

## **CRISE MONETÁRIA BRASILEIRA DE 1999: UMA ANÁLISE ECONOMÉTRICA DA DESVALORIZAÇÃO DO REAL EM 1999**

**Luiz Roberto Murta**

Universidade Federal do Espírito Santo, ES  
betomurta2000@hotmail.com

**Gutemberg Hespanha Brasil**

Universidade Federal do Espírito Santo, ES  
ghbrasil@terra.com.br

**Robert Wayne Samohyl**

Universidade Federal de Santa Catarina, SC  
samohyl@eps.ufsc.br

### **RESUMO**

Este trabalho consiste na investigação dos determinantes da crise monetária de 1999 no Brasil. Analisa as principais variáveis macroeconômicas que explicam, em alguma medida, a probabilidade de ocorrência de crises monetárias. Adota os modelos propostos por Esquivel e Larrain (1998, 1999), modificados para incorporar variáveis pertinentes ao caso brasileiro. Os resultados estatísticos encontrados indicaram a não rejeição da hipótese de que o modelo adotado explica a ocorrência da crise de 1999. Várias variáveis foram testadas, incorporando os modelos de primeira e segunda geração. As quatro principais variáveis - contágio de crise em outros países, reservas internacionais, índice da taxa real efetiva de câmbio e desvio do desemprego em relação a NAIRU - apresentaram resultados satisfatórios no sentido de serem úteis para sinalizar, com antecedência, a iminência de possíveis crises.

Palavras Chave: Crises cambiais; Probit; Modelos econométricos.

### **ABSTRACT**

#### **BRAZILIAN CURRENCY CRISIS OF 1999: AN ECONOMETRIC ANALYSIS**

This paper consists of the investigation of the determinant of the currency crisis of 1999 in Brazil. It analyzes the main macroeconomic variables that explain, in some extent, the probability of occurrence of currency crises. It adopts the models proposed by Esquivel & Larrain (1998, 1999), modified to incorporate pertinent variables to the Brazilian case. The found statistical results indicated the non rejection of the hypothesis that the adopted model explains the occurrence of the crisis of 1999. Several variables were tested, incorporating both the first-generation and second-generation models. The four main variables - contagion effects in another countries, foreign exchange reserves, real effective exchange rate index and deviation of the unemployment in relation to NAIRU - they presented satisfactory results in the sense of they be useful to signal, in advance, the imminence of possible crises.

Key Words: Currency crises; Probit; Econometric Models.

## CRISE MONETÁRIA BRASILEIRA DE 1999: UMA ANÁLISE ECONOMETRICA DA DESVALORIZAÇÃO DO REAL EM 1999

### 1. Introdução

Ao longo da década de 1990, cinco graves crises<sup>1</sup> assolaram diversos países com características econômicas e culturais diferentes. Essa turbulência recente nas finanças internacionais suscitou uma série de fóruns de debates e motivou a geração de novas linhas de pesquisas sobre o assunto. Nas pesquisas teóricas sobre o tema, o objetivo central tem sido o de refinar o entendimento acerca das possíveis causas das crises recentes, bem como o seu *timing*. Já em relação às pesquisas empíricas, o objetivo tem sido o levantamento de indicadores potenciais que possam evidenciar a iminência de uma crise, para, com isso, buscar-se maneiras de se prevenir ou de se responder eficazmente a possíveis crises futuras.

Seguindo nessa linha, foi observada uma mudança de enfoque quanto ao *timing* das crises recentes comparativamente às passadas, sofridas pelos países em desenvolvimento. Todas as crises observadas nesses países, na década de 1990, parecem estar associadas a problemas estruturais, mas desencadeadas por eventos não explicados pelos modelos de crises monetárias de primeira geração. A questão básica a se tratar neste estudo é verificar quanto à possibilidade da crise brasileira se encaixar neste perfil. Nesses termos, procurar-se-á responder se a garantia de crise era certa para os agentes ou se esta foi desencadeada por eventos externos ao país. Um outro ponto a ser destacado refere-se à questão da escolha governamental no processo. A pergunta a ser respondida é a seguinte: a desvalorização de 1999 foi um reflexo da falta de opção governamental ou pode ser tratada como uma questão de objetivos conflitantes?

Na tentativa de se responder a estas questões dividiu-se este trabalho em 4 seções, além desta. Na primeira, é realizada uma breve revisão da teoria pertinente ao assunto. A segunda seção é reservada para o estudo de caso em questão. Ênfase é dada aos trabalhos de Miranda (1999); Goldfajn (2000); Cardoso e Hellwege (1999); Filgueiras (2000). Na terceira seção é feita a análise econométrica do assunto construído por Esquivel e Larrain (1998 e 1999), e adaptado às circunstâncias locais. Por fim, na quarta e última seção são apresentados alguns comentários finais.

### 2. Literatura Básica sobre crises monetárias

A teoria econômica, a respeito de crises monetárias, tem apresentado expansão acelerada em razão dos diversos episódios recentes, contemplando diversos países em diferentes partes do mundo. Em linhas gerais, pode-se dizer que pelo menos quatro hipóteses de fatores causais preponderantes podem ser identificadas na literatura: (a) fundamentos macroeconômicos; (b) equilíbrio múltiplo; (c) contágio; (d) vulnerabilidade financeira. Por vezes, essas hipóteses são competidoras, por vezes, complementares, embora a literatura mais recente caminhe no sentido da complementaridade de explicações. Kaminsky *et al* (1997) e Flood e Marion (1998) fornecem resenhas úteis sobre o assunto.

Nos antigos modelos teóricos de crises cambiais, conhecidos por modelos de primeira geração, o ataque era tratado como um problema simples de fundamentos econômicos e os agentes apenas antecipavam um fim inevitável. A origem desses modelos advém do artigo de Krugman (1979). Nele, o autor apresenta um modelo no qual o déficit fiscal é financiado por emissão de

---

<sup>1</sup> Conforme notado por Miranda (1999): Crise do sistema Monetário Europeu (1991-1992); Crise “Tequila” (1994); Crise Asiática (1997); Crise da Rússia (1998) e Crise do Brasil (1999).

moeda que, sob regime de câmbio fixo, implica redução das reservas internacionais. Prevendo o esgotamento dessas reservas e a subsequente desvalorização da taxa de câmbio, agentes privados, nacionais e estrangeiros, trocam moeda nacional por moeda estrangeira e precipitam o fim do regime de câmbio fixo .

Os acontecimentos envolvendo diversos países membros do Sistema Monetário Europeu, entre 1992 e 1993, deslocaram o foco da questão. Os modelos teóricos de crises cambiais até então postulados não pareciam suficientes para a explicação dessas desvalorizações. Os ataques especulativos naquela ocasião ocorreram em países sem nenhuma evidência comprovada de problemas de fundamentos causados por excessos de moeda. Pelo contrário, em alguns deles os ataques ocorreram dentro de um contexto de elevado desemprego, o que fez com que os governos relutassem em aumentar a taxa de juros e restringissem o crédito com o intuito de defender a moeda, sob pena de agravar ainda mais as condições do mercado de trabalho. Em outros países, os governos haviam emitido quantidades acentuadas de títulos públicos de curto prazo, nos quais os custos do serviço da dívida eram altamente sensíveis às taxas de juros. Nesses termos, a desvalorização cambial provocada pelo ataque especulativo é considerada, em última instância, uma opção do governo pelo abandono da fixação do câmbio, priorizando outros objetivos de política econômica, notadamente a preservação do sistema financeiro e do emprego.

A possibilidade de equilíbrio múltiplo surge nessa circunstância, na qual os participantes do mercado, apesar de não questionarem a compatibilidade da política econômica de um país com a manutenção da taxa fixa de câmbio, antecipam que um ataque especulativo possa alterar a política econômica adotada. Existem dois equilíbrios possíveis para a economia: o primeiro é caracterizado pela ausência do ataque especulativo e pela manutenção da taxa fixa de câmbio; o segundo é caracterizado pelo ataque especulativo e pela mudança dos fundamentos macroeconômicos que justifica a desvalorização cambial esperada pelos agentes. Nesse sentido, o ataque especulativo assume a característica de ser auto-realizável, ou seja, ele "realiza" uma desvalorização cambial que não ocorreria na sua ausência. O trabalho mais notável a esse respeito deve-se a Obstfeld (1994).

Paralelamente, diversos autores têm analisado as crises cambiais nos países europeus, em 1992, e nos países asiáticos, em 1997, sobre uma perspectiva de contágio, isto é, ocorrência de crises cambiais e ataques especulativos simultaneamente ou seqüencialmente em diversos países. Eichengreen *et al* (1996), por exemplo, apresentam um trabalho panorâmico sobre essa linha de análise. Em linhas gerais, esse artigo elenca três causas potenciais de contágio, a saber: (i) *herding*; (ii) *links* comerciais ou financeiros e (iii) contágios auto-realizáveis ou puros.

Por fim, a literatura recente tem enfatizado também a relação entre as fragilidades dos sistemas financeiros dos países e a ocorrência de crises cambiais. Diversos analistas, entre eles Chang e Velasco (1998a), argumentam que a fragilidade do sistema financeiro de diversos países asiáticos consistiu na concessão excessiva de crédito de médio e longo prazo ao setor privado, alavancado por débitos de curto prazo com o exterior. Em outras palavras, o sistema financeiro mantinha um passivo de curto prazo muito superior ao ativo de curto prazo em moeda estrangeira. No momento em que os credores estrangeiros decidiram resgatar seus investimentos, os bancos locais recorreram aos respectivos bancos centrais. Estes, por sua vez, viram-se incapazes de prover recursos suficientes para cobrir as saídas de capitais estrangeiros, gerando a crise cambial.

### **3. Uma breve interpretação da crise monetária brasileira de 1999**

Após quinze anos de escalada inflacionária, desafiando os princípios tanto ortodoxos como heterodoxos de estabilização, a economia brasileira parece ter reaprendido a conviver com reduzidos patamares do índice de preços. O elemento crucial para a queda observada da inflação

– de dois dígitos mensais para dois dígitos anuais – foi a implantação do programa de estabilização econômica, denominado de Plano Real. A queda da inflação teve aceitação plena da sociedade, derivando na eleição e reeleição do presidente Fernando Henrique Cardoso.

Contudo, o sucesso da estabilização foi contrabalançado por problemas de outra natureza. O agravamento da situação fiscal do setor público, o aumento do desemprego e a deterioração da conta corrente são exemplos claros disso. Tais problemas, por sua vez, acabaram por levar à ruptura do regime cambial prevalecente e à substituição da presidência do Banco Central em janeiro de 1999.

Embora possa se afirmar que a deterioração dos fundamentos macroeconômicos tenha evidenciado a fragilidade do regime cambial no período e levado ao seu eventual colapso em 1999, eventos externos colaboraram em demasia para tanto, em particular a crise “Tequila”, a crise do Leste da Ásia e a crise da Rússia. Esta última, irrompida em agosto de 1998 com a moratória das obrigações públicas e privadas do país, acabou por gerar uma crise de confiança no mercado acerca da credibilidade dos países emergentes, conduzindo a uma fuga maciça de capitais da economia brasileira. Tal fato acabou minando a capacidade do governo de sustentar o regime cambial prevalecente, levando à crise em janeiro de 1999.

A opinião de acadêmicos e analistas sobre o evento em pauta tem convergido para essa visão, qual seja: a causa primária da crise brasileira está associada à deterioração dos fundamentos econômicos, em particular a apreciação cambial e os déficits em transações correntes, bem como o aumento da dívida pública em nível bastante elevado. O irromper da crise, por outro lado, teve como fator desencadeador a crise da Rússia, que exacerbou a desconfiança dos investidores internacionais com respeito aos mercados emergentes.

Três trabalhos interessantes sobre o tema seguem essa linha de argumentação. Miranda (1999), por exemplo, investigando os determinantes das crises cambiais e ataques especulativos no Brasil, no período de 1982 a 1999, encontrou fortes evidências estatísticas de que a desvalorização ocorrida em 1999 esteve relacionada aos fundamentos macroeconômicos da economia. Particular ênfase foi dada às seguintes variáveis: oferta de moeda nacional, taxa real efetiva de câmbio, taxa internacional de juros, liberalização dos controles sobre fluxo de capitais, reservas internacionais, produto interno bruto, saldo da balança comercial, nível externo de preços e taxa de câmbio de venda fixada pelo governo.

Interpretação similar é fornecida por Cardoso e Helwege (1999) em um trabalho elaborado para a conferência realizada pelo National Bureau Economic Research (NBER) sobre a crise brasileira de 1999. O argumento desenvolvido pelos autores para a explicação da crise em pauta tem como base a teoria dos Déficitos Gêmeos - seguindo a argumentação de Krugman (1979). De acordo com essa teoria, os déficits externos podem ser interpretados como uma consequência direta dos déficits públicos e dos excessos de demanda da economia. Para o caso brasileiro, especificamente, o ajuste fiscal insuficiente levou o governo a manter as políticas monetária e creditícia em níveis reduzidos e a moeda apreciada. O objetivo básico foi dar prosseguimento à estabilização de preços. O câmbio apreciado dava suporte à entrada desenfreada de bens e serviços importados no país, permitindo o equilíbrio entre oferta e demanda, além de garantir uma maior concorrência interna. Os elevados diferenciais de juros interno e externo forneciam altas taxas de retorno para investidores, garantindo a entrada constante de fluxos de capitais no país.

Entretanto, segundo os autores, essa entrada abundante de recursos não consistiu em um “almoço grátis”. Para evitar uma expansão monetária induzida por essa entrada abundante de capitais, estes foram esterelizados parcialmente, criando significativos custos fiscais para o setor público. As altas taxas de juros adotadas no período contribuíram para agravar o problema fiscal do governo, levando a um rápido crescimento da dívida pública. A percepção dos investidores

acerca da inconsistência da política adotada e a sustentação da política cambial acabou levando à crise.

Vista a essência do problema, restam outras duas perguntas a serem respondidas: o que levou ao irromper da crise? A desvalorização pode ser interpretada como uma escolha de objetivos econômicos ou reflete uma falta de opção governamental?

A resposta à primeira pergunta nos remete ao trabalho de Goldfajn (2000). De acordo com o autor, o *timing* da crise foi dado por um evento externo, a crise da Rússia, que levou a maciças saídas de capitais do país (sob a forma de investimento em *portfolio* e dívidas securitizadas), tanto por parte dos investidores internos como também dos residentes.

O autor argumenta, ainda, que a ação dos investidores externos esteve associada às perdas incorridas em razão da reestruturação da dívida russa e em decorrência da desvalorização do rublo. Além disso, outros investidores foram surpreendidos pelo fato da crise ter ocorrido dentro de um programa do FMI, desencadeando um pânico que se espalhou para outros mercados emergentes.

Respondida a primeira pergunta, pode-se partir para a avaliação da segunda questão. É válido, entretanto, antes de realizar a análise qualitativa sobre o assunto, destacar um ponto interessante a esse respeito.

Diversas críticas a respeito dos modelos “fundamentalistas” têm sido realizadas. Essas críticas dividem-se em duas frentes principais. A primeira delas refere-se aos determinantes sobre “se” e “quando” uma crise ocorre, isto é, se surgem em nações cujo regime de taxas de câmbio fixas são insustentáveis no longo prazo, sendo plenamente antecipadas pelos agentes, ou se as crises são eventos auto-realizáveis, despontando em razão de algum evento exógeno, não sendo, desta forma, antecipadas pelos agentes. Em relação à primeira frente, pode-se dizer que a crise brasileira foi plenamente prevista pelos agentes, que já estavam protegidos dos efeitos imediatos da desvalorização (por meio de títulos indexados ao dólar após a crise da Ásia), embora esteja associada também a um evento externo (a crise russa), que colaborou substancialmente para o seu despertar. Logo, pode-se dizer que ambos os fatores estiveram presentes no caso brasileiro, determinando a crise de 1999.

Já a segunda crítica está relacionada com a mecânica da crise, especificamente ao comportamento do governo na crise. Nos modelos de primeira geração, os governos são tratados como fiéis a sua política em andamento, abandonando a taxa fixada quando o nível de reservas alcança um ponto crítico. Já os modelos de segunda geração tratam o abandono do regime ou da promoção da nova paridade como um problema de escolha governamental. De forma mais específica, o comportamento dos governos é associado a um balanceamento de objetivos conflitantes, como, por exemplo, desemprego e defesa do regime.

No contexto brasileiro, os dois aspectos também pareceram estar presentes. O nível de reservas foi caindo de forma crescente no início de janeiro de 1999, a despeito das mais diversas tentativas de defesa do regime por parte das autoridades locais. Basicamente, essa linha de defesa consistiu na venda de divisas, no aumento da taxa de juros e na assinatura do acordo com o FMI no fim de 1998. Por outro lado, as circunstâncias políticas, no início de 1999, tornaram mais difícil a implementação de novas e impopulares medidas de ajuste, reclamadas pelo Fundo<sup>2</sup>. Desse modo, o contexto recessivo pelo qual passava a economia brasileira parece ter

---

<sup>2</sup> De acordo com Filgueiras (2000, p.186), a desconfiança dos investidores foi gerada em razão da constatação da ineficiência das medidas fiscais tomadas em resposta à crise asiática. Adicionalmente, um quadro político muito complicado para a implementação de medidas austeras e impopulares, reclamadas pelo Fundo, esteve presente no país no início de 1999. Pode-se citar, como alguns dos obstáculos

contribuído para a hesitação política na questão da aprovação de medidas necessárias, para eliminar a pressão no mercado cambial. Tal hesitação parece demonstrar a escolha feita pela classe política em relação aos rumos da política econômica (já que, teoricamente, o regime de taxas flutuantes fornece mais liberdade para a condução de políticas econômicas centradas no equilíbrio interno). De acordo com Filgueiras (2000, pp.186-188), essa escolha feita pela classe política, por sua vez, parece ter contribuído também para exacerbar a saída de capitais do país e para efetivar a crise, uma vez que evidenciou para os investidores que as medidas requeridas para a manutenção do regime não seriam implementadas.

#### **4. A análise estatística da crise monetária brasileira de 1999**

Postos os fatos e apresentadas algumas interpretações para a crise cambial brasileira de 1999, o passo seguinte consiste na obtenção de evidências empíricas. Essa seção se ocupa desta questão.

##### **4.1. O modelo de trabalho**

O modelo de trabalho utilizado na busca por evidências estatísticas, acerca dos diversos fatores que possam estar associados à crise brasileira de 1999, segue a estrutura do modelo de trabalho elaborado por Esquivel e Larrain (1998 e 1999), em seu estudo focado na explicação e predição das crises monetárias de trinta países, localizados na América Central, no período 1976-1996.

A escolha desse modelo não foi gratuita. O estudo elaborado pelos autores pode ser entendido como a primeira tentativa realizada, visando testar simultaneamente os fatores determinantes, abordados pelos modelos de crises de primeira e segunda geração. Conforme mencionado, na seção anterior deste trabalho, a crise brasileira parece se encaixar neste perfil.

##### **4.2. Critérios de identificação da crise monetária**

Neste trabalho, em particular, o critério de identificação de uma crise monetária adotado segue a linha de Esquivel e Larrain (1998). Na visão dos autores, uma crise monetária só pode ser classificada como tal quando ocorre uma mudança significativa na taxa de câmbio nominal que afete também a taxa de câmbio real. Procedendo dessa forma, pode-se excluir da análise ataques especulativos mal sucedidos, ao mesmo tempo em que elimina-se desvalorizações com fins de ajustamento à inflação.

Nesses termos, considera-se que a economia esteja sofrendo um ataque especulativo se ao menos uma das seguintes condições esteja ocorrendo: (i) a taxa de variação da taxa de câmbio real, acumulada em três meses, for maior do que 15 por cento ( $\Delta^3 \varepsilon_t > 15\%$ ) ou ; (ii) a taxa de variação mensal da taxa de câmbio real for maior do que 2,54 vezes o desvio padrão da taxa de variação mensal da taxa de câmbio real e que esta exceda 4 por cento ( $\Delta^1 \varepsilon_t > 2,54\sigma_{\varepsilon_t}^{\Delta \varepsilon}$  e  $\Delta^1 \varepsilon_t > 4\%$ ), em que  $\varepsilon_t$  representa a taxa de câmbio real no período  $t$ ,  $\Delta^1 \varepsilon_t$  corresponde a taxa de variação mensal da taxa de câmbio real no período  $t$ ,  $\Delta^3 \varepsilon$  equivale à taxa de variação da taxa de câmbio real trimestral acumulada no período  $t$  e  $\sigma_{\varepsilon_t}^{\Delta \varepsilon}$  representa o desvio padrão da taxa de câmbio real no período total.

Assim procedendo, garante-se, pela primeira condição, que grandes depreciações reais sejam consideradas como uma crise monetária. Já pela segunda condição, pode-se capturar mudanças

---

enfrentados pelo governo, para a implementação dessas novas medidas de caráter restritivo: a derrota do governo no Congresso acerca da taxação dos aposentados do setor público; a posse de governadores de oposição em alguns dos mais importantes estados da Federação e a reação mais contundente de alguns segmentos da sociedade civil contra a recessão, os juros altos e o alto desemprego.

na taxa de câmbio real que difiram do padrão mensal apresentado pela economia brasileira no período.

Desse modo, partiu-se para a verificação da ocorrência de crises monetárias ao longo do período escolhido na amostra, que se estende de janeiro de 1991 a março de 1999, quando, na visão de Goldfajn (2000), encerra-se a crise brasileira.

Por meio da figura 1 que ilustra o comportamento da taxa de câmbio efetiva real (deflacionada pelo IPA-OG), pode-se observar uma acentuada desvalorização da moeda entre os meses de janeiro e março de 1999. A taxa mensal de variação da taxa de câmbio real escolhida alcançou 22,5% e 16,9% em janeiro e fevereiro, respectivamente. Estes números equivaleram a 5,9 e 4,4 vezes o desvio padrão da taxa de variação mensal da taxa real de câmbio no período amostral. Quanto às taxas de variação trimestral acumulada das taxas de câmbio real de janeiro e fevereiro, estas chegaram a 21,2% e 42,3%, respectivamente. Tais resultados indicam que ambos os critérios são atendidos para o caso brasileiro.

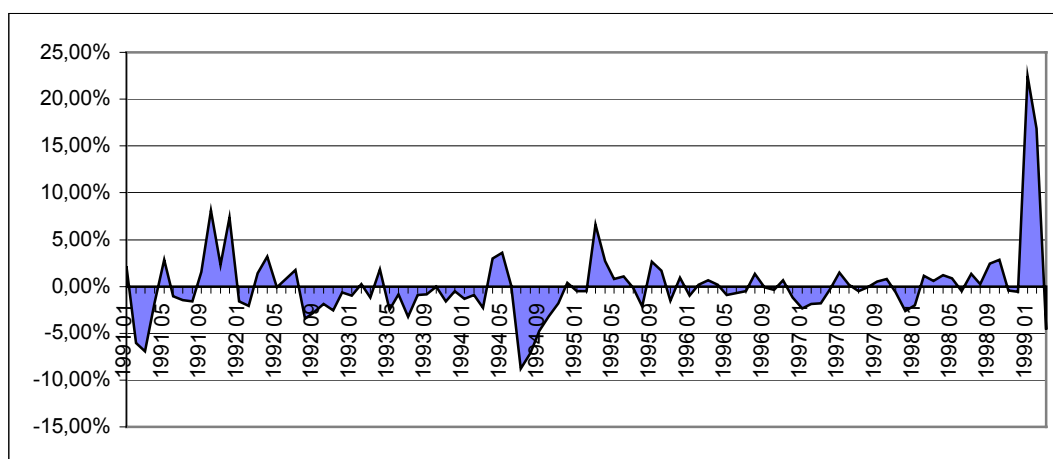


Figura 1. Evolução da variação da taxa do câmbio efetiva real deflacionada pelo IPA-OG: jan.1991 a mar.1999. Fonte: IPEA

Dois outros períodos foram identificados concomitantemente: dezembro de 1991 (período da maxidesvalorização) e março de 1999. Em ambos os períodos, a taxa de variação trimestral encaixou-se no critério de identificação adotado no trabalho: 18,7% e 36,6% para dezembro e março, respectivamente. Portanto, pode-se dizer que a crise cambial ocorrida em 1999, no Brasil, pode ser caracterizada como uma crise monetária, segundo os padrões definidos por Esquivel e Larrain (1998 e 1999).

### 4.3. Metodologia econométrica empregada

O passo seguinte consiste em descrever a metodologia empregada para a estimação. A variável a ser estimada ( $Y_t$ ) é dicotômica, apresentando valor 1, se a crise ocorre no período  $t$ , conforme os critérios utilizados para identificação de uma crise, e 0 em caso contrário. Logo, pode-se observar que a estimação será realizada utilizando-se do método estatístico Probit, apropriado para tal caso, sob a seguinte forma:

$$\text{Prob}(\text{Crise}_t) = \text{Prob}(Y_t=1) = \beta^T X_{t-2},$$

em que  $X_{t-2}$  representa o vetor das variáveis explicativas em dois períodos precedentes e  $\beta$  corresponde ao vetor dos coeficientes a serem estimados. Ressalte-se que esta defasagem foi determinada empiricamente. (O procedimento foi o seguinte. Foi determinada a correlação da variável “variação da taxa do câmbio efetiva real deflacionada pelo IPA-OG” com todas

as variáveis explicativas, descritas na sequência, com defasagem até três períodos. Com exceção da variável desvio, todas as outras apresentaram maior valor na ordem 2. Além disso observando-se o critério de Akaike (AIC), os menores valores são substancialmente menores quando se utiliza a defasagem dois).

Assume-se que exista implicitamente uma variável não observável ( $y_t^*$ ), que pode ser descrita como

$$y_t^* = \beta^T X_{t-2} + u_t,$$

em que  $u_t$ , a perturbação estocástica, é normalmente distribuído com média zero e variância um. A variável observada  $Y_t$  comporta-se da seguinte maneira:  $Y_t = 1$  se  $y_t^* > 0$ , e  $Y_t = 0$  em caso contrário.

Cabe comentar, por fim, uma distinção apresentada entre o modelo adotado neste trabalho e o modelo utilizado por Esquivel e Larrain (1998). Pelo fato do estudo dos autores ter sido feito sob bases de Painel, seu método de estimação teve de ser modificado. Conforme notado pelos autores: “Pelo fato de nossa amostra ter uma dimensão de séries temporais e *cross-section*, aconselha-se utilizar métodos de dados em Painel para explorar as informações contidas. Nesses termos, nós estimamos o modelo *probit* com efeitos aleatórios” (1998, p.13). Neste trabalho, o estudo de caso se restringe somente à economia brasileira; desta forma, o método a ser utilizado na estimação não sofrerá transformações - seguindo a linha de Miranda (1999) e dos próprios autores em trabalho realizado, posteriormente, em 1999.

#### 4.4. Variáveis Explicativas do modelo

Continuando no detalhamento do modelo, seguem abaixo as variáveis explicativas escolhidas para o exercício econométrico, com base no modelo de Esquivel e Larrain (1998 e 1999). Elas podem ser divididas em dois grupos: variáveis relacionadas aos modelos de primeira geração (à moda de Krugman) e variáveis que capturam alguns dos *insights* relativos aos modelos relacionados às pesquisas recentes sobre crises monetárias. Cabe ressaltar que essas variáveis encontram-se defasadas em dois períodos de tempo – conforme especificado na seção anterior – levando à perda de duas observações da amostra. A seguir serão detalhadas as variáveis, bem como o motivo para a sua inclusão:

i) Índice da taxa real efetiva de câmbio. Alguns autores, tais como, Kaminky *et al* (1998), enfatizam que as crises monetárias são usualmente precedidas, por algum tempo, de uma sobrevalorização da taxa de câmbio real. Como já mencionado na seção anterior, o Brasil encaixou-se neste perfil desde a implantação do Plano Real, dando suporte à teoria. Para a introdução dessa variável no modelo, será utilizado um indicador calculado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), deflacionado pelo IPA-OG. Espera-se que a sobrevalorização aumente o risco de ocorrer uma crise monetária (como esse índice tende a cair quando a moeda encontra-se apreciada, logo, espera-se encontrar uma relação negativa entre as variáveis). É interessante observar, ainda, que a forma escolhida para a mensuração dessa variável difere da variável original do modelo de Esquivel e Larrain (neste modelo, os autores utilizam a variável Desvio da taxa real de câmbio). A razão para tanto, conforme notado pelos próprios autores, está relacionada ao fato de que a sua introdução para economias individuais não acarreta nenhum dano aos resultados do modelo. No modelo original, o exercício econométrico foi feito em Painel, daí a sua substituição por uma variável mais adequada.

(ii) Reservas internacionais (conceito de liquidez). De acordo com os autores, diversos estudos têm provido evidências significativas sobre a relação entre o nível de reservas internacionais e as crises monetárias. Esses estudos têm apontado que, nos períodos precedentes às crises, o



nível de reservas internacionais cai acentuadamente. O motivo para a sua introdução no modelo é capturar a vulnerabilidade do Banco Central a possíveis corridas contra a moeda. No estudo original de Esquivel e Larrain (1998 e 1999), entretanto, os autores utilizaram uma outra variável para esses fins (M2/Reservas Internacionais). Sua motivação para tanto, novamente, foi buscar padronizar essa variável, dada as diferenças observadas entre os países – o que não se aplica a este trabalho. Espera-se encontrar uma associação negativa entre essa variável e a probabilidade de ocorrência de crise.

(iii) Desvio da taxa de desemprego do seu nível natural<sup>3</sup>. Uma característica bem definida do modelo de segunda geração - associado à Obstfeld (1994) - refere-se à questão de escolhas governamentais. Os governos são tratados nessa classe de modelos como maximizadores de uma função de bem-estar. Logo, a opção de desvalorizar ou mudar de regime cambial está associada à sua própria escolha, como, por exemplo, priorizar o equilíbrio interno (redução do desemprego) em detrimento da defesa da moeda. Assim sendo, um contexto de grave deterioração no quadro social (como observado na economia brasileira, a partir da crise do Leste da Ásia) aumenta o incentivo para a adoção de políticas corretivas (ou a não adoção de políticas que levem ao agravamento do quadro social), que podem resultar na desvalorização da moeda. A introdução dessa variável é feita com esse propósito, isto é, verificar, com base nas evidências estatísticas, se, para o caso brasileiro, a situação social interna contribuiu, de fato, para a crise monetária do início de 1999.

Vale notar que se optou por mensurar a variável em termos do desvio do seu nível natural<sup>4</sup>. A razão para tanto é que a taxa natural de desemprego (NAIRU) pode ser entendida como a taxa média de desemprego em um período extenso de tempo.<sup>5</sup> Logo, sob essa forma, pode-se verificar, com maior clareza (comparativamente a mensuração pela variação da taxa de desemprego), o comportamento da deterioração do quadro social no período amostral. Para o cálculo dessa variável, optou-se pela metodologia fornecida por Blanchard (1999, p.321), utilizando-se como base de dados: o IGP-DI e a Taxa de Desemprego Aberta (calculada pelo IBGE).<sup>6</sup> Espera-se encontrar uma relação positiva entre essa variável e a probabilidade de crise.

---

<sup>3</sup> É interessante comentar que a variável escolhida para esse objetivo diferencia-se da variável adotada pelos autores (que foi a renda *per capita*). O motivo para tanto está relacionado à impossibilidade da obtenção de dados mensais da renda *per capita* para a economia brasileira. Contudo, acredita-se que isto não acarretará nenhum dano para os resultados da análise. Esta crença é fundada em dois motivos. O primeiro deles é que, no modelo original de Obstfeld (1994), a variável utilizada pelo autor foi o desemprego e não a renda *per capita*. O segundo motivo está relacionado com a Lei de Okun. De acordo com esta teoria, a variação do desemprego está relacionada ao crescimento da economia, que, por sua vez, condiciona, em conjunto com o crescimento populacional, a renda *per capita*. Nesses termos, pode-se dizer que ambos – desemprego e renda *per capita* – estão bastante ligados, não acarretando nenhum prejuízo aos resultados da análise.

<sup>4</sup> Usualmente denominada de Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment (NAIRU) conforme Blanchard (1999).

<sup>5</sup> Conforme notado por Blanchard (1999, cap 20).

<sup>6</sup> Teoricamente, utilizou-se a conhecida curva aceleracionista formulada por Phelps (1968) e Friedman (1968), conforme Blanchard (1999). De acordo com esta teoria, a alternância entre inflação e desemprego só poderia existir se os agentes ignorassem a inflação de maneira sistemática quando fixassem seus contratos, o que seria pouco provável em um contexto de escalada inflacionária. Assim, na visão desses autores, a persistência da inflação induz os agentes econômicos a reformularem suas expectativas sobre os preços no próximo período. Isto é, uma inflação mais alta no período corrente torna-se indício de uma inflação mais alta no período seguinte.

Formalmente, pode-se representar essa teoria simplificada por:  $\pi_t = \theta\pi_{t-1} - \alpha(u_t - u_n)$ , em que  $\pi_t, \pi_{t-1}$ ,  $\theta$ ,  $u_t$  e  $u_n$  representam a inflação corrente; a inflação antecipada; o coeficiente de expectativas; a taxa de desemprego corrente e a taxa natural de desemprego (NAIRU), respectivamente.

A questão básica é: como calcular a NAIRU? Por definição, a NAIRU pode ser entendida como a taxa de desemprego que estabiliza a taxa de inflação atual e passada no mesmo patamar, levando, obviamente, a uma variação nula na inflação, nos dois períodos ( $\pi_t = \pi_{t-1}$ ), e igualando as taxas de desemprego corrente e

(iv) Efeito de Contágio. Mais uma variável associada aos modelos de segunda geração. Conforme descrito por Goldfajn (2000), esta variável é de fundamental importância para se compreender o irromper da crise brasileira em 1999. De acordo com esse autor, após a crise da Rússia, despontada em agosto de 1998, a desconfiança dos investidores em países emergentes cresceu de forma acentuada. Tal fato acabou por levar a uma fuga de investidores estrangeiros do país, desencadeando a crise.

Uma questão importante sob esta variável refere-se à sua introdução no modelo. Seguindo a metodologia desenvolvida por Esquivel e Larrain (1998), optou-se pela utilização de variáveis dicotômicas, assumindo valor um para o período após o despontar da crise da Rússia (em setembro de 1998) até o período imediatamente anterior à crise brasileira (dezembro daquele ano) e zero nos demais períodos. A razão disso é que o contágio auto-realizável geralmente ocorre em um período de até 6 meses, conforme notado por Esquivel e Larrain (1998).

Por fim, uma distinção importante entre a metodologia adotada neste trabalho e a metodologia abordada por Esquivel e Larrain (1998) está relacionada à questão espacial. Os autores trabalharam o contágio apenas em nível regional, ao passo que neste estudo optou-se por um conceito mais abrangente, seguindo os passos dos trabalhos de Goldfajn (2000).

Cabe notar uma modificação importante realizada neste trabalho. No modelo original elaborado por Esquivel e Larrain (1998 e 1999), os autores trabalham com mais duas outras variáveis, que foram excluídas desse modelo. São elas: senhoriagem e choques nos termos de troca. O motivo para a exclusão dessas variáveis está relacionado com a má performance estatística verificada nos resultados, o que não consiste em nenhuma surpresa, dado que não foi constatado nenhum choque negativo nos termos de troca no período analisado, nem observada nenhuma tendência de ganhos inflacionários pelo governo desde a implantação do Plano Real. Uma outra variável (saldo da conta corrente), utilizada pelos autores em complemento da variável índice da taxa real efetiva de câmbio, foi estimada apenas com fins de verificação do seu desempenho estatístico em substituição à variável original, conforme sugerido pelos próprios autores.

#### 4.5. Resultados da estimação do modelo

Conforme apresentado na tabela 1, quatro equações foram estimadas, considerando-se duas defasagens: os modelos (1) e (2) contemplando o período global e os modelos (3) e (4) abrangendo um período reduzido, desconsiderando a maxidesvalorização de 1991.

Os resultados da estimação indicam uma satisfatória coerência econômica entre todas as variáveis elencadas (das quatro equações contidas na tabela 1) e a probabilidade de crise, em que se observou que os sinais dos parâmetros estimados corresponderam aos previstos pelo modelo de Esquivel e Larrain (1999).

Quanto aos ajustes das equações estimadas, observou-se uma melhora substancial nos modelos (3) e (4), comparativamente às equações que contemplaram a maxidesvalorização de 1991, modelos (1) e (2). Pelo critério de Akaike<sup>7</sup>, que oferece uma medida de ajuste e parcimônia do

---

natural ( $u_t = u_n$ ). Assim, pode-se obter essa taxa não observável, regredindo a variação da inflação em relação à taxa de desemprego corrente e tomando a razão dos dois coeficientes da regressão (já que, por hipótese, quando  $\Delta\pi = 0$ ;  $u_t = u_n$ ).

Assim, a partir da regressão por Mínimos Quadrados, obteve-se as seguintes estimativas para os parâmetros da equação:  $\Delta\pi = 0,9150 - 0,1773 u_t$ . Com base na discussão acima, pode-se dizer que a NAIRU no período encontrou-se em 5,16%.

<sup>7</sup> Uma vantagem com respeito a esse critério refere-se à avaliação do ajuste sem a restrição da constante, sendo, portanto, uma medida mais ampla de avaliação. É válido comentar que o critério para avaliação por esse índice é feito de forma decrescente, isto é, quanto menor o resultado melhor o ajuste do modelo.

modelo, pode-se confirmar essa assertiva. Detalhes sobre os procedimentos utilizados estão em Murta (2003).

**Tabela 1** - Parâmetros estimados das equações de ocorrência de crises monetárias do modelo modificado de Esquivel e Larrain (1999) para o Brasil (considerando-se variáveis explicativas defasadas em dois períodos)

| Variáveis explicativas               | Modelo (1)           | Modelo (2)               | Modelo (3)           | Modelo (4)               |
|--------------------------------------|----------------------|--------------------------|----------------------|--------------------------|
| Contágio                             | 1,72<br>(1,63) ***   | 1,70<br>(1,86) ***       | 1,36<br>(1,04)       | 1,48<br>(1,65) ***       |
| Desvio Desemprego em relação a NAIRU | 0,44<br>(0,21)       | 0,44<br>(1,27)           | 1,07<br>(1,52) ***   | 1,07<br>(1,49) ***       |
| Taxa real de câmbio                  | -0,007788<br>(1,19)  | -0,009027<br>(2,11) **   | -0,023266<br>(0,31)  | -0,014327<br>(1,74) ***  |
| Reservas internacionais              | -0,0000468<br>(1,30) | -0,0000477<br>(1,84) *** | -0,0000751<br>(1,01) | -0,0000679<br>(1,64) *** |
| Constante                            | -0,17<br>(0,03)      |                          | 1,33<br>(0,12)       |                          |
| McFadden R2                          | 0,34                 |                          | 0,51                 |                          |
| LR statistic                         | 11,34 **             |                          | 13,42 *              |                          |
| Akaike                               | 0,3274               | 0,3070                   | 0,2607               | 0,2379                   |

Obs. Os números entre parênteses indicam as estatísticas “z”. Os sinais \*, \*\* e \*\*\* denotam que a variável em questão é estatisticamente significativa aos níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Nota: (1) e (2) estimados para o período janeiro de 1991 a março de 1999; (3) e (4) estimados para o período janeiro de 1992 a março de 1999 (série mensal).

Em relação à equação do modelo (1), observou-se que apenas a variável contágio mostrou-se significativa em nível de significância de 10%. Como se averiguou que a constante não apresentou um resultado estatístico satisfatório, pôde-se eliminá-la e estimar o modelo novamente. Como descrito em (2), a estimação, excluindo a constante, melhorou a performance estatística do modelo, tanto em termos globais como também em relação às variáveis individualmente (duas novas variáveis mostraram-se significativas em nível de significância de 10 e 5%: reservas internacionais e taxa real efetiva de câmbio, respectivamente). Contudo, conforme descrito uma variável relacionada aos modelos de segunda geração mostrou-se irrelevante na explicação das duas crises conjuntamente (desemprego no caso das duas defasagens). Buscando averiguar se resultados distintos poderiam ser encontrados omitindo-se uma das crises, estimou-se o modelo com duas defasagens, eliminando-se o período que contempla a maxidesvalorização de 1991. Tal artifício possibilitou avaliar o poder explicativo do modelo no caso específico da crise de 1999. Os resultados dessa estimação são apresentados em (3) e (4).

De forma idêntica ao caso dos modelos (1) e (2), as equações dos modelos (3) e (4) foram estimadas considerando-se e eliminando-se o termo intercepto, respectivamente. O motivo para tanto, esteve relacionado à ausência de significância estatística em nível de confiança considerado satisfatório desse parâmetro. Uma comparação entre as equações dos modelos (3) e (4) permite-nos comprovar essa assertiva. É fácil verificar a melhora substancial registrada no modelo (4), tanto em termos globais (o mais bem ajustado entre todos) como também em termos das variáveis individuais (todas as variáveis mostraram-se significativas em nível de significância de 10%). Tais resultados confirmam as suspeitas com relação à variável contágio, convergindo com as evidências detectadas por Goldfajn (2000).

No que tange à variável taxa real efetiva de câmbio, o resultado da estimação mostrou-se em consonância com o estudo apresentado por Cardoso e Helwege (1999), qual seja: a crise brasileira de 1999 teve como causa primária os problemas nos fundamentos econômicos associados aos déficits gêmeos. Nesses termos, o contágio pode ser entendido como o evento

desencadeador da crise (que esteve relacionado à percepção dos investidores acerca da deterioração da dívida pública e dos déficits em conta corrente).

No que concerne à questão da escolha governamental, as evidências coletadas nas equações permitiram não rejeitar a presença de ambos os fatores no episódio de 1999: falta de opção e balanceamento de objetivos conflitantes. Sobre essa questão, merece ser destacado que a presença de tais fatores é perfeitamente justificável dada a divisão de Poderes já notada na seção III deste trabalho. A falta de opção parece ser razoável, quando se considera a escolha por parte do Banco Central na ocasião. Nesses termos, a queda acentuada do nível de reservas impossibilitou a preservação do regime cambial prevaletente no período. A falta de vontade política na efetivação das reformas, por sua vez, parece justificar satisfatoriamente a questão de escolha de objetivos conflitantes no episódio, pelo fato de ter contribuído para a exacerbação do revés das expectativas, e, com isso, minado a possibilidade de defesa por parte das autoridades monetárias.

Por meio de uma comparação entre os modelos (2) e (4), pode-se observar também uma distinção importante entre os períodos, que confirmam o papel desempenhado pela variável desvio do desemprego em relação a NAIRU no episódio de 1999. No período global, que considera a maxidesvalorização, a variável desvio do desemprego em relação a NAIRU não se demonstrou significativa em um nível de significância de 10%. Em razão de essa variável ter apresentado um resultado satisfatório no período, desconsiderando a maxidesvalorização, pode-se ter em mente que o efeito das condições econômicas e sociais internas estiveram mais presentes no último episódio, influenciando a escolha governamental na questão de defender ou não a moeda.

Seguindo a metodologia de Miranda (1999), o passo seguinte da análise consiste em buscar outras possíveis variáveis explicativas na predição de crises monetárias. Uma variável elencada por Esquivel e Larrain (1999) como possível preditor de crise monetária foi Saldo da conta corrente.

Optou-se neste trabalho por introduzi-la no modelo como uma variável substituta da taxa real efetiva de câmbio. A estimação foi realizada com base na metodologia que se segue: variáveis explicativas defasadas em dois períodos; uma equação contemplando a maxidesvalorização e outra excluindo-a do período amostral; uma equação considerando a constante e outra desconsiderando-a para ambos os períodos amostrais. Os resultados estão apresentados na tabela 2.

Conforme notado na tabela 2, duas conclusões podem ser tiradas sobre as novas equações estimadas. A primeira conclusão está relacionada com a satisfatória performance teórica apresentada pelo modelo. A probabilidade de crise permaneceu crescente em função do contágio e do desvio da taxa de desemprego em relação a NAIRU e decrescente em função das reservas internacionais. A variável saldo da conta corrente mostrou-se estar em consonância com a teoria, apresentando uma relação inversa com a variável dependente das equações. A segunda conclusão está relacionada com a constatação da não geração de nenhuma melhora nos resultados estatísticos das equações (levando, inclusive, a uma piora nos resultados estatísticos das variáveis individualmente). Tais resultados demonstram que a taxa real efetiva de câmbio foi mais apropriada para o período estudado, ainda que isso não invalide a utilização da variável conta corrente com fins de predição de crise.

#### **4.6. Avaliação da capacidade preditiva do modelo**

Por fim, a avaliação da capacidade preditiva do modelo. Para esse fim, foram utilizados apenas os modelos considerados mais bem ajustados (modelos 3 e 4). É interessante ressaltar que

ambos apresentaram os mesmos resultados, evidenciando que a exclusão da constante não acarretou nenhum tipo de prejuízo na avaliação da predição do modelo. Por essa razão, as tabelas contendo os resultados, elencadas abaixo, se referem a ambos os modelos.

**Tabela 2.** - Parâmetros estimados das equações de ocorrência de crises monetárias do modelo modificado de Esquivel e Larrain (1999) para o Brasil (considerando-se duas defasagens e com substituição da variável taxa real efetiva de câmbio pela variável conta corrente)

| Variáveis explicativas               | Modelo (5)               | Modelo (6)              | Modelo (7)           | Modelo (8)            |
|--------------------------------------|--------------------------|-------------------------|----------------------|-----------------------|
| Contágio                             | 1,00<br>(0,88)           | 1,50<br>(1,11)          | 1,40<br>(1,02)       | 1,45<br>(0,88)        |
| Desvio Desemprego em relação a NAIRU | 0,37<br>(1,13)           | 0,49<br>(1,33)          | 0,94<br>(1,15)       | 0,71<br>(1,24)        |
| Saldo conta corrente                 | -0,000351<br>(1,12)      | -0,000477<br>(1,41) *** | -0,000106<br>(0,26)  | -0,000374<br>(0,94)   |
| Reservas internacionais              | -0,0000528<br>(1,75) *** | -0,000108<br>(3,57) *   | -0,0000555<br>(1,32) | -0,000111<br>(2,66) * |
| Constante                            | -1,13<br>(-1,86) **      |                         | 1,97<br>(1,54) ***   |                       |
| McFadden R2                          | 0,38                     |                         | 0,51                 |                       |
| LR statistic                         | 12,65 *                  |                         | 13,39 *              |                       |
| Akaike                               | 0,3140                   | 0,3266                  | 0,2610               | 0,2701                |

Obs. Os números entre parênteses indicam as estatísticas “z”. Os sinais \*, \*\* e \*\*\* denotam que a variável em questão é estatisticamente significativa aos níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Nota: (5) e (6) estimados para o período janeiro de 1991 a março de 1999; (7) e (8) estimados para o período janeiro de 1992 a março de 1999 (série mensal).

Seguindo a metodologia adotada por Esquivel e Larrain (1999), a avaliação da capacidade preditiva do modelo será realizada com base no método não paramétrico (*hits-and-misses standard*).

O objetivo subjacente desse método é verificar o percentual de erros e acertos do modelo em ambos os períodos: com crise e tranquilos. Para tanto, é necessário primeiro definir uma regra de predição, sobre como caracterizar uma crise. A regra adotada neste trabalho segue o procedimento fornecido pelos próprios autores e pode ser compreendida do seguinte modo: se  $P > P^*$ , então há a ocorrência de uma crise; em caso contrário, o período é caracterizado como tranquilo.  $P$  representa a probabilidade de crise mensal estimada pelo modelo, conforme demonstrado na figura 2, e  $P^*$  é um valor arbitrado que caracteriza a ocorrência do fenômeno. Novamente, seguindo o procedimento dos autores, arbitrou-se diversos valores para  $P^*$  ( $10\% \leq P^* \leq 50\%$ ). O objetivo para tanto foi determinar o valor da probabilidade que maximiza a eficiência do modelo para o caso brasileiro.

**Tabela 3** – Avaliação do poder explicativo do modelo / Método: *hits-and-misses*

|             | EQUAÇÃO ESTIMADA |         |       |              |         |       |                      |         |       |
|-------------|------------------|---------|-------|--------------|---------|-------|----------------------|---------|-------|
|             | P* = 10%         |         |       | P* = 20% (1) |         |       | P* = 30% = 40% = 50% |         |       |
|             | Dep = 0          | Dep = 1 | Total | Dep = 0      | Dep = 1 | Total | Dep = 0              | Dep = 1 | Total |
| P(Dep=1)≤ C | 80               | 0       | 80    | 82           | 0       | 82    | 82                   | 2       | 84    |

|   |       |       |       |       |       |       |       |       |       |
|---|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| C | 4     | 3     | 7     | 2     | 3     | 5     | 2     | 1     | 3     |
|   | 84    | 3     | 87    | 84    | 3     | 87    | 84    | 3     | 87    |
|   | 80    | 3     | 83    | 82    | 3     | 85    | 82    | 1     | 83    |
|   | 95,24 | 100,0 | 95,40 | 97,62 | 100,0 | 97,70 | 97,62 | 33,33 | 95,40 |
| o | 4,76  | 0,00  | 4,60  | 2,38  | 0,00  | 2,30  | 2,38  | 66,67 | 4,60  |

valor exato correspondeu a 19,2%

Ilustrado na tabela 3, o modelo demonstrou-se bastante eficiente por qualquer um dos critérios para  $P^*$ . Considerando um valor  $P^*$  correspondente a 10%, encontrou-se 84 períodos caracterizados como períodos tranquilos e 3 como turbulentos (com ocorrência de crise). O percentual de acerto encontrado foi de 95,24% para o primeiro caso e 100% para o segundo. Em termos globais, observou-se um percentual de acerto da ordem de 95,40%. Para os valores de  $P^*$  para 30%, 40% e 50%, observou-se um percentual de acerto da ordem em torno de 95%. A diferença é que, em percentuais elevados, apenas um único período de crise (janeiro de 1999) foi previsto corretamente pelo modelo, perfazendo um total de apenas 33%. Quanto aos períodos tranquilos, 80 casos foram detectados pelo modelo com sucesso. Este número correspondeu a 97,62% de acerto. As duas únicas perdas em períodos tranquilos corresponderam aos meses de novembro e dezembro de 1998, quando a possibilidade de crise era iminente.

Para o valor de  $P^*$  que maximiza a capacidade preditiva do modelo (próximo a 20%), o percentual de acerto observado foi de apenas duas perdas no modelo, novamente os períodos imediatamente precedentes às crises: novembro e dezembro de 1998. A margem de acerto em períodos turbulentos correspondeu a 97,7%, sendo que a capacidade de predição de crise alcançou 100% (isto é, todos os três períodos foram preditos com sucesso).

A tabela 4 demonstra as estimativas obtidas no modelo para o período amostral: janeiro de 1992 a dezembro de 1999. Dos 87 períodos contidos no período amostral, apenas 5 apresentaram uma

*Residual*

Figura 2. Probabilidades estimadas de ocorrência de crises monetárias no Brasil, de janeiro de 1992 a março de 1999, de acordo com os parâmetros estimados na regressão do modelo de Esquivel e Larrain (1999) modificado (modelos 3 e 4).

## 5. Comentários finais

Conforme notado acima, este *paper* teve como proposta investigar os determinantes da crise monetária de 1999 no Brasil. Mais especificamente, objetivou-se estimar os parâmetros da equação de probabilidade de ocorrência de crises monetárias, aplicada ao contexto brasileiro em 1999, com base no modelo de Esquivel e Larrain (1998 e 1999) modificado.

Os resultados estatísticos das regressões escolhidas indicaram a não rejeição da hipótese de que o modelo utilizado explica a ocorrência da crise de 1999. Todas as quatro variáveis escolhidas (contágio da crise da Rússia, reservas internacionais, índice da taxa real efetiva de câmbio e desvio do desemprego em relação a NAIRU) apresentaram os sinais conforme previsto na teoria e foram significantes em nível de 10%. A variável saldo da conta corrente demonstrou ser um indicador satisfatório de crise em substituição da variável índice da taxa real efetiva de câmbio. Tais resultados confirmam que a crise monetária brasileira de 1999 se encaixa no mesmo perfil de outras nações em desenvolvimento, que experienciaram crises monetárias na década de 1990. Em outras palavras, pode-se averiguar que na raiz da crise local esteve presente o notório problema do balanço de pagamentos do país, bem como os persistentes problemas fiscais que vêm acompanhando a nação desde a década de 1980. Contudo, por trás do irromper da crise, um evento externo esteve presente, a crise russa, que desencadeou a reversão das expectativas favoráveis dos investidores em relação à economia brasileira e levou à fuga de capitais do país. Notou-se também que, embora a queda contínua do nível de reservas tenha restringido as opções governamentais na defesa do regime, um outro fator determinou as escolhas políticas acerca da manutenção do regime prevalecente no período: a deterioração social interna, evidenciada no elevado nível de desemprego que afligia o país no período. Tal fato demonstra a complexidade que envolveu o evento, o qual contou com elementos descritos em ambos os modelos: primeira e segunda geração.

O modelo mostrou-se também ser apropriado para a previsão de crises monetárias. As probabilidades estimadas foram capazes de prever a iminência de uma crise monetária com até quatro meses de antecedência, demonstrando a sua utilidade potencial para adoção de medidas preventivas para possíveis crises futuras.

Cabe destacar, ainda, um ponto interessante a ser mais bem trabalhado em pesquisas futuras, qual seja: a verificação da capacidade explicativa do modelo para predição e explicação do comportamento da taxa de câmbio em um contexto de regime de taxa de câmbio flutuante, tal como se aplica para a economia brasileira, na atualidade. Vale ressaltar que novos ajustes podem, por ventura, ser requeridos para tanto.

## 6. Referências bibliográficas

- BLANCHARD, Olivier. *Macroeconomia: Teoria e Política Econômica*. Rio de Janeiro: Ed. Campus, 1999.
- CARDOSO, Eliana e HELWEGE, Ann. "Currency crises in the 1990s: the case of Brazil". *NBER Conference of Brazilian's Crises*. Jun. 1999.
- CHANG, Roberto, and VELASCO, Andres. 1998a. "Financial Fragility and the Exchange Rate Regime." National Bureau of Economic Research Working Paper 6469, March.
- EICHENGREEN, Barry J. e ROSE A. K. and WYSPLOSZ Charles. "Contagious Currency Crises". *NBER Working Papers Series*, n.5681, Jul. 1996
- ESQUIVEL G. e LARRAÍN, F. B. "Currency Crises. Is Central America different?" *CID Working Papers* n.26. Sep. 1999.

- \_\_\_\_\_. “Explaining Currency Crises,” Faculty Research Working Paper R98-07, John F. Kennedy School of Government, Harvard University, June, 1998.
- FILGUEIRAS, Luiz. História do Plano Real. São Paulo: Bom tempo Editorial, 2000.
- FLOOD, Robert P. e MARION, Nancy. “Perspective on the Recent Currency Crises Literature”. *NBER Working Paper Series* n. 6380. Jan. 1998.
- GOLDFAJN, Ilan. 2000. “The swings in capital flows and the Brazilian crisis”. Texto para Discussão (abril 2000). Rio de Janeiro: Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro: Departamento de Economia.
- KAMINSKY, Graciela; LIZONSO, Saul and REINHART, Carmen M. “Leading Indicators of Currency Crises”. *World Bank Policy Research Working Paper* n. 1852, Nov. 1997.
- KRUGMAN, Paul. *Currency Crises* (1997). (Texto avulso obtido na Internet, no endereço <http://web.mit.edu/Krugman/www/crises.html>, em 10 de novembro de 2002).
- \_\_\_\_\_. (1979) “A Model of Balance of Payments Crises”. *Journal of Money, Credit, and Banking* 11, n. 3:311–25.
- MIRANDA, Mauro Costa. “Crises cambiais e ataques especulativos no Brasil”. Banco Central, Textos para Discussão, 1999.
- MURTA, Luis Roberto (2003), “Uma Discussão das Crises Monetárias sob uma Perspectiva Histórica e Teórica: Um Estudo da Desvalorização do real em 1999”, Dissertação de Mestrado, PPGECO/UFES, 2003.
- OBSTFELD, M. “The logic of currency crises”. *NBER Working Papers Series*, n.4640, Feb. 1994.

Agradecimento: Os autores agradecem aos pareceristas do artigo pelas sugestões, que foram apropriadamente implementadas.