r_t = \bar{r}^T + w_t (\bar{r}^W - \bar{r}^T) + \frac{d ur_{t-1}}{2v-s} \quad (16)$$

Observe-se que, para uma avaliação dada do tipo (fraco ou forte), maiores taxas de desemprego aumentam a desvalorização esperada no período seguinte, porque tornam mais provável que um choque

<sup>13</sup> Note que neste caso não existe viés de desvalorização, uma vez que não se incorpora no modelo uma expressão ( $K$  não modelo anterior) que capture as distorções no mercado de trabalho.

<sup>14</sup> Podem-se ver os cálculos em Masson (1995, p. 575).

positivo sobre o desemprego empurre-o para a região onde a desvalorização será mais atrativa do que manter a taxa de câmbio fixa.

As estimativas da probabilidade de que o governo seja do tipo  $W$  ou  $T$  são calculadas começando com uma estimativa *a priori*  $w_{t-1}$  e supondo que o governo não desvalorizou no período  $t-1$ . Então, a atualização bayesiana implica que

$$w_t = \frac{1 - \mathbf{r}_{t-1}^W}{(1 - \mathbf{r}_{t-1}^W)w_{t-1} + (1 - \mathbf{r}_{t-1}^T)(1 - w_{t-1})} w_{t-1} \quad (17)$$

Substituindo os valores da equação (3) para  $W$  e  $T$ , linearizando e adicionando um termo de erro  $\mathbf{x}_t$ , obtém-se<sup>15</sup>

$$w_t = \mathbf{a} w_{t-1} + \mathbf{b} u_{t-2} + \mathbf{x}_t \quad (18)$$

onde  $\mathbf{a}$  e  $\mathbf{b}$  são parâmetros a ser estimados. Espera-se que  $\mathbf{b} \leq 0$ , isto é, maiores taxas de desemprego reduzem a avaliação da probabilidade de que o governo seja fraco, ou seja, a disposição de aceitar aumentos no desemprego sem recorrer a uma desvalorização reforça a reputação de firmeza do governo.

Em termos econométricos, o modelo é estimado mediante o uso do filtro de Kalman, o qual consiste numa equação de transição dada pela equação (18) e numa equação de medida, dada pela equação (16) que, sob alguns pressupostos, é simplificada para

$$\mathbf{r}_t = a_0 + a_1 w_t + \mathbf{g} u_{t-1} + \mathbf{z}_t \quad (19)$$

onde tem-se adicionando um termo de erro  $\mathbf{z}_t$ . Espera-se que  $a_1 > 0$  e  $\mathbf{g} > 0$ . O parâmetro não-observável e variável no tempo é a probabilidade de que o governo seja fraco,  $w_t$ . Espera-se que, quanto menor for o valor do parâmetro, menor será sua reputação de fraqueza e, portanto, maior será a credibilidade da política de taxa de câmbio fixa. Assim, maior desemprego reduz a probabilidade de o governo ser fraco, via a equação de transição (efeito sinalização), portanto aumenta a probabilidade de uma desvalorização no futuro via a equação de medida, caso haja choques exógenos suficientemente fortes (efeito circunstâncias externas). Masson (1995) aplicou este modelo para analisar a credibilidade do regime de banda cambial no Reino Unido durante o período do Mecanismo Cambial Europeu (ERM).

Em Drazen e Masson (1994) e Masson (1995), o desemprego serve para sinalizar a firmeza ou fraqueza do *policymaker* e os choques sobre o mesmo aumentam a probabilidade de um abandono do regime cambial fixo. Masson e Agénor (1996) apresentam uma versão parecida a do modelo de Masson (1995), com a diferença principal de que, naqueles, existe um *tradeoff* entre a luta contra a inflação, por um lado, e a manutenção de um nível razoável de competitividade, de forma a manter a atividade econômica, impedindo uma deterioração das contas externas, pelo outro.<sup>16</sup> Assim as preocupações não dizem respeito ao desemprego, mas à perda de competitividade externa e seus efeitos sobre as reservas internacionais. Também choques sobre os preços domésticos tendem a aumentar a inflação e a reduzir a competitividade. Masson e Agénor (1996) estudaram o papel dos fatores de reputação e credibilidade durante o regime de bandas cambiais utilizado no México antes da crise iniciada em dezembro de 1994 e o abandono do regime de banda cambial.

Formalmente, no modelo de Masson e Agénor (1996), assume-se que existe uma função perda que guia as ações do *policymaker* frente a choques externos ou domésticos, o qual tem duas escolhas: não-desvalorizar (ou anunciar previamente uma trajetória de desvalorização da taxa de câmbio) ou desvalorizar (relativamente à trajetória previamente anunciada da taxa de câmbio). Especificamente, o *policymaker* busca minimizar a seguinte função perda de um único período  $L_t$

$$L_t = (c_t)^2 + \mathbf{c} \mathbf{p}_t, \quad (20)$$

<sup>15</sup> Ver o Apêndice de Masson (1995).

<sup>16</sup> Bonomo e Terra (1999a, b) apresentam um modelo em que existe um *tradeoff* entre a inflação e o balanço de pagamentos. Porém, o objetivo de seu artigo é investigar o papel de fatores de economia política sobre a política cambial no Brasil.

onde  $\mathbf{p}$  é a taxa de inflação<sup>17</sup> (em termos do índice de preços ao consumidor, e define-se  $\mathbf{p}_t = p_t - p_{t-1}$ , onde  $p_t$  é o log do nível de preços);  $c_t$ , o nível de competitividade e  $\mathbf{c}$  o peso atribuído sobre a inflação pelo *policymaker*. Existem dois tipos de *policymakers* :  $\mathbf{c}^T$ , se o *policymaker* é do tipo forte, e  $\mathbf{c}^W$ , se é do tipo fraco, portanto  $\mathbf{c}^T > \mathbf{c}^W$ .

Assumindo que existe rigidez salarial, os contratos salariais são estabelecidos com base num modelo de contratos justapostos, onde uma fração  $\mathbf{a}$  de todos os contratos é renovada em cada período com um salário igual aos preços esperados ao consumidor. Assim

$$p_t^d = \mathbf{a} E_{t-1} p_t + (1 - \mathbf{a}) p_{t-1}^d + \mathbf{e}_t \quad (21)$$

onde  $p_t^d$  é o log do preço do produto doméstico e  $\mathbf{e}_t$  é um termo de erro.

O índice de preços ao consumidor,  $p_t$ , é definido como uma média ponderada dos preços estrangeiros (convertidos à moeda doméstica) e dos preços domésticos

$$p_t = (1 - \mathbf{d}) p_t^d + \mathbf{d} (e_t + p_t^*), \quad 0 < \mathbf{d} < 1 \quad (22)$$

onde  $p_t^*$  é o nível de preços estrangeiros;  $e_t$  a taxa de câmbio nominal, e  $\mathbf{d}$  um peso relativo que mede o grau de abertura da economia.

Portanto, os preços esperados ao consumidor,  $E_{t-1} p_t$ , são dados por

$$E_{t-1} p_t = (1 - \mathbf{d}) E_{t-1} p_t^d + \mathbf{d} (E_{t-1} e_t + E_{t-1} p_t^*), \quad (23)$$

Substituindo a equação (23) na equação (21) e resolvendo para o nível de preços doméstico, obtém-se

$$p_t^d = \mathbf{adm} (E_{t-1} e_t + E_{t-1} p_t^*) + (1 - \mathbf{a}) \mathbf{m} p_{t-1}^d + \hat{\mathbf{I}}_t \quad (24)$$

onde  $\mathbf{m} = 1 / [1 - \mathbf{a}(1 - \mathbf{d})] > 0$ .

Definindo o nível de competitividade como  $c_t = e_t + p_t^* - p_t^d$  e usando as equações (22), (23) e (24), obtém-se as seguintes equações para o nível de competitividade e a taxa de inflação

$$c_t = -\mathbf{adm} E_{t-1} (\Delta e_t + \Delta p_t^*) + (\Delta e_t + \Delta p_t^*) + (1 - \mathbf{a}) \mathbf{m} c_{t-1} - \hat{\mathbf{I}}_t \quad (25)$$

$$\mathbf{p}_t = \mathbf{ad}(1 - \mathbf{d}) \mathbf{m} [E_{t-1} (\Delta e_t + \Delta p_t^*) - c_{t-1}] + \mathbf{d} (\Delta e_t + \Delta p_t^*) + (1 - \mathbf{d}) \hat{\mathbf{I}}_t \quad (26)$$

As expectativas de desvalorização dependem das probabilidades de que o *policymaker* seja fraco ou forte, bem como das probabilidades *ex ante* de que um tipo de *policymaker* decida desvalorizar frente a um choque sobre a inflação doméstica. Seguindo um processo idêntico ao de Masson (1995), Masson e Agénor (1996, p. 9-11) mostram que a taxa de desvalorização esperada pode ser escrita como

$$\mathbf{r}_t = a_0 + a_1 w_t + a_2 \Delta p_t^* + a_3 c_{t-1} + u_t \quad (27)$$

onde  $a_1 > 0$ ,  $a_2 < 0$ ,  $a_3 < 0$  e  $u_t$  é um termo de erro ruído branco. Portanto, as expectativas de desvalorização dependem diretamente da probabilidade de o *policymaker* ser fraco, ( $w_t$ ), e, inversamente, da inflação externa ( $\Delta p_t^*$ ), e do nível de competitividade ( $c_t$ ).

De forma semelhante, Masson e Agénor (1996, p. 11) derivam a seguinte equação de atualização

$$w_t = b_1 w_{t-1} + b_2 \Delta p_{t-1}^* + b_3 c_{t-2} + v_t \quad (28)$$

<sup>17</sup> Note-se que a taxa de inflação entra linearmente na função perda; assim o modelo pressupõe que não existe deflação ou, se existem períodos de deflação, eles reduzem as perdas. Poder-se-ia argumentar que a deflação gera também perdas, contudo esse tema não é discutido no modelo.



onde  $0 < b_1 < 1$ ,  $b_2 > 0$ ,  $b_3 > 0$  e  $v_t$  é um processo de erro ruído branco. Observe-se que, embora a inflação externa e a competitividade tenham sinais negativos na equação (27), acontece o inverso com seus valores defasados na equação (28). Tal fato é explicado porque a disposição de aceitar uma perda de competitividade e menor inflação externa sem desvalorizar significa que é menos provável que os *policymakers* sejam fracos e, por conseguinte, leva a um menor valor de  $w_t$  (via a equação (27)), que, por sua vez, implica um aumento na credibilidade. Porém, maiores perdas de competitividade, frente a choques externos, aumentam a probabilidade de uma desvalorização (via a equação (28)). Assim, novamente aparecem os efeitos sinalização e circunstâncias externas. O modelo é estimado usando-se o filtro de Kalman, com a equação (27) representando a equação de medida e a equação (28), a equação de transição.

Em resumo, esses modelos de circunstâncias externas salientam dois aspectos da credibilidade: primeiro, a sinalização do tipo de *policymaker* e, segundo, para qualquer tipo (fraco ou forte), a probabilidade de que aconteça uma desvalorização se as circunstâncias forem suficientemente adversas, visto que não-desvalorizar seria inconsistente com os objetivos do governo. Assim, o alto desemprego ou a perda de competitividade sinalizam um governo forte, mas também tornam mais provável que mesmo um *policymaker* forte desvalorize.

### 3. PROCEDIMENTO ECONOMETRICO

O modelo implica que a correlação entre as mudanças nas taxas de desemprego e a expectativa de uma desvalorização serão bastante diferentes, dependendo do fator que domina: o fator sinalização ou o fator “circunstâncias externas”. Se, inicialmente, existe muita incerteza sobre o tipo do governo, então altas taxas de desemprego podem, de forma convincente, sinalizar que o governo é forte e está determinado a levar a cabo seu compromisso de política; por conseguinte, a credibilidade da política deverá melhorar. Em oposição, se o tipo de governo é conhecido (por causa de seu registro histórico ou porque já sinalizou de forma convincente seu tipo) ou se os tipos são muito parecidos, e há choques externos negativos, altas taxas de desemprego reduzem a credibilidade, já que tornam mais provável que um ou outro tipo abandone o compromisso de política. Situação parecida acontece com a perda de competitividade.

Embora os modelos de Masson (1995) e Masson e Agénor (1996) sejam, teoricamente, mais adequados, uma vez que a evolução da credibilidade é explicitamente modelada e estimada por meio do filtro de Kalman, eles não são usados diretamente por causa das suas limitações econométricas. Como os próprios autores reconhecem, há duas limitações principais: primeira, na estimação dos modelos, usa-se uma aproximação linear para a equação de atualização (que é, na verdade, altamente não linear); segunda, a equação de medida pode produzir valores de  $w_t$  na estimação que não se encontram dentro do intervalo  $[0, 1]$ , ou porque as variáveis do lado direito da equação tomam valores extremos ou porque as realizações de  $x_t$  (que se assume um processo gaussiano) são demasiadamente grandes.<sup>18</sup> Além disso, para conseguir estimativas consistentes é necessário impor demasiadas restrições sobre o modelo, mesmo assim, têm-se dificuldades em obter parâmetros significativos nas estimações.

Assim, o procedimento utilizado é mais parecido ao de Drazen e Masson (1994), os quais adotaram dois procedimentos para analisar as mudanças na relação entre o desemprego e as expectativas de desvalorização: primeiro, usaram variáveis *dummies* que correspondem aos períodos históricos nos quais supostamente ocorreu a mudança e, em continuação, testaram sua significância;<sup>19</sup> segundo, e econometricamente mais adequado, não assumiram como conhecidos os pontos de quebra na relação, e usaram testes de estabilidade estrutural, dividindo a amostra completa em dois subperíodos sucessivamente, testando diferentes pontos de quebra. Se as quebras forem significativas em diversas datas, escolhe-se a que gera o valor máximo da razão de verossimilhança; após isso, cada uma das

<sup>18</sup> O mesmo aconteceria caso se usasse o filtro de Kalman generalizado para estimar a forma não-linear (Masson 1995, p. 577).

<sup>19</sup> Esse foi o método empregado por Arbex e Fontes (1999).

subamostras é testada adicionalmente para pontos de quebra na mesma maneira. Em ambos os casos, espera-se que os coeficientes do desemprego e da constante mudem entre as subamostras.

Embora possa se usar variáveis *dummies* ou testes de estabilidade estrutural para analisar as mudanças numa relação, essa não é a melhor maneira. Como se espera que o parâmetro que mede a relação varie ao longo do tempo, a estratégia adequada é usar técnicas de parâmetros variáveis no tempo. Por isso, dada a superioridade do filtro de Kalman para esse propósito,<sup>20</sup> ele será usado na estimação.

Ao contrário de Drazen e Masson (1994), inclui-se explicitamente a variável de competitividade na estimação do modelo. Uma questão de interesse aqui é verificar se competitividade, medida pela taxa de câmbio real, tem efeitos sobre os saldos comerciais. Pastore et al. (1998) mostraram, usando equações explicativas do comportamento das importações e exportações, a existência de sensibilidade dos saldos comerciais à taxa de câmbio real. Por conseguinte, o modelo a ser estimado é

$$dif_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 dif_{t-1} + \mathbf{b}_t u_t + \mathbf{I}_t c_t + \mathbf{x}_t \quad (29')$$

$$\mathbf{b}_t = \mathbf{b}_{t-1} + \mathbf{m} \quad \text{e} \quad \mathbf{I}_t = \mathbf{I}_{t-1} + \mathbf{u}_t \quad (29'')$$

onde  $dif_t$  é a expectativa de desvalorização da taxa de câmbio no período;  $u_t$ , a taxa de desemprego corrente, em termos do desvio da taxa natural de desemprego;  $c_t$ , uma medida da competitividade da economia em termos de desvios de um nível alvo de competitividade e  $\mathbf{x}_t$  é um termo de erro ruído branco. A equação (29') é a equação de medida e as equações em (29'') são as equações de transição, que mostram que os parâmetros  $\mathbf{b}_t$  e  $\mathbf{I}_t$  são variáveis no tempo.

Considerando uma situação em que há dúvidas sobre o verdadeiro tipo de governo, se o governo deseja mostrar que é do tipo forte e, assim, aumentar sua credibilidade, espera-se que o coeficiente de desemprego seja negativo, uma vez que o governo estará sinalizando seu compromisso com a taxa de câmbio fixa (e, portanto, com a baixa inflação). Por conseguinte, a expectativa de desvalorização da taxa de câmbio deve reduzir-se, desconsiderando quaisquer choques e, dessa maneira, a credibilidade da política aumenta. Se o governo possui ou conseguiu reputação de ser forte e, portanto, gerou credibilidade relativamente firme para sua política, em um contexto onde ocorrem fortes choques exógenos, maiores taxas de desemprego podem aumentar as expectativas de desvalorização. Espera-se, assim, uma relação positiva o que indica uma redução da credibilidade do compromisso de manter o regime cambial.

No caso da competitividade, espera-se uma relação semelhante. Inicialmente o *policymaker* tenta sinalizar seu compromisso com a redução da inflação pela sustentação da taxa de câmbio fixa, e aceitando uma queda da competitividade, mostrando que é do tipo forte. Porém, transcorrido um tempo, e principalmente frente a choques externos, maiores quedas da competitividade levam a uma redução da credibilidade no compromisso de sustentar a taxa de câmbio fixa. Embora as perdas de competitividade possam estar associadas a aumentos do desemprego, a preocupação principal é com respeito aos déficits gerados no saldo comercial e às quedas das reservas internacionais.

Note-se que essa separação é importante desde que o governo, em face de choques externos, pode continuar sinalizando seu compromisso antiinflação, não se preocupando com o desemprego, mas sinalizando sua preocupação com respeito à competitividade, por exemplo, desvalorizando lentamente a taxa de câmbio real. O próximo passo é estimar as variáveis que serão incluídas no modelo. As variáveis de interesse são as expectativas de desvalorização, o desvio da taxa de desemprego da taxa natural e o desvio da competitividade de um nível meta de competitividade. Em seqüência, mostra-se como elas são estimadas.

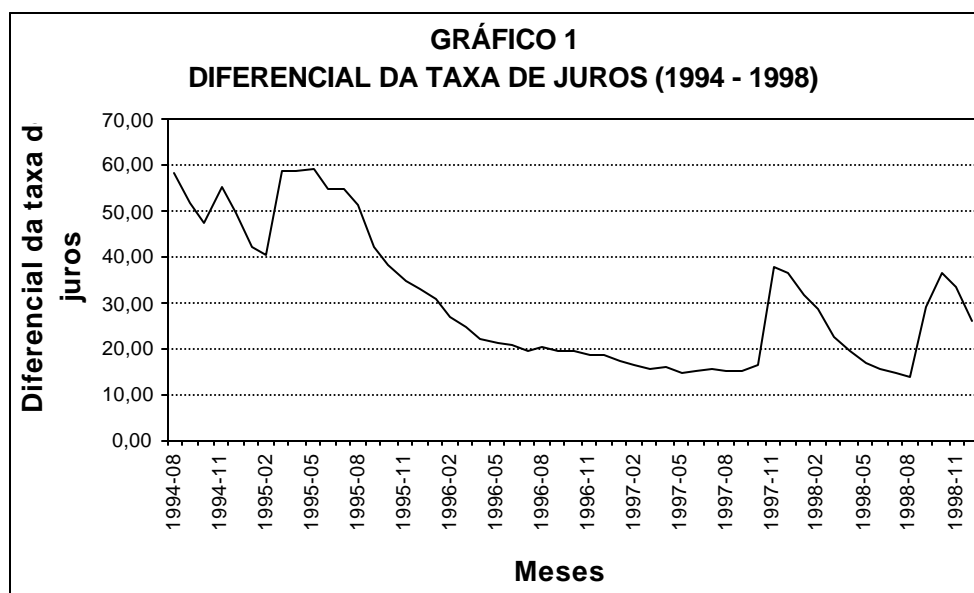
### 3.1 ESTIMAÇÃO DAS EXPECTATIVAS DE DESVALORIZAÇÃO

As expectativas de desvalorização são medidas pelo diferencial entre a taxa de juros *Over Selic* do Banco Central e a taxa de juros *prime rate*, embora seja uma medida imperfeita das expectativas

<sup>20</sup> Para uma análise da superioridade do filtro de Kalman, ver Portugal (1993). Para apresentações do filtro de Kalman, ver, Harvey (1989), Cuthbertson et al (1992) e Hamilton (1994).

cambiais, porque não se leva em consideração o prêmio de risco e outros fatores que podem influenciar as expectativas cambiais.<sup>21</sup>

A trajetória temporal do diferencial de taxa de juros encontra-se no Gráfico 1. Pode-se observar que há uma tendência para redução do diferencial ao longo do tempo, interrompida pelas crises mexicana, iniciada em dezembro de 1994; asiática, com início em outubro de 1997, e a moratória russa principiada em agosto de 1998, isto é, por choques externos que reverteram o fluxo de capitais e obrigaram as autoridades econômicas a aumentarem a taxa de juros interna. Após uma forte elevação do diferencial após as crises, esse voltou a reduzir-se gradualmente.



Fonte: Ipeadata

### 32 ESTIMAÇÃO DO DESVIO DA TAXA DE DESEMPREGO DA TAXA NATURAL DE DESEMPREGO OU DA *NAIRU*

O conceito de taxa natural de desemprego ou de *taxa de desemprego que não acelera a inflação (NAIRU)* é parte integral do arcabouço da política monetária na teoria, bem como na prática. Saber se a taxa de desemprego corrente está acima ou abaixo da taxa natural, ou da *NAIRU*, é crucial para a tomada de decisões na política monetária. O problema se dá pelo fato delas não serem diretamente observáveis, possuindo assim a necessidade de suas estimativas. A taxa natural de desemprego, com frequência, é simplesmente aproximada pela média da série de desemprego durante o período de análise, ou calculando-se a tendência da mesma sem levar em conta sua relação com a inflação. A *NAIRU* é um conceito mais interessante desde que sua estimação leva em conta, explicitamente, sua relação com a inflação. Nesse caso, estima-se uma curva de Phillips ou alguma de suas versões.

Embora o artigo original de Phillips insinuasse que a curva de Phillips fosse, na verdade, uma curva, ela tem sido usualmente estimada supondo-se que é uma linha e constante (ou tendo apenas

<sup>21</sup> Essa forma de medir as expectativas cambiais é criticada, uma vez que pressupõe o cumprimento da paridade da taxa de juros a descoberto. Entre as diversas críticas, uma é que existe um *Peso Problem* ao testar a hipótese (por exemplo, Sachsida et al. (1999)). Porém, a existência deste problema não implica a rejeição da hipótese (ver uma discussão sobre esse tema em Agénor e Montiel (1996, cap. 5); além disso, não existe consenso sobre as alternativas propostas, e cada uma delas tem suas próprias limitações. Uma outra forma de medir as expectativas cambiais pode ser vista, por exemplo, em Munch (1998).

pequenas mudanças discretas). Outros estudos embora assumindo que a curva de Phillips seja linear tem permitido que a *NAIRU* seja variável no tempo.<sup>22</sup>

Porém, um ramo da literatura tem desafiado essa visão. Por exemplo, Clarke e Laxton (1997), Debelle e Laxton (1997) e Debelle e Vickery (1997) têm estimado curvas de Phillips não-lineares e convexas em que as *NAIRUs* são variáveis no tempo.<sup>23</sup> Clarke e Laxton (1997) derivam uma equação para a curva de Phillips não-linear e convexa com base em um modelo de determinação de preços e salários.

Usualmente, no caso da curva de Phillips linear os modelos estimados têm a seguinte forma

$$p_t = p_t^e + g(NAIRU_t - u_t) + e_t \quad (30)$$

onde  $p$  é a taxa de inflação;  $p^e$ , a expectativa da inflação;  $u_t$ , a taxa de desemprego corrente, e  $NAIRU_t$  a taxa de desemprego que não acelera a inflação, neste caso variável no tempo, e  $e_t$ , um termo de perturbação ruído branco. No caso linear, embora a *NAIRU* seja variável no tempo, não há diferença entre essa e a taxa natural de desemprego, assim, se  $u_t^*$  é a taxa natural de desemprego, então  $u_t^* = NAIRU_t$ .

No caso da curva de Phillips não linear e convexa, o modelo a ser estimado tem a seguinte forma

$$p_t = p_t^e + g \frac{NAIRU_t - u_t}{u_t} + e_t \quad (31)$$

Essa forma funcional não impõe uma convexidade muito forte, uma vez que se assume que o limite inferior do desemprego é zero. No entanto, essa formulação permite que se percebam as diferenças entre a forma não-linear e a linear. A convexidade da curva de Phillips implica que uma queda de uma determinada magnitude na taxa de desemprego corrente abaixo da taxa natural origina um maior aumento na inflação do que um aumento da mesma magnitude na taxa de desemprego produz uma redução na inflação. Expressando de outra forma, em virtude de os excessos de demanda serem mais inflacionários do que os excessos de oferta desinflacionários, permitir que a economia entre na região de excesso de demanda implica que a economia terá de operar mais tempo na região de excesso de oferta e de alto desemprego para impedir que a inflação se acelere.<sup>24</sup>

Outra implicação dessa especificação é que existe uma diferença entre a taxa natural de desemprego e a *NAIRU*. Como se viu, quando o modelo é linear, a taxa natural de desemprego é igual à *NAIRU*; quando é não-linear, elas são diferentes. Debelle e Laxton (1997) têm mostrado que, no caso não-linear e convexo,<sup>25</sup> a taxa natural de desemprego ( $u_t^*$ ) é igual a  $NAIRU_t + I\text{var}(u_t)/2$ . Por conseguinte, políticas de demanda agregada ou de trabalho que reduzem (aumentem) a variância do desemprego, reduzem (aumentam) a taxa natural de desemprego.

Em termos de política econômica, as não-linearidades têm diversas implicações: (1) políticas de estabilização que não são bem-sucedidas na redução da variabilidade do ciclo econômico podem ter indesejáveis conseqüências não somente para a variância do desemprego, mas também para a taxa natural de desemprego; (2) reforça a necessidade de políticas *forward-looking* e que atuem preventivamente para compensar as pressões inflacionárias; (3) sugere que profundas recessões podem ter apenas um impacto

<sup>22</sup> Por exemplo, Gordon (1997) tem estimado uma *NAIRU* variável no tempo para os Estados Unidos. Para o caso do Brasil, ver Portugal e Madalozzo (2000) e Portugal, Madalozzo e Hillbreth (1999).

<sup>23</sup> A ênfase na convexidade deve-se ao fato de que autores, como Stiglitz (1997), postularem uma curva de Phillips não-linear e côncava, a qual tem implicações muito diferentes.

<sup>24</sup> Para ver um exemplo numérico, suponha-se dois períodos e que a taxa de inflação desejada pelas autoridades seja de 3% e que, a essa taxa de inflação o desemprego está na *NAIRU*. Então, por exemplo, no período 1, uma queda dada do desemprego pode aumentar a taxa de inflação a 4%; se as autoridades desejam que a inflação média fique igual a 3%, a inflação, no período 2 deve reduzir-se a 2%; porém, para obter esse redução na inflação, o aumento no desemprego deve ser maior (em valor absoluto) do que a queda no período 1. Podem-se ver exemplos gráficos em Debelle e Laxton (1997, p. 254-256) e Clark e Laxton (1997, p. 17).

<sup>25</sup> Assumindo, por simplicidade, que a curva de Phillips não-linear e convexa é  $p_t = p_t^e + \exp[g(NAIRU_t - u_t)] - 1 + e_t$ .

desinflacionário marginalmente maior do que recessões mais suaves; e (4) reforça a necessidade de que os *policymakers* operem com cautela, particularmente se a economia está perto de seu potencial.<sup>26</sup>

Para o caso do Brasil, estimativas recentes da *NAIRU* linear e variável no tempo com base na estimação de uma curva de Phillips têm sido realizadas por Portugal, Madalozzo e Hillbrech (1999) e Portugal e Madalozzo (2000), que obtiveram resultados consistentes. Porém, suas estimações da *NAIRU* usando somente a taxa de desemprego e estimando seu componente estrutural (o qual é identificado com a *NAIRU*) não têm obtido bons resultados. Esse fato mostra a necessidade de estimar uma *NAIRU* em relação com a taxa de inflação.

Seguindo Clarke e Laxton (1997), Debelle e Laxton (1997), e Debelle e Vickery (1997), estima-se a equação (31) permitindo que a  $NAIRU_t$  seja variável no tempo. Para estimar essa equação, é necessário estimar  $NAIRU_t$ , que não é diretamente observável. Com esse objetivo usa-se o filtro de Kalman na estimação. O filtro de Kalman estima modelos da forma geral seguinte

$$y_t = X_t' \mathbf{b}_t + \mathbf{e}_t \quad \mathbf{e}_t \sim N(0, \mathbf{s}^2 \mathbf{H}) \quad (32')$$

$$\mathbf{b}_t = \mathbf{T} \mathbf{b}_{t-1} + \mathbf{h}_t \quad \mathbf{h}_t \sim N(0, \mathbf{s}^2 \mathbf{Q}) \quad (32'')$$

onde o vetor  $\mathbf{b}$  é variável no tempo e determinado pela equação de transição (32''). Para estimar a equação (31), se define  $y_t = \mathbf{p}_t$ ,  $X_t = (\mathbf{p}_{t-1}, 1/u_t, 1)$  e  $\mathbf{b}_t = (\mathbf{d}, \mathbf{g}NAIRU_t, -\mathbf{g})$ . Se assume que  $\mathbf{d}$  e  $\mathbf{g}$  são constantes e que somente  $\mathbf{g}NAIRU_t$  é variável no tempo. As estimativas da *NAIRU* em cada ponto do tempo são calculadas tomando o negativo da razão entre o segundo e o terceiro elemento de  $\mathbf{b}_t$ .

O modelo foi estimado utilizando-se dados mensais dessazonalizados da taxa de desemprego corrente obtida junto ao Ipeadata e da taxa da inflação medida pelo IGP-DI, obtida junto ao FGVDados. Como espera-se que a *NAIRU* mude a longo prazo, o período de estimação é de janeiro de 1982 a dezembro de 1998. Na estimação do modelo usa-se a taxa de inflação dessazonalizada por meio do mesmo filtro usado para a série de desemprego.<sup>27</sup>

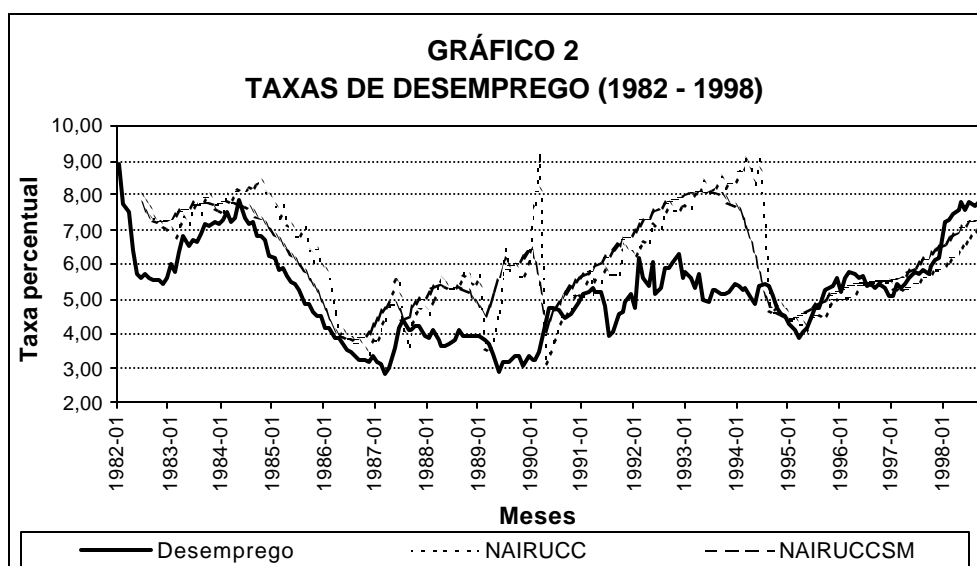
A aplicação do filtro de Kalman gera duas séries temporais da *NAIRU*. A primeira, chamada *filtrada*, origina-se da estimação recursiva do modelo, que usa dados que estão disponíveis somente até o período corrente. Em cada período, o filtro utiliza a nova informação para revisar suas estimativas dos parâmetros do modelo e a estimativa da *NAIRU*. Esse exercício imita, em alguma medida, o processo que um *policymaker* levaria a cabo, caso utilize-se essa abordagem para determinar as pressões inflacionárias. A segunda, chamada *alisada* (ou *suavizada*), usa os dados da amostra completa para estimar a série temporal da *NAIRU*. Isto permite avaliar, em retrospectiva, se as estimativas recursivas produzem uma trajetória diferente do grau da pressão inflacionária quando se utiliza as estimativas da amostra completa, que incorpora mais informação.<sup>28</sup>

As trajetórias temporais da taxa de desemprego e das séries temporais estimadas da *NAIRU* filtrada (denotada *NAIRUCC*) e alisada (denotada *NAIRUCCSM*) encontram-se no Gráfico 2. Observa-se que os resultados são consistentes com a evidência histórica. Na década de 1980 e metade de 90, de alta e crescente inflação, a taxa de desemprego esteve quase sempre abaixo da *NAIRU* filtrada e alisada. Após o Plano Real, comparando com a *NAIRU* filtrada, a taxa de desemprego esteve quase sempre abaixo dessa. Usando a estimação alisada, inicialmente, a taxa de desemprego está acima da *NAIRU* e, em parte de 1995 e inícios de 1996 encontra-se abaixo dessa. Posteriormente, encontra-se sempre acima da *NAIRU*. Isso é consistente com a estabilização de preços obtida nesse período. Também se observa que, após a abertura da economia em 1990, aumenta o nível do desemprego e da *NAIRU*, porém, depois, reduz-se. Após o Plano Real, há uma redução no nível do desemprego, no entanto, pouco tempo depois, ele aumenta bastante, bem como a *NAIRU*.

<sup>26</sup> Ver Debelle e Laxton (1997, p. 256) e Debelle e Vickery (1997, p. 24-26).

<sup>27</sup> Também se estimou a equação (30) usando o filtro de Kalman para calcular uma *NAIRU* linear e variável no tempo. Porém, como se esperava, os resultados foram melhores com o modelo não linear

<sup>28</sup> Ver Debelle e Laxton (1997, p. 268-269).



Fonte: Ipeadata (taxa de desemprego dessazonalizada)

Embora não seja possível fazer uma comparação direta da *NAIRU* estimada nesta seção com a *NAIRU* linear e variável no tempo estimada por Portugal et al. (2000), uma vez que esses usaram dados trimestrais e não dessazonalizados, ambas as estimações são consistentes com a experiência histórica e as trajetórias estimadas seguem, em grande medida, um padrão semelhante. No entanto, uma diferença interessante é que a *NAIRU* estimada por esse autores é demasiadamente variável, o qual não é muito consistente com o conceito de *NAIRU* como uma variável de longo prazo, que se espera mude, mas não muito rapidamente. A *NAIRU* alisada estimada nesta seção tem um comportamento bastante suavizado, como o próprio nome o indica.

Como o período de estimação do modelo de circunstâncias externas é de agosto de 1994 a dezembro de 1998, para a análise posterior, usam-se somente os dados correspondentes a esse período. Utilizam-se os desvios da taxa de desemprego corrente dessazonalizada com respeito à *NAIRU* filtrada, que imita o comportamento de um *policymaker* que está objetivando reduzir a inflação.

### 33 ESTIMAÇÃO DO DESVIO DA COMPETITIVIDADE DE UM NÍVEL META

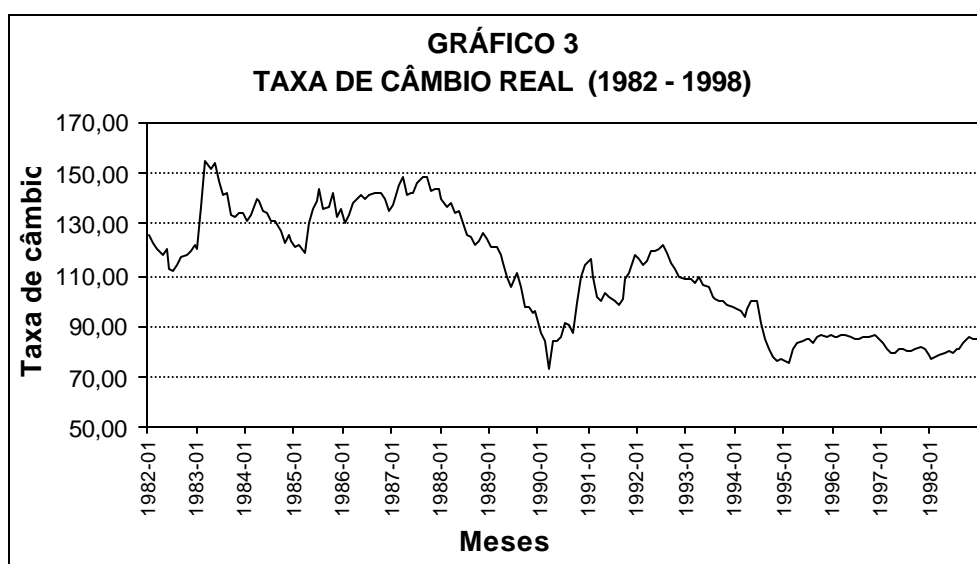
Existe muita discussão sobre qual é a melhor forma de se medir a competitividade. Ainda que se decida que o melhor é usar uma taxa de câmbio real, fica aberta a discussão sobre qual é a melhor taxa.<sup>29</sup> Como o modelo assume que o *policymaker* está preocupado com o setor externo, optou-se por um indicador bastante geral, que inclui não somente os Estados Unidos, mas os mais importantes parceiros. Por conseguinte, neste artigo, mede-se o nível de competitividade pela taxa de câmbio efetiva real das exportações calculada pelo Ipea. Outra vez, interessa o comportamento com respeito a uma trajetória ou nível meta de competitividade, o qual pode ser identificado com uma taxa de câmbio real de equilíbrio a qual é calculada de diversas maneiras. Nesta subseção, inicialmente usou-se duas metodologias. A primeira foi a metodologia desenvolvida por Goldfajn e Valdez (1999) que calculam uma série de sobrevalorização ou subvalorização como desvios da taxa de câmbio de uma série filtrada usando o filtro de Hodrick e Prescott,<sup>30</sup> onde a série filtrada captura a tendência estocástica na série, a qual é identificada como a taxa de câmbio real de equilíbrio prevista. Os desalinhamentos são identificados como o componente cíclico da série, visto que se espera que eles tenham eventualmente que corrigir-se. A segunda e mais simples das metodologias consiste em supor que a taxa de câmbio real de equilíbrio é

<sup>29</sup> Ver uma discussão sobre este tema em Turner e Golub (1997).

<sup>30</sup> Ver Hodrick e Prescott (1997).

dada pelo ano-base ou pela média do índice de taxa de câmbio real durante o período de análise.<sup>31</sup> Uma vez que as estimativas usando o filtro de Hodrick-Prescott<sup>32</sup> produziram resultados menos consistentes, apresentam-se os resultados utilizando os desvios do log da taxa de câmbio real com respeito à média da série durante o período.

A trajetória temporal da taxa de câmbio real encontra-se no Gráfico 3, cuja simples visualização permite notar que é difícil definir um único nível de taxa de câmbio real de equilíbrio. Observa-se que existe uma forte apreciação da taxa de câmbio real, que é condizente com a abertura econômica iniciada na década de 1990 e, ainda, uma forte apreciação após a implementação do Plano Real, especialmente no período de livre flutuação da taxa de câmbio, em que a taxa de câmbio real se apreciou de forma considerável entre julho e novembro de 1994, mantendo-se depois quase constante até o mês de fevereiro de 1995. Após a crise mexicana e a introdução da banda cambial em março de 1995, há uma tendência para a recuperação da taxa de câmbio real, a qual acumula uma depreciação de quase 10% até junho de 1996, embora revertida, em alguma medida, durante 1997. Depois de janeiro de 1998, há novamente uma recuperação gradual da taxa de câmbio real.



Fonte: Ipeadata

Considerando que o período de estimação neste artigo inicia-se em agosto de 1994, pode ser observado que a taxa de câmbio real encontrava-se bastante apreciada nesse momento. A maioria dos analistas não discordam desse fato, mesmo utilizando diversas medidas da taxa de câmbio real.<sup>33</sup> Dependendo da medida usada, após essa forte apreciação inicial, há uma depreciação da taxa de câmbio real ou uma manutenção desse nível de apreciação. A discussão estava em saber se a apreciação era também uma sobrevalorização e, se isso fosse verdade, qual o nível dessa sobrevalorização. Contudo, pode se afirmar que a maioria dos agentes econômicos esperava que não houvesse sobrevalorização adicional, mas, no mínimo, uma recuperação da competitividade. Tal fato, como será visto posteriormente, é importante na análise dos resultados da estimação do modelo.

### 3.4 ESTIMAÇÃO DO MODELO

Como foi visto, esses modelos são desenvolvidos para analisar regimes de taxa de câmbio fixa ou *crawling peg*. Se bem que o regime de banda cambial tivesse começado formalmente em março de 1995,

<sup>31</sup> Esta segunda alternativa foi originalmente usada no trabalho de Masson e Agénor (1996).

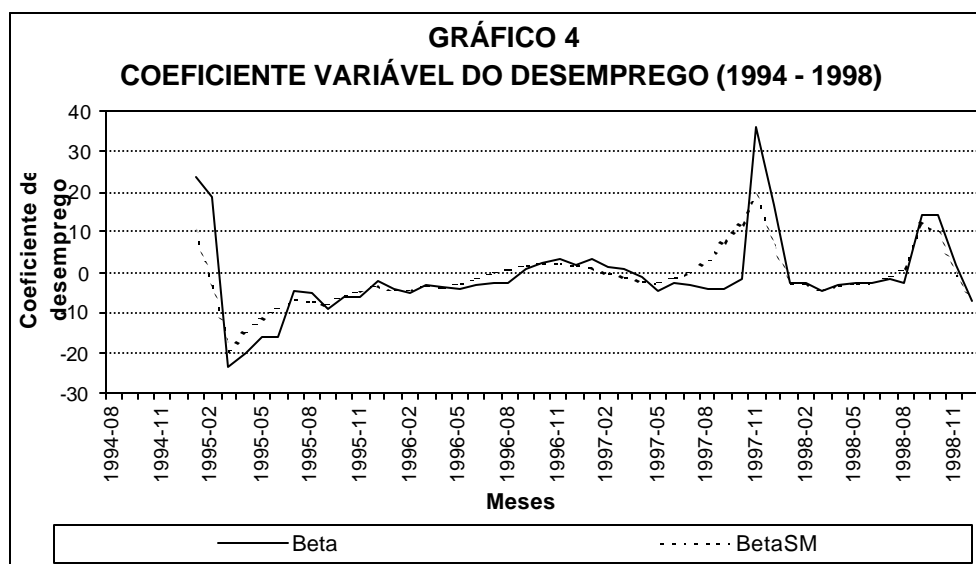
<sup>32</sup> Usaram-se diferentes coeficientes de alisamento na estimação da taxa de câmbio real.

<sup>33</sup> Por exemplo, Portugal e Galvão (1996), Dornbusch (1997), Bonomo e Terra (1999a, b), e Pastore e Pinotti (1999).

o modelo foi estimado usando-se dados mensais das variáveis estimadas na subseção anterior para o período de agosto de 1994 a dezembro de 1998 (justamente um mês antes do abandono da banda). A inclusão de informação para os meses anteriores tem como objetivo tentar captar qual é o tipo do governo antes da implementação do novo regime. Os resultados da estimação do modelo (29), através do filtro de Kalman, foram os seguintes (*t*-estatísticos entre parênteses):

$$\begin{aligned} \hat{s}_m^2 &= 74.46857; & \hat{s}_x^2 &= 3,86E-66 \\ &(3,5938) & &(2,32E-127) \\ R^2 &= 0,94; & \bar{R}^2 &= 0,94; & s &= 3,26; & DW &= 2,29, \end{aligned}$$

Como pode ser observado pelos *t*-estatísticos, o coeficiente da variável de desemprego é variável no tempo, enquanto o coeficiente da variável de competitividade é quase constante. O Gráfico 4 apresenta as trajetórias temporais do coeficiente estimado filtrado (*Beta*) e alisado (*BetaSM*) da taxa de desemprego, notando-se que esse coeficiente é variável no tempo, sendo quase sempre negativo no período como um todo. Existe reversão de sinal em parte de 1997, período que coincide com a redução da taxa de desemprego, sinalizando, de acordo com o modelo, um menor compromisso com a taxa de câmbio. Além disso, nesse período, o desemprego encontrava-se abaixo da *NAIRU* filtrada, indicando pressão inflacionária e redução da credibilidade.<sup>34</sup> Posteriormente, tornou-se novamente negativo, tendência somente revertida durante os períodos dos choques externos, crises asiática e russa. Nesses dois casos, a reversão do sinal deveu-se ao aumento do diferencial de juros, originado pelo aumento da taxa de juros interna em resposta à reversão das entradas de capital, e não a desvios negativos da taxa de desemprego, uma vez que eles foram sempre positivos desde início de 1997.

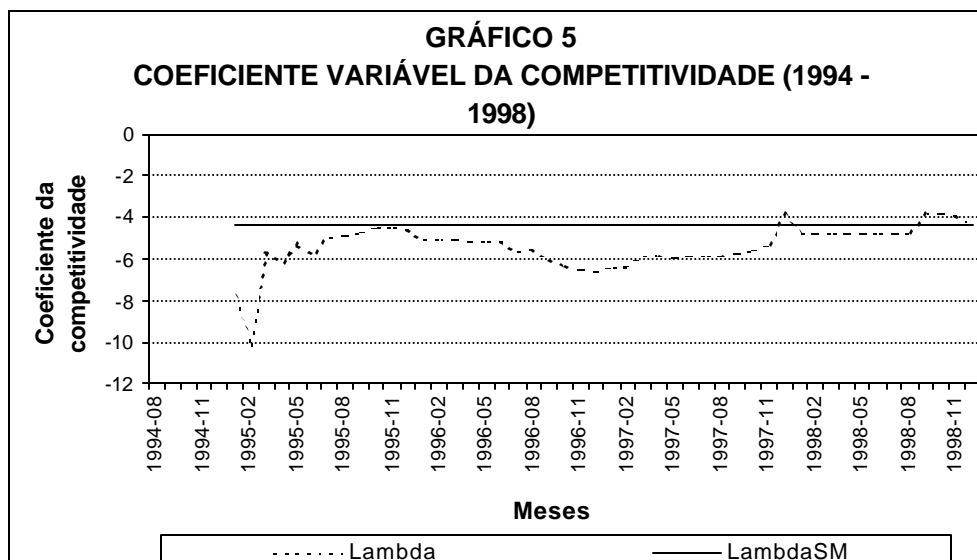


As trajetórias temporais do coeficiente estimado filtrado (*Lambda*) e alisado (*LambdaSM*) da competitividade encontram-se no Gráfico 5, o qual é praticamente constante (ele tem um valor final estimado igual a  $-4,34$ ). Observa-se que as estimativas filtradas são consistentemente negativas durante todo o período de análise. Além disso, as estimativas alisadas do parâmetro são praticamente constantes. Isso indica que a lenta recuperação da competitividade reduziu o diferencial de juros, dando maior credibilidade ao governo. Como mencionado, em agosto de 1994, era consenso que havia

<sup>34</sup> Observe-se que caso fosse utilizada a *NAIRU* alisada, que faz uso de toda a informação do período, na verdade, o desemprego estava abaixo da *NAIRU* por um período mais longo de tempo. Esse fato é importante, desde que mostra *a posteriori* que o *policymaker* teria estado subestimando a *NAIRU*. Como mencionado na parte das implicações de política econômica da *NAIRU* não-linear e convexa, isto reforça a adoção de cautela por parte do *policymaker*, que pode estar levando a economia a uma situação de pressão inflacionária.



sobrevalorização da taxa de câmbio real e que essa devia ser revertida. Portanto, os agentes não esperavam maiores perdas de competitividade para conhecer o grau de compromisso do governo, uma vez que essas reduziriam a reputação daquele e a credibilidade do plano. Por conseguinte, a gradual recuperação da competitividade reduziria o diferencial de juros e era consistente com a política econômica seguida.



#### 4 CREDIBILIDADE E REPUTAÇÃO DURANTE O REGIME DE BANDA CAMBIAL

O objetivo desta subseção é analisar se existem razões de fundamentos econômicos que expliquem o abandono da banda cambial, ou mais especificamente, analisar, com base no modelo estimado, se o governo perdeu reputação e se o plano perdeu credibilidade antes do abandono da banda cambial. Deve-se salientar que o interesse não se concentra sobre o *timing* dos ataques especulativos ou sobre a crise cambial, sendo assim, a literatura dos ataques especulativos e das crises cambiais não é o tema principal desta subseção.<sup>35</sup>

O modelo de circunstâncias externas apresentado na parte teórica serve para explicar a reputação e a credibilidade de um regime de taxa de câmbio fixa ou de *crawling peg*. A idéia básica é que permitir um aumento do desemprego e perdas de competitividade aumenta a reputação do governo e a credibilidade do plano. Porém, após choques externos, aumentos adicionais no desemprego e maiores perdas de competitividade reduzem a reputação do governo e a credibilidade da política.

Após diversas tentativas frustradas de estabilização da economia durante a década de 1980 e início da década de 1990, o Plano Real conseguiu, finalmente, uma redução sistemática e consistente da inflação. No início do plano houve o anúncio de uma âncora monetária que, contudo, logo foi abandonada, passando-se a adotar uma âncora de taxa de câmbio.

Inicialmente, as autoridades permitiram que o Real se sobrevalorizasse de forma considerável, uma vez que a prioridade era a redução da inflação. Assim, de julho de 1994 a fevereiro de 1995, houve um regime de taxa de câmbio flutuante que permitiu essa apreciação. Após a crise mexicana, a partir de março de 1995, foi implementado um regime de banda cambial, o qual, como mencionado, era, na verdade, mais parecido com um regime de *crawling peg*. Após a crise asiática de outubro de 1997, existe uma queda no nível de reservas internacionais que, após alguns meses, foi revertida, havendo novamente acumulação de reservas. Após a crise russa de agosto de 1998, as fortíssimas perdas das reservas

<sup>35</sup> Podem-se ver revisões desta literatura em Garber e Svensson (1995) e Agénor e Montiel (1996, seção 6.3).

internacionais e os ataques especulativos efetuados sobre o Real, o governo acabou por abandonar o regime de bandas cambiais em início de janeiro de 1999.

Como foi mencionado, no segundo semestre de 1994, havia consenso de que a taxa de câmbio real encontrava-se bastante apreciada. As autoridades econômicas já tinham mostrado seu compromisso com a redução dos preços através da aceitação da forte apreciação desde julho até novembro de 1994, quando o banco central começou a intervir no mercado de câmbio para não permitir uma maior apreciação, embora ainda não se tivesse um regime de taxa de câmbio fixa. Após a crise mexicana, a partir de março de 1995, foi implementado um regime de banda cambial que começou a recuperar a taxa de câmbio real por meio, sobretudo, de aumentos graduais da taxa de câmbio nominal. Portanto, é difícil acreditar que os agentes econômicos esperassem maiores perdas de competitividade para mostrar o compromisso do governo com o combate à inflação. Mais coerente com o modelo seria esperar uma gradual recuperação da taxa de câmbio real que permitisse a recuperação da competitividade da economia e que, por sua vez, não colocasse em perigo a redução da inflação. DE acordo com o esperado, os resultados mostram que isso realmente estava acontecendo. A recuperação da competitividade ou, pelo menos, a não piora dela, estava sendo acompanhada da redução do diferencial de juros, havendo, portanto, maior reputação do governo e maior credibilidade do plano.

No caso do desemprego, inicialmente houve uma forte expansão econômica e uma redução no desemprego, que poderia ser explicada por modelos de *booms* de consumo em planos de estabilização com âncora cambial.<sup>36</sup> Isso é consistente com o valor positivo encontrado no início, para o coeficiente do desemprego no modelo. Portanto, não pode se afirmar que o sinal positivo indique falta de credibilidade do plano. Porém, posteriormente, a taxa de desemprego começou a aumentar gradualmente, ficando acima da *NAIRU* filtrada a partir de abril de 1995 até meados de 1996, sinalizando, portanto, o compromisso com o regime cambial e a melhora na reputação do governo. Após isso, o desemprego começou a reduzir-se e, no período entre setembro de 1996 e abril de 1997, obtém-se um sinal novamente positivo. Tal fato é explicado tanto pela queda do desemprego como pelo fato da taxa de desemprego se encontrar abaixo da *NAIRU* entre meados de 1996 e início de 1997. Tem-se, portanto, uma fase de queda de reputação e redução da credibilidade no regime cambial. Após meados de 1997, a taxa de desemprego aumenta continuamente, ficando acima da *NAIRU* filtrada a partir do início de 1997 e, de forma mais acentuada ainda, a partir do final de 1997, sinalizando, novamente, o compromisso com o regime e assim, melhorando a reputação do governo e a credibilidade do plano. Esse é, precisamente, o período em que as taxas de inflação mensais começam a ser de menos de 1% ao mês. Porém, após a crise russa, os fortes ataques especulativos sobre o Real e as rápidas quedas das reservas internacionais levaram ao colapso do regime de banda cambial, em início de 1999, e à flutuação da taxa de câmbio, e adoção de um regime de metas de inflação.

Como se explica, então, o abandono do regime cambial em início de 1999? Como foi visto, o diferencial de juros, a despeito das reversões em sua trajetória de queda por causa dos choques externos, continuava gradualmente se reduzindo, até pouco antes do abandono do regime cambial. Aparentemente, a política seguida era consistente com as prescrições do modelo para ganhar ou manter a credibilidade. Com base no modelo estimado, não se pode afirmar que foram fatores de fundamentos (desemprego e competitividade) que sinalizaram que se estava chegando a uma situação insustentável. O desemprego estava consistentemente acima da *NAIRU* e a competitividade estava se recuperando gradualmente, dando credibilidade à política seguida. Além dos fundamentos analisados no modelo, existiam alguns outros fatores preocupantes, especialmente a fragilidade fiscal, e a conseqüente elevação da relação dívida pública interna/PIB, cuja maior parte era financiamento de curto prazo. No entanto, a eles não se pode atribuir toda a culpa do colapso cambial. Pelo menos não se conhece evidência econométrica que mostre isso.

Então, acredita-se, em grande medida, que o abandono do regime cambial brasileiro não foi explicado por fundamentos econômicos falhos<sup>37</sup> e menos ainda, previsto pelos agentes econômicos.<sup>38</sup>

<sup>36</sup> Ver, por exemplo, Agénor e Montiel (1996, subseção 10.1.1).

<sup>37</sup> Uma conclusão semelhante foi obtida por Masson e Agénor (1996) para a crise mexicana de dezembro de 1994.

Talvez ele seja melhor explicado por modelos de ataques especulativos de segunda geração, os quais não têm a ver com fundamentos.<sup>39</sup> Por exemplo, Baig e Goldfajn (2000) têm mostrado que os ataques especulativos foram desencadeados por um efeito contágio a partir da crise russa. Porém, esse tipo de explicações foge ao escopo deste artigo.

Também, sempre se pode, *a posteriori*, afirmar que o erro foi a forte apreciação inicial do real ou que a recuperação da competitividade foi muito lenta e devia ter sido acelerada. Com base nos resultados encontrados parece que o governo agiu da forma correta visto que embora agora seja possível afirmar que a economia se encontrava numa situação estável e uma forte desvalorização ou, uma desvalorização mais rápida não levariam a inflação de volta a um comportamento explosivo,<sup>40</sup> naquele momento era arriscado tomar uma decisão nessa direção, em razão do passado inflacionário do Brasil.<sup>41</sup> Também se deve ter presente que, dada a incerteza sobre o valor da *NAIRU*, era arriscado afrouxar a política esperando que não tivesse efeitos fortemente inflacionários. Talvez esses fatos ajudem a explicar porque as autoridades econômicas preferiram optar pela cautela e atrasar ao máximo possível uma maior desvalorização da taxa de câmbio ou uma flexibilização do regime.

## 5. CONCLUSÃO

Neste artigo analisaram-se alguns modelos básicos de credibilidade e reputação, com o objetivo de se compreender o comportamento das expectativas da taxa de câmbio durante o regime de banda cambial implementado no Brasil. Para tanto, apresentou-se um modelo de “circunstâncias externas”, o qual parte do pressuposto que, em geral, nenhum governo pode preocupar-se apenas com o objetivo de controlar a inflação, ignorando por completo os objetivos de crescimento e emprego. Portanto, frente a circunstâncias adversas, um governo, ainda do tipo anti-inflacionário, pode ser levado a desvalorizar a taxa de câmbio. Assim, um governo pode sinalizar seu compromisso com um regime cambial fixo, permitindo aumentos no desemprego e perdas de competitividade, aumentando sua reputação e a credibilidade do regime cambial. Contudo, frente a choques externos, aumentos adicionais no desemprego ou quedas maiores de competitividade, reduzem a reputação do governo e a credibilidade do regime, podendo levar ao abandono do regime.

Verificou-se que o governo ganhou reputação e credibilidade para o plano durante a implementação do regime cambial. Conforme a teoria ele sinalizou seu compromisso com o regime, permitindo aumentos do desemprego e recuperando gradualmente a competitividade. Uma conclusão geral é que não existe evidência, com base nesse modelo, para afirmar que foram os fundamentos econômicos falhos que levaram ao colapso do regime cambial.

Nesse sentido, uma primeira contribuição deste artigo foi a análise de fatores de credibilidade e reputação ao longo da implementação do regime de banda cambial. Como foi mostrado, a política econômica estava sendo conduzida de forma consistente com o modelo. O governo assumiu o risco de fazer uma recuperação gradual da competitividade especialmente após as crises mexicana e a asiática; porém, após a crise russa, que levou a uma forte e rápida saída de capitais e a sucessivos ataques sobre o real, o governo teve que abandonar o regime de banda cambial e adotar uma flutuação livre.

Uma segunda contribuição, embora como um subproduto, foi a estimação de uma curva de Phillips não-linear e convexa. Uma linha de pesquisa adicional poderia aprofundar a discussão desse tipo de curva de Phillips e, em especial, introduzir a credibilidade num modelo de curva de Phillips não-linear e convexa, depois realizando uma estimação do modelo. Esse fato é reconhecido nas discussões, e algumas

---

<sup>38</sup> Por exemplo, Goldfajn e Valdés (1998) e Berg e Pattillo (1999) têm mostrado que as crises cambiais não são previsíveis.

<sup>39</sup> Ver algumas referências na nota de rodapé 35 deste artigo.

<sup>40</sup> Ver, por exemplo, Fiorenco e Moreira (1999a, b).

<sup>41</sup> Os temores da volta da inflação eram tão grandes, que mesmo após o abandono da banda cambial, discutia-se a possibilidade de fixar a taxa de câmbio, visto que muitos observadores previam taxas de inflação muito altas. Para saber a opinião de uma autoridade econômica, ver Fraga (2000).

tentativas tem sido feitas em nível teórico<sup>42</sup>, entretanto é uma área ainda aberta para se trabalhar teórica e empiricamente.

### REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGÉNOR, P.R.; MONTIEL, P. **Development Macroeconomics**. Princeton, Princeton University Press, 1996.
- ARBEX, M.; FONTES, R. Credibilidade das políticas econômicas no Brasil: uma análise empírica do período 1991-1998. **Economia Aplicada**, v. 3, n. 1, 1999.
- BACKUS, D., DRIFFILL, J. Inflation and reputation. **American Economic Review**, v. 75, n. 3, 1985.
- BAIG, T.; GOLDFAJN, I. The russian default and the contagion to Brazil. **Texto para Discussão**, n. 420, Puc-Rio, 2000.
- BARRO, R.; GORDON, D. A positive theory of monetary policy in a natural-rate model. **Journal of Political Economy**, v. 91, 1983.
- BERG, A.; PATTILLO, C. Are currency crises predictable? A test. **IMF Staff Paper**, v. 46, n. 2, 1999.
- BERTOLA, G.; CABALLERO, R. Target zones and realignments. **American Economic Review**, v. 58, 1992.
- BERTOLA, G.; SVENSSON, L. Stochastic devaluation risk and the empirical fit of target-zone models. **Review of Economic Studies**, v. 60, 1993.
- BONOMO, M.; TERRA, C. The political economy of exchange rate policy in Brazil: 1964-1997. **Ensaio Econômico**, n. 341, EPGE, 1999a.
- BONOMO, M.; TERRA, C. The political economy of exchange rate policy in Brazil: an empirical assessment. **Revista Brasileira de Economia**, v. 53, n. 4, 1999b.
- CLARK, P.; LAXTON, D. Phillips curves, Phillips lines and the unemployment costs of overheating. **Working Paper of the International Monetary Fund**, n. WP/97/17, 1997.
- CUTHBERSON, K.; HALL, S.; TAYLOR, M. **Applied econometric techniques**. Harvester Wheatsheaf, 1992.
- DEBELLE, G.; LAXTON, D. Is the Phillips Curve really a curve? Some evidence for Canada the United Kingdom, and the United States. **IMF Staff Papers**, v. 44, 1997.
- DEBELLE, G. VICKERY, J. Is the Phillips Curve a curve? Some evidence and implications for Australia. **Research Discussion Paper**, n. 9706, Reserve Bank of Australia, 1997.
- DORNBUSCH, Rudiger. Brazil's incomplete stabilization and reform. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 1, 1997
- DRAZEN, A.; MASSON, P. Credibility of policies versus credibility of policymakers. **NBER Working Paper**, n. 4448, 1993.
- DRAZEN, A.; MASSON, P. Credibility of policies versus credibility of policymakers. **Quarterly Journal of Economics**, v. 109, n. 3, 1994.
- FERREIRA, F. **Modelos de bandas cambiais: uma aplicação ao caso brasileiro**. Porto Alegre, 1999. Dissertação de Mestrado – Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

<sup>42</sup> Uma tentativa de se introduzir uma curva de Phillips convexa nos modelos de credibilidade, pode ser vista em Tambakis (1998) e uma discussão em Clark e Laxton (1997).

- FIORENCIO, A.; MOREIRA, A. Latent indexation and exchange rate passthrough. **Texto para Discussão** n. 650, IPEA, 1999a.
- FIORENCIO, A.; MOREIRA, A. Measuring the stability of the price system. **Texto para Discussão** n. 673, IPEA, 1999b.
- FLOOD, R.; ROSE, A.; MATHIESON, D. An empirical exploration of exchange-rate target-zones. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 35, 1991.
- FONTES, R.; ARBEX, M.; ALMEIDA, M. Credibilidade perfeita versus credibilidade imperfeita: uma análise para o regime brasileiro de bandas de câmbio. A ser publicado na **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 1999.
- FRAGA, A. Política monetária durante la transición a un tipo de cambio fluctuante: la experiencia de Brasil. **Finanzas e Desarrollo**, v. 37, n. 1, 2000.
- GARBER, P.; SVENSSON, L. The operation and collapse of fixed exchange rate regimes. In GROSSMAN, Gene; ROGOFF, Kenneth; eds.: **Handbook in International Economics : Volume 3**. Amsterdam : Elsevier Publishers, 1995.
- GOLDFAJN, I.; VALDÉS, R. Are currency crises predictable? **European Economic Review** v. 42, 1998.
- GOLDFAJN, I.; VALDÉS, R. The aftermath of appreciations. **Quarterly Journal of Economics**, v. 1999.
- GORDON, R. The time-varying *NAIRU* and its implications for economic policy. **Journal of Economics Perspectives**, v. 11, n. 1, 1997.
- HAMILTON, J. **Time Series Analysis**. Princeton : Princeton University Press, 1994.
- HARVEY, A. **Forecasting, structural time series models and the Kalman filter**. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.
- HODRICK, R.; PRESCOTT E. Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. **Journal of Credit, Money and Banking** v. 29, n. 1, 1997.
- KRUGMAN, P. Target zones and exchange rate dynamics. **Quarterly Journal of Economics**, v. 106, n. 3, 1991.
- LOHMANN, S. Optimal commitment in monetary policy credibility versus flexibility. **American Economic Review** v. 82, n.1, 1992.
- MASSON, P. Gaining and losing ERM credibility: The case of the United Kingdom. **Economic Journal**, v. 105, 1995.
- MASSON, P.; AGÉNOR, P.R. The Mexican Peso Crisis: overview and analysis of credibility factors. **IMF Working Paper**, WP/96/6, 1996.
- MÜNCH, I. 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, 1998.
- OBSTFELD, M. Destabilizing effects of exchange rate escape clauses. **NBER Working Paper**, n. 3603, 1991
- PASTORE, A.; PINOTTI, M. Inflação e estabilização: algumas lições da experiência brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, v. 53, n. 1, 1999.
- PASTORE, A., BLUM. B.; PINOTTI, M. Paridade de poder de compra, câmbio real e saldos comerciais. **Revista Brasileira de Economia**, v. 52, n. 3 1998.
- PERSSON, T.; TABELLINI, G., eds. **Monetary and Fiscal Policy. Volume 1: Credibility**. MIT Press, 1994.

- PERSSON, T.; TABELLINI, G. Political economics and macroeconomic policy. **NBER Working Paper**; n. 6329, 1997.
- PORTUGAL, M. Modelos de parâmetros variáveis: uma resenha crítica. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.23, n. 1, 1993.
- PORTUGAL, M.; GALVÃO, A. Âncora cambial, balanço de pagamentos e política de estabilização: as políticas cambial e de comércio exterior no Plano Real. In PORTUGAL Marcelo (org.): **A economia do Real**. Porto Alegre, Editora Ortiz, 1996.
- PORTUGAL, M.; MADALOZZO, R. Um modelo de *NAIRU* para o Brasil. A ser publicado na **Revista de Economia Política**, 2000.
- PORTUGAL, M.; MADALOZZO, R.; HILLBRECHT, R.. Inflation, unemployment and monetary policy. In **Anais do XXI Encontro Brasileiro de Econometria**, vol. II, Natal, 1999.
- ROCHA, K.; MOREIRA, A. Credibilidade da política cambial e as opções cambiais. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 28, n. 3, 1998.
- SACHSIDA, A.; TEIXEIRA, J.; ELLERY, R. Diferencial de juros e taxa de câmbio no Brasil. **Texto para Discussão** n. 662, IPEA, 1999.
- STIGLITZ, J. Reflections on the natural rate hypothesis. **Journal of Economics Perspectives**, v. 11, n. 1, 1997.
- TAMBAKIS, D. Monetary policy with a convex Phillips curve and assymmetric loss. **Working Paper of the International Monetary Fund** n. WP/98/21, 1998.
- TURNER, A.; GOLUB, S. Towards a system of multilateral unit labor cost-based competitiveness indicators for advanced, developing, and transition countries. **Working Paper of the International Monetary Fund** n. WP/97/151, 1997.