

Estimando Probabilidades de Ocorrência de Crises Cambiais no Brasil (1994-1999)

Inez Sílvia Batista Castro¹
José Carlos de Lacerda Leite²

Resumo: Este artigo busca uma alternativa aos tradicionais modelos *Logit* utilizados para estimar as chances de ocorrência de crises de balanço de pagamentos nas economias em desenvolvimento. A partir das metodologias desenvolvidas por Olivier Jeanne (1997) e Svensson (1991, 1993) e Svensson e Rose (1995,1997) é realizada a estimativa de probabilidades de desvalorização da moeda nacional e o estudo de elementos deflagradores de crises cambiais no período de julho 1994 a janeiro 1999 na economia brasileira.

O modelo estimado neste trabalho apresenta a vantagem de não precisar da subjetividade do pesquisador na determinação dos períodos de “crise” e “não crise” como ocorre no modelo *logit* e os resultados obtidos mostram a adequacidade do modelo ao caso brasileiro durante o período julho/1994 a janeiro/1999.

Os resultados apontam para a importância de variáveis consistentes com modelos de primeira geração (aquelas que se referem à situação fiscal do setor público, como a dívida total do setor público/pib) ao mesmo tempo em que não são descartados elementos de modelos de segunda geração, (a taxa de inflação), como relevantes na determinação da probabilidade de desvalorização cambial.

Palavras-chave: (1) Crises de balanço de pagamentos; (2) Causas de Ataques Especulativos; (3) Economia Brasileira na década de 1990; (4) Desvalorização cambial; (5) Método de “*drift-adjustment*”.

Abstract: The main objective of this paper is to find an alternative way of estimation of the probabilities of devaluation instead of the traditional method *Logit*. The methodology is based on Olivier Jeanne (1997) and several articles of Svensson and Rose.

Logit models have certain degree of subjectivity on the determination of the periods of crisis and periods of non-crisis. Jeanne’s method tries to tackle out this problem and it seems appropriate to Brazilian economy.

After estimating the probabilities of devaluation in Brazilian economy in the period July/94-January/99, there is an investigation of the variables that may influence that probability. Some variables that are described in the first and in the second generation models of balance of payments crisis are considered statistically significant to determine the probability of devaluation.

Key words: (1) Balance of Payments Crisis; (2) Causes of Speculative Attacks; (3) Brazilian Economy in the 90’s; (4) Exchange Rate Devaluation; (5) Drift adjustment method.

Área de Classificação da ANPEC: 03 (Economia Internacional e Finanças)

JEL Classification: F31

¹ Professora do Curso de Economia da Universidade de Fortaleza

² Professor do Departamento de Estatística da Universidade Federal da Paraíba

1. Introdução

Boa parte dos estudos empíricos realizados para testar a adequação dos modelos de primeira e segunda geração de crise de moedas envolve um grupo de países. Trabalhos sobre apenas um país são mais raros e, uma parcela deles, como Dornbusch, Goldfajn e Valdés(1995)³, realiza análise de natureza qualitativa. Os trabalhos pioneiros na área (Blanco e Garber - 1986, Cumby e Van Wijnbergen - 1989) receberam críticas por se restringirem à análise de um único episódio de ataque especulativo de um país particular, não chegando a conclusões mais significativas acerca da adequação dos modelos de primeira geração de crises de moedas (Eichengreen Wyplosz e Rose 1994)⁴.

Em sua resenha de trabalhos empíricos sobre crises cambiais, Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998) destacam, dentre os estudos realizados sobre um país individualmente, o artigo de Ötker e Pazarbasioglu (1997), utilizando a técnica *logit*. Esta permite estimar a probabilidade de desvalorização um passo a frente no contexto de um modelo multivariado para variáveis binárias. Como os trabalhos empíricos de crise de balanço de pagamentos envolvem uma grande diversidade de variáveis explicativas⁵ da crise, o uso de modelos *logit* tem sido a técnica mais comum.

No modelo *logit* o critério analisado é a razão de chances ou “risco relativo” entre as freqüências esperadas para a variável dependente, definido como $\frac{p}{q} = \frac{p}{1-p}$, onde p e q representam as probabilidades de ocorrência de crise e não crise respectivamente.

O modelo é definido como:

³ Citado em Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998).

⁴ Blanco e Garber (1986) analisaram a crise mexicana de 1982 a partir de um modelo similar ao de Krugman (1979). Já Cumby e Van Wijnbergen (1989) alicerçados no modelo de Flood e Garber (1984) debruçaram-se sobre a crise argentina.

⁵ Kaminsky, Lizondo e Reinhart revelam a utilização de 105 variáveis diferentes utilizadas nos trabalhos empíricos da área. De fato, boa parte delas são apenas diferentes representações da mesma variável. Estas podem ser agregadas em dez grupos, não mutuamente excludentes: balanço de pagamentos em conta corrente, liberalização financeira, perfil da dívida, conta de capital de balanço de pagamentos, variáveis internacionais, variáveis financeiras, setor real, variáveis fiscais, fatores estruturais/institucionais e variáveis políticas.

$$\log [p / (1-p)] = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_nx_n,$$

onde x_1, x_2, \dots, x_n são as variáveis que influenciam a variável dependente e b_1, b_2, \dots, b_n são os coeficientes das variáveis determinantes do fenômeno.

A partir do modelo definido acima obtêm-se que a probabilidade esperada de ocorrência de crise dada por:

$$p = \exp(b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_nx_n) / \{1 + \exp(b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_nx_n)\}.$$

Para estimar o vetor dos coeficientes das variáveis independentes é necessária a construção de uma variável binária (onde são assumidos os valores um ou zero) representando, respectivamente os momentos de crise e não crise da economia em estudo.

A definição de crise de moeda é tarefa árdua. Pode ser expressa de maneira pouco formal ou cuidadosa, algo como “quando o governo não pode mais defender a paridade fixa devido às restrições nas suas ações, há uma crise de balanço de pagamentos” (Krugman, 1979: 311). Entretanto, da mesma forma que um médico necessita saber mais sobre a gripe do que simplesmente “é provocada por um vírus”, o economista necessita de um melhor delineamento do que seja a crise. O que caracteriza uma crise de moeda? Como converter um conceito eminentemente qualitativo em características mensuráveis e passíveis de serem trabalhadas empiricamente? Um médico diagnostica uma gripe quando o paciente apresenta secreções nasais, espirros, mal-estar, ocasionalmente dores de cabeça e febre. Como diagnosticar uma crise de moeda? Assim como nem todos os pacientes apresentam exatamente os mesmos sintomas, os países não se comportam de maneira igual diante de uma crise. Mas, se para os “historiadores cada evento é único, os economistas crêem que forças na sociedade e natureza se comportam de forma repetitiva” (Kindleberger 1979, p.14).⁶ Logo, o estudioso concentrar-se-á em acentuar os **padrões comuns** característicos de países sujeitos a crises de moedas, de forma a converter um conceito qualitativo em números.

A literatura abrange três grandes ramos de identificação da “crise de moeda”. O primeiro, encontrado nos trabalhos de Frankel e Rose (1996) e Milesi-Ferretti e Razin (1998) retrata as crises cambiais como momentos em que há agudas modificações nas taxas nominais de câmbio, neste caso, seriam captados apenas os ataques especulativos bem-sucedidos.

⁶ Citado em Eichengreen Wyplosz e Rose (1994)

A segunda vertente, representada por Radelet e Sachs(1998) estabelece uma crise como uma situação em que os fluxos de capitais para o país, outrora positivos, tornam-se negativos.

Há uma terceira linha de definição de crise. Nesta última enquadram-se os trabalhos de Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998), Eichengreen, Rose e Wyplosz (1996, 1995 e 1994) e Sachs, Tornell e Velasco (1996), onde crise é definida pelo comportamento de uma série de indicadores (nível de reservas, diferencial entre taxas de juros doméstica e internacional, mudanças nas taxas cambiais), não representando, necessariamente, a mudança de um regime cambial, abrangendo as situações de ataques bem e mal sucedidos. Esta definição é a freqüentemente utilizada na construção de variáveis binárias para modelos *logit*, já que possui a virtude de captar tanto os episódios de ataques especulativos que resultaram em novos regimes cambiais, como aqueles que foram mal sucedidos em seu intento.

Os autores constróem um “índice de pressão especulativa” (ERW 1994) também chamado de “índice de pressão sobre o mercado do câmbio” (IPMC) (Eicheengreen,Rose e Wyplosz 1996), o qual é a média ponderada das mudanças no nível de reservas, nas taxas cambiais e de juros. A idéia subjacente à construção do índice é que o excesso de demanda por divisas pode ser suprido de diversas maneiras, não mutuamente exclusivas, não somente através da mudança da taxa de câmbio. Tendo em vista que a variância das mudanças de cada um dos componentes do índice é distinta, sendo geralmente maior para as mudanças no nível de reservas, seguido pelas mudanças nas taxas de câmbio, é crucial a ponderação pelo inverso de seus desvios-padrões de cada um destes componentes na construção do índice.

Em geral, são considerados instantes de crises aqueles em que o IPMC desviar-se de sua média por 1,5 ou 2,0 desvios-padrões. A análise de dados da economia brasileira para o período 1994/1999 revela que, dependendo do número de desvios-padrões considerados, teremos diferentes indicações para a variável resposta do modelo *logit*.⁷ Neste sentido, a construção da variável binária a partir da qual poder-se-á estimar o vetor de coeficientes das variáveis explicativas da crise padece de certo grau de arbitrariedade.

Desta maneira, resolvermos introduzir uma outra forma de avaliar os modelos de primeira geração a partir da metodologia estabelecida por Olivier Jeanne (1997).

Jeanne (1997) avalia os ataques especulativos que o franco francês sofreu em 1992 e 1993. Para tal fim, constrói inicialmente um modelo de primeira geração de crise de moeda. Sua variável resposta, indicadora de crise é a **probabilidade de desvalorização do câmbio**. A medida desta probabilidade é

⁷ Realizamos a construção para o período 1994/1999 e constatamos que com a medida de dois desvios-padrões o instante da Crise Asiática não surge como crise na economia nacional, já com 1,5 desvios-padrões ele pode ser classificado como crise.

construída a partir de estimativas de tamanhos de desvalorização cambial, realizadas consoante o método de “drift adjustment” desenvolvido por Svensson e outros autores em diversos artigos. A partir daí o autor usa a probabilidade de desvalorização como variável dependente de uma regressão onde as variáveis independentes são os fundamentos. Faz então, a análise da significância dos coeficientes das variáveis explicativas, a coerência dos sinais com a teoria econômica e o ajustamento do modelo. Este artigo deve ser desenvolvido em cinco partes. Inicialmente teremos a introdução, em seguida a descrição da metodologia para obtenção da probabilidade de desvalorização para o Brasil. Na terceira parte foram selecionadas algumas variáveis consideradas, tradicionalmente, como responsáveis por instantes de crises cambiais. Na parte quatro, são realizadas simulações de regressões com as variáveis descritas no tópico 3 e a análise dos resultados. Finalmente há as considerações finais.

2. O cálculo das estimativas das expectativas de desvalorização e das probabilidades de desvalorização do câmbio

As estimativas do tamanho das desvalorizações esperadas foram calculadas a partir do método de “drift adjustment” descrito por Svensson e outros autores em diversos textos.⁸ O método é de fácil implementação uma vez que envolve uma regressão linear simples.

A idéia central é a de que, em regimes de bandas cambiais, a paridade de juros descoberta poderia ser uma boa aproximação para estimar uma variável não observada – a expectativa de desvalorização. Isto seria verdadeiro porque, dentro deste regime, o prêmio de risco cambial seria reduzido.⁹

Para regimes de bandas cambiais os movimentos cambiais envolvem dois componentes – um decorrente dos realinhamentos realizados pela autoridade monetária, alterando a paridade central da banda, e outro movimento oscilatório decorrente de movimentos cambiais dentro da banda.

⁸ Sobre o assunto leia Rose e Svensson (1995 e 1994) e Svensson (1991 e 1993)

⁹ Sobre o assunto vide Svensson (1993). “Se o prêmio de risco não é negligenciável, as taxas esperadas estimadas de desvalorização são a soma da taxa esperada de desvalorização e o prêmio de risco cambial. (...) Alternativamente, os intervalos de confiança para as taxas esperadas de desvalorização podiam ser alargados, permitindo incerteza sobre o tamanho (e sinal) do prêmio de risco cambial.”(Svensson, 1993, p.791)

Svensson argumenta que o diferencial de taxa de juros é uma medida de desvalorização imperfeita da expectativa de desvalorização em regimes de bandas cambiais uma vez que há uma sobreposição entre a depreciação dentro da banda cambial e o realinhamento esperado da paridade central. O método do “drift adjustment” busca contornar este problema, consistindo na estimação do processo estocástico da taxa de câmbio dentro da banda.

Para estimar a desvalorização cambial dentro da banda, Svensson (1993) utiliza o método de mínimos quadrados ordinários na equação :

$$(x_{t+\Delta t} - x_t) / \Delta t = \sum_i \alpha_i + \beta x_t + \gamma \delta_t + u_{t+\Delta t}$$

Onde :

δ_t = diferencial entre taxa de juros doméstica (i) e taxa de juros estrangeira(i^*);

α_i = diferentes interceptos entre realinhamentos da banda cambial vis-à-vis o dólar americano;

Δt = prazo de maturidade dos títulos;

$x_t \equiv S_t - C_t$;

s_t = logaritmo natural do preço *spot* da moeda estrangeira em doméstica;

c_t = logaritmo natural da taxa *spot* da paridade central;

x_t = desvio do logaritmo natural da taxa *spot* do câmbio de c_t ;

$u_{t+\Delta t}$ = erro de previsão.

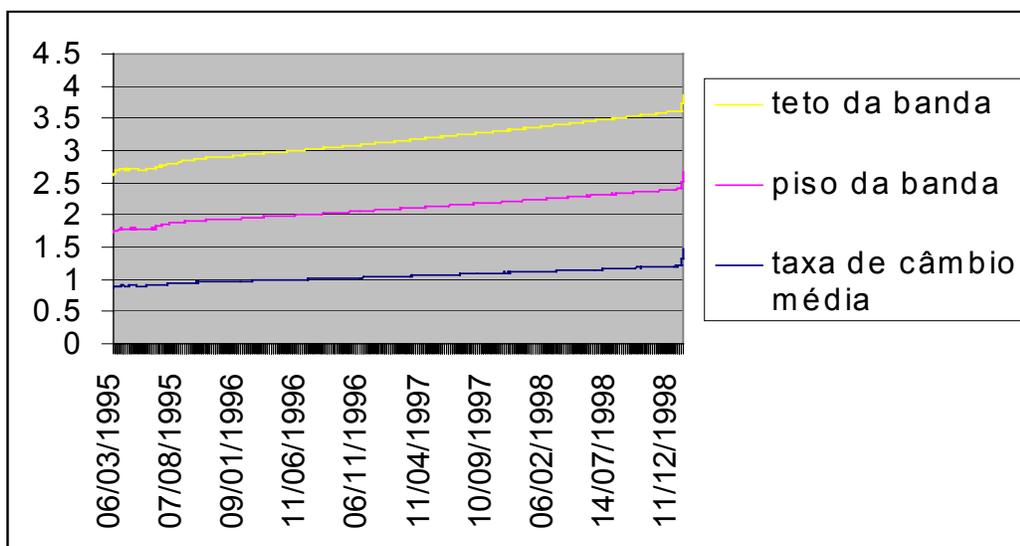
Para o Brasil busca-se estimar expectativas de desvalorização entre 03 de julho de 1994 e 31 de janeiro de 1999. A data inicial foi selecionada levando em consideração a data de mudança da URV para o real. Durante os seis meses iniciais do Plano Real ainda constata-se taxas de juros e de inflação demasiadamente elevados assim como alta volatilidade do câmbio, daí porque foram desconsiderados.

A causa da escolha do final do período é óbvia – o abandono do regime cambial de mini-bandas em 15 de janeiro de 1999. As observações seguem até o término do mês em virtude das variáveis explicativas para as crises cambiais utilizadas apresentarem periodicidade mínima mensal.

O método do “*drift adjustment*” foi utilizado para estimar as expectativas de desvalorização entre 6 de março de 1995 e 15 de janeiro de 1999, a partir de dados diários, descritos no apêndice I.

O aspecto que envolveu maior dificuldade no uso do método “*drift adjustment*” foi em que datas dispor-se-ia os diferentes interceptos (α_i). Em seu artigo original, Rose e Svensson (1994) inserem uma *dummy* para cada realinhamento do *Exchange Rate Mechanism*. Cumpre ressaltar que a tarefa dos autores é simplificada vez que os realinhamentos são bem mais espaçados que no caso brasileiro. Somente para ilustrar, no ano de 1996 os valores das mini-bandas foram mudados sessenta vezes! O ajuste médio mensal do câmbio naquele ano foi de 0,5%. Fenômenos semelhantes ocorrem nos anos de 1997 e 1998 apenas sendo elevada um pouco a dimensão do ajuste médio mensal da taxa cambial. A inserção de tantas variáveis *dummies*, além de reduzir consideravelmente os graus de liberdade da regressão, acaba por tirar qualquer significância atribuída às demais variáveis explicativas. Optou-se pois pela inclusão de apenas uma variável indicando o intercepto já que, como se pode perceber no gráfico 1, os realinhamentos no período mantêm praticamente os mesmos coeficientes angular e linear.

Gráfico 1
Limites das Bandas Cambiais e a Taxa de Câmbio (1995/1999)



Fonte: BCB/Agência Estado/MCM Consultores

Desta maneira, obteve-se as seguintes estatísticas para os três grupos de períodos, antes, durante e depois das bandas cambiais, respectivamente:

Tabela 1: Coeficientes Estimados das Regressões

Var.independentes	1º período	2º período	3º período
Constante	-	0.000594 (0.01)	-
$i - i^*$	-0.721 (0.00)	0.001196 (0.06)	5.89 (0.00)
x_t	-	0.45266 (0.00)	-
Regr.(teste F)	544.45 (0.00)	763.51 (0.00)	670.6 (0.00)

P-valor indicado em parênteses

A partir destes coeficientes estima-se a expectativa de desvalorização para o período. Os valores positivos representam desvalorizações cambiais e os negativos valorizações da moeda nacional.

Nos períodos entre 3 de julho 1994 a março de 1995 e de 15 a 31 de janeiro de 1999 o câmbio é flutuante e optou-se por calcular a estimativa da desvalorização cambial a partir de diferentes especificações econométricas relacionando a taxa cambial e as diferenças entre a taxa de juros doméstica e internacional. Estimou-se também as expectativas de desvalorizações nestes períodos.

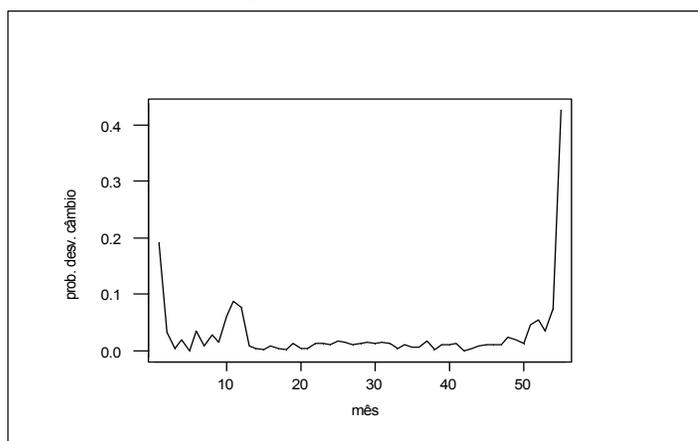
Os dados obtidos são diários, e a partir destes, constrói-se a série de estimativas de desvalorização mensal, usando as médias mensais das estimativas de expectativas de desvalorização obtidas pelo método de “drift-adjustment” e das regressões para os períodos iniciais e finais.

A série de probabilidade de desvalorização é então obtida a partir das estimativas mensais de expectativas de desvalorização sob a hipótese de que o tamanho esperado da desvalorização foi de 0,7% ao mês.

A partir das estimativas de probabilidade de desvalorização cambial, podemos agora, averiguar quais as variáveis macroeconômicas que podem causar estas crises.

Gráfico 2

Probabilidades de Desvalorização do Câmbio - Dados Mensais (1994/1999)



3. As variáveis envolvidas

Olivier Jeanne (1997) considera, em um primeiro momento, inicialmente cinco variáveis para analisar as causas de crises cambiais na França:

- a) taxa de câmbio real;
- b) saldo da balança comercial/PIB;
- c) taxa de desemprego;
- d) déficit público;
- e) dívida pública/PIB.

Finalmente, acaba por descartar, por crer que não sejam importantes determinantes da credibilidade do franco francês, as duas últimas variáveis. O déficit orçamentário do país, no período em análise, estava entre os mais baixos da Europa e, no que concerne à dívida do setor público, a situação francesa era relativamente confortável face outros países europeus.

A nossa primeira tarefa para implementar a regressão sugerida por Jeanne (1997) é a seleção das variáveis explicativas da crise. Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998) realizam um bom trabalho dos indicadores que se mostraram representativos (estatisticamente significantes) na maior parte dos trabalhos empíricos (p.12): reservas internacionais, taxa de câmbio real, crescimento do crédito doméstico, crédito do setor público e inflação doméstica. Agregando esta informação a de Olivier Jeanne selecionamos os seguintes tipos de variáveis para testar sua influência sobre as crises cambiais brasileiras entre julho/1994 e janeiro/1999 dispostas em quatro temas, não mutuamente excludentes:

- a) crédito doméstico;
- b) situação fiscal do setor público;
- c) competitividade internacional;
- d) custo social.

No primeiro tema, enquadrámos a variável razão entre reservas internacionais e meios de pagamentos (representados por M2). A idéia subjacente ao uso desta variável é que, por ocasião da reversão de fluxos de capitais, o Bacen deve deter reservas suficientes não somente para converter a base monetária em moeda estrangeira, na defesa do câmbio, mas também suficiente para converter os ativos de grande liquidez em moeda estrangeira,¹⁰ esperando-se que o coeficiente associado a esta variável seja negativo.

No segundo tema enquadrámos tanto variáveis que mensurem o déficit público como a dívida pública.

¹⁰ Esta variável já foi usada por Sachs, Tornell e Velasco (1996).

A medição do déficit público no Brasil merece algumas considerações. Primeiramente, o que considerar setor público? O setor público envolve diversas esferas administrativas: administração central, empresas estatais (inclusive bancos), governos estaduais e municipais. As estatísticas mais abrangentes de finanças públicas referem-se ao Banco Central e ao setor público não financeiro. Este último engloba as administrações diretas federal, estaduais e municipais, as administrações indiretas, o sistema público de previdência social e as empresas estatais não financeiras federais, estaduais e municipais, a Itaipu Binacional e os fundos públicos cujas fontes de recursos sejam constituídas de contribuições fiscais ou parafiscais.

Os indicadores de déficit ou superávit do governo são apurados pela ótica do financiamento e são descritos na estatística necessidades de financiamento do setor público. Quando esta apresenta sinal positivo, há déficit orçamentário, quando o sinal é negativo, há superávit orçamentário. Três conceitos de necessidade de financiamento do setor público se destacam: o nominal, o operacional e o primário.

O resultado nominal corresponde à variação nominal dos saldos da dívida líquida, deduzidos os ajustes patrimoniais efetuados no período (privatizações e reconhecimento de dívidas). Abrange o componente de atualização monetária da dívida, os juros reais e o resultado fiscal primário.

O resultado operacional corresponde ao resultado nominal deduzido a atualização monetária dos saldos da dívida interna.

O resultado primário é o componente não financeiro do resultado fiscal do setor público, é igual ao resultado nominal subtraído dos juros nominais (juros reais + atualização monetária dos saldos da dívida).

A variável escolhida para representar a política fiscal do setor público foi o resultado primário (acumulado nos últimos 12 meses) expresso como percentual do PIB. Os demais conceitos foram excluídos por envolverem componentes financeiros de juros reais e atualização monetária. Tais componentes financeiros podiam estar representados pela variável dívida total do setor público, também medida como percentual do PIB nacional.

No terceiro tema estão as variáveis associadas à competitividade real da economia brasileira, como é o caso da taxa de câmbio real, do saldo da balança comercial e de transações correntes.

Foi incluída no modelo a taxa de câmbio efetiva real, calculada pelo expurgo do índice de preços por atacado – oferta global (IPA-OG) e dos índices de preços por atacado (IPAs) dos dezesseis mais importantes parceiros comerciais

do Brasil da série nominal de câmbio (R\$/US\$), ponderada pela participação de cada parceiro na pauta total das exportações brasileiras em 2001. É esperado que, quanto mais desvalorizada estivesse a taxa de câmbio efetiva real, e portanto, maior incentivo às exportações, menor fosse a probabilidade de desvalorização da moeda nacional.

Para representar o saldo da balança comercial: usa-se duas variáveis: a relação deste com o PIB e a razão valor das importações (fob) e valor das exportações (fob). Quanto maiores estas razões menos necessária seria a desvalorização cambial para melhorar a competitividade internacional.

Tendo em vista que o setor de serviços no balanço de pagamentos apresenta-se, no caso brasileiro, com saldos negativos, o que poderia representar um fator de pressão sobre o câmbio, optamos por envolver neste trabalho a variável saldo de transações correntes/PIB.

O quarto e último tema envolve duas variáveis a taxa de desemprego e a taxa de inflação. Estas variáveis estariam associadas ao bem-estar da sociedade. Quanto mais baixas, maior o bem-estar nacional.

A variável taxa de desemprego tem sido utilizada em modelos de crise de balanço de pagamentos, especialmente nos de segunda geração. Os modelos de **segunda geração** ganharam destaque na década de 1990, particularmente após a crise do *Exchange Rate System*. Tais modelos refletem o conflito entre os objetivos internos e externos da política econômica. Os bancos centrais e os governos apresentam um comportamento otimizador de uma determinada função de bem-estar social. Referida função pode ser descrita como uma função perda (a ser minimizada) onde são consideradas as taxas de desemprego e de inflação.¹¹ Os objetivos internos podem ser impossíveis¹² de serem mantidos quando a taxa cambial é fixa. A idéia primordial nestes modelos que admitem crises auto-realizáveis é o estabelecimento das equações de comportamento/formação de expectativas dos participantes do mercado dotadas de certa circularidade. Os agentes privados admitem que o governo comporta-se consoante determinada função objetiva e incorporam esta função na maneira como estabelecem suas expectativas. O governo, por sua vez, sabedor desta incorporação, também se utiliza desta informação para designar o seu comportamento ótimo.

Espera-se que quanto maior o nível de desemprego, maior o estímulo do governo para abandonar a paridade cambial e, portanto, maior a probabilidade de desvalorização cambial.

¹¹ Obstfeld, M.(1994), The Logic of Currency Crises, NBER Working Paper 4640.

¹² Não é necessário que haja a impossibilidade de manter os objetivos internos. Na realidade é suficiente que a manutenção da taxa cambial implique em um elevado custo para a função bem-estar social da economia.

Da mesma maneira, quanto maior a taxa de inflação, maior o estímulo à desvalorização da moeda nacional já que a inflação elevada associada ao câmbio fixo levaria a perda de competitividade, recessão e desemprego.

Com esta seleção abrangemos todas as variáveis consideradas relevantes por Jeanne (1997) e pelo levantamento de Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998).

4. Determinantes das probabilidades de crise cambiais no Brasil

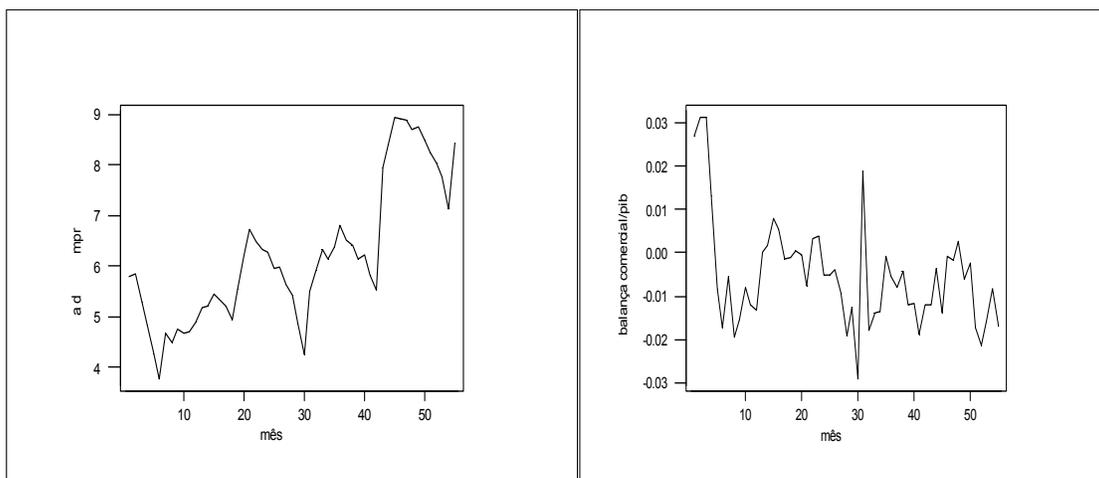
Levando em consideração as variáveis selecionadas, foram realizadas regressões entre as estimativas de probabilidade de desvalorização do câmbio e as variáveis explicativas descritas no tópico anterior.

As variáveis dispostas nos temas **crédito doméstico** e referentes a balança comercial e transações correntes do grupo **competitividade internacional** apresentaram-se não significativas e com baixo poder de explicação para as variações das probabilidades.

Diversas simulações revelaram que a taxa de desemprego apresenta-se não significativa em praticamente todas as combinações de variáveis, e quando, significativa, além de pouco afetar o R^2 ajustado, revela-se ora com o sinal negativo, ora com o sinal positivo. Desta forma, esta variável foi descartada dos modelos melhor ajustados.

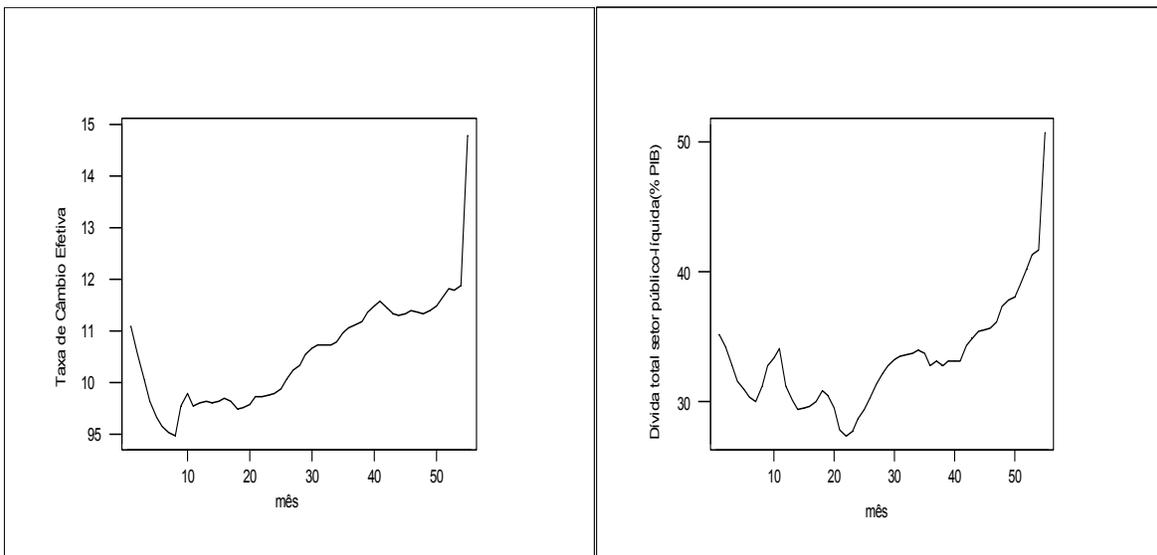
A variável necessidade de financiamento do setor público, resultado primário, também apresenta contribuição irrisória para explicar as mudanças de probabilidade de desvalorização.

Gráficos 3 e 4
Taxa de Desemprego e Saldo Balança Comercial (%PIB)



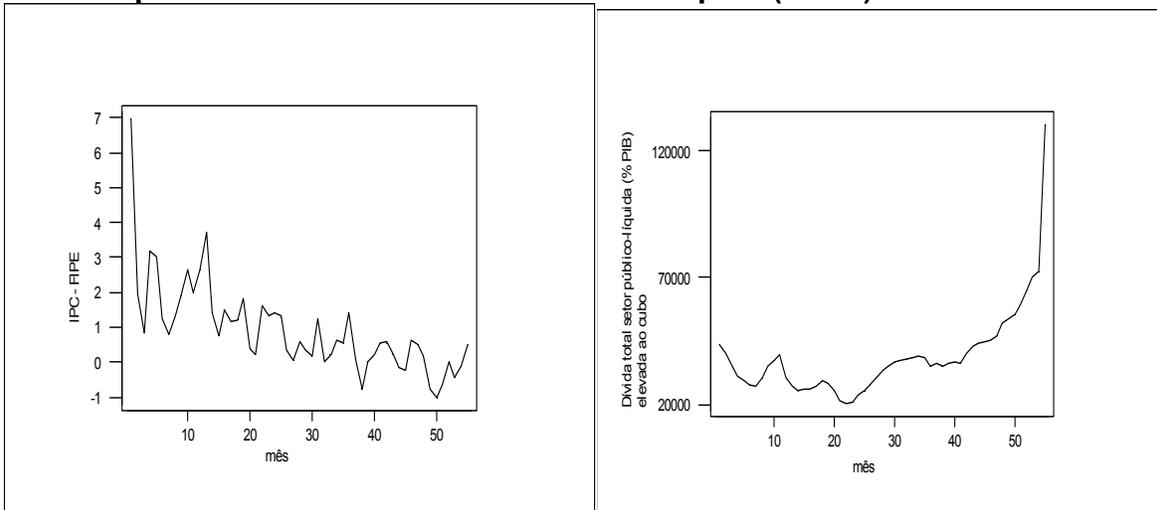
Desta maneira, as simulações de modelos restringiram-se aos temas de **custo social e situação fiscal do setor público** e à variável taxa de câmbio efetiva.

Gráficos 5 e 6
Taxa de Câmbio Efetiva e Dívida Total do Setor Público Líquida(%PIB)



As variáveis que permaneceram nos modelos melhor ajustados foram: a dívida total do setor público como proporção do PIB, a taxa de inflação medida pelo índice IPC-FIPE e a taxa de câmbio efetiva, além da constante.

Gráficos 7 e 8
IPC-Fipe e Dívida Total do Setor Público Líquida(%PIB) elevado ao cubo



Uma análise inicial conduziu ao modelo abaixo descrito:

$$\pi = - 0.120 + 0.0173 \text{ div1} + 0.00977 \text{ ipc} - 0.00400 \text{ camb}$$

(0.161) (0.000) (0.117) (0.000)

onde:

π – representa a probabilidade de desvalorização do câmbio;

div1 - dívida pública total como proporção do PIB;

ipc – representa o índice de inflação IPC-Fipe;

camb – representa a variável taxa de câmbio efetiva real defasada e os valores entre parênteses referem-se aos P-valores.

Os sinais são coerentes com a teoria econômica, sendo o R^2 ajustado aos graus de liberdade igual a 0,645.

A busca de modelos melhor ajustados levou a transformações das variáveis dependentes. Assim, sem o prejuízo da teoria econômica e com ganho explicativo no que concerne ao R^2 chegou-se ao seguinte modelo:

$$\pi = 0.229 + 0.000004 \text{ div3} + 0.00904 \text{ ipc} - 0.00336 \text{ camb},$$

(0.002) (0.000) (0.044) (0.000)

onde:

div3- forma cúbica da dívida pública total como proporção do PIB

e demais itens como definidos anteriormente.

O modelo alcançou $R^2= 0,819$, sendo a variável dívida do setor público aquela a oferecer maior contribuição para explicar as mudanças nas probabilidades de desvalorização da moeda, seguida do ipc e câmbio, nesta ordem.

5. Considerações Finais

Foram testadas a influência das seguintes variáveis na probabilidade de eclosão de crises cambiais: reservas/m2, saldo da balança comercial, saldo de transações correntes do balanço de pagamentos, necessidade de financiamento do setor público – resultado primário, taxa de desemprego, taxa de câmbio efetiva real, dívida total do setor público e taxa de inflação.

Apresentaram-se nos melhores ajustamentos como significativas a taxa de câmbio efetiva real, a dívida total do setor público e a taxa de inflação.

Algumas conjecturas podem ser realizadas acerca da exclusão de determinadas variáveis. O fato de não incluir a taxa de desemprego pode ser explicada por um formato diferente da função custo do governo a ser minimizado. Um formato tal, que concedesse maior ênfase à redução da taxa de inflação face o desemprego. Tal hipótese não parece ser de todo desprovida de lógica visto que o período em análise é o início do Plano Real, ocasião em que o governo nacional concentrou-se na estabilização dos preços.

Também não é surpreendente a ausência da variável indicadora de expansão monetária. De fato, no período em análise, o governo notabilizou-se por esterilizar os ingressos de capitais externos a fim de não permitir pressão inflacionária desta natureza.

Por outro lado, a variável que apresentou maior peso na regressão foi a dívida total do setor público. É interessante observar que esta é uma das variáveis enquadradas no tema situação fiscal do setor público. Este item é particularmente identificado com os modelos de primeira geração, onde a expansão fiscal do setor público leva ao abandono do regime cambial.

Desta maneira, não podemos excluir de todo a possibilidade de adequação de modelos de primeira geração à economia brasileira.

Trata-se de uma consideração importante visto que a compreensão se os modelos de primeira ou de segunda geração se adequam melhor à realidade, representa um estudo acadêmico com fortes implicações sobre a política econômica. Os modelos de primeira geração advogam que as crises são decorrentes de inconsistência entre a política fiscal/monetária expansionista e a manutenção da taxa cambial. Os modelos de segunda geração sugerem a existência de áreas de indeterminação em que, o abandono do regime cambial, dar-se-á, se e somente se, ocorrer um ataque especulativo. Se os modelos de primeira geração forem representativos da realidade, basta aos governos a persecução de sólidos fundamentos. Se os de segunda geração expressarem melhor o momento que vivenciamos, medidas para dificultar ataques especulativos tornam-se imprescindíveis.

Apêndice I

- taxa de câmbio *spot* utilizou-se a média diária das taxas de compra e venda para a taxa de juros doméstica utilizou-se a taxa de juros *over-selic* e a internacional a *prime-rate*, as paridades centrais foram obtidas através da média entre o piso e o teto das mini-bandas diárias.

Variável	descrição	fonte
x_t	desvio do logaritmo natural da taxa <i>spot</i> do câmbio de ct	BCB
s_t	logaritmo natural do preço <i>spot</i> da moeda estrangeira em doméstica – Média da taxa de compra e venda	BCB
c_t	logaritmo natural da taxa <i>spot</i> da paridade central	BCB/Agência Estado/MCM Consultores
i	Taxa de juros doméstica – Over-selic	BCB-DEMAB
I^*	Taxa de juros internacional – prime-rate	FMI-IFS

Apêndice II

Variável	Descrição	Fonte
R	Reservas internacionais – conceito liquidez total	BCB-DEPEC
M2	Meios de pagamento amplo (M2)	BCB-DEPEC
C1	taxa de câmbio efetiva real (IPA-OG)	Ipea
STC	Saldo em transações correntes/PIB	BCB
STB	saldo da balança comercial/PIB	BCB
M/X	Importação/exportação	BCB
DLT	Dívida líquida total do setor público em percentuais do PIB	BCB-DEPEC
NFSP	Necessidade de financiamento do setor público – Resultado primário total – fluxo acumulado em 12 meses como percentual do PIB	BCB-DEPEC
DES	taxa de desemprego	IBGE
INPC	Índice Nacional de Preços ao Consumidor	IBGE
IPC-Fipe	Índice de Preços ao Consumidor – São Paulo	FIPE
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo	IBGE

Bibliografia

Agénor, P. R., Jagdeep S. Bhandari e Robert P. Flood (1992) “Speculative Attacks and Models of Balance of Payments Crises” , Staff Papers, International Monetary Fund, Volume 39, June: 357-394.

Blanco, H. e P. M Garber (1986), “Recurrent Devaluation and Speculative Attacks on the Mexican Peso”, Journal of Political Economy, Vol.94 (February),pp. 148-66.

Calvo, Guillermo A . (2001) “ Crises de Balanços de Pagamentos nos Mercados Emergentes” (2001) in Crises Monetárias editado por Paul Krugman, Makron Books, São Paulo, p 77 – 109.

Castro, Inez Sílvia Batista (1999) “ Modelos de Crises de Balanço de Pagamentos” , dissertação USP, orientador Simão Davi Silber, novembro 1999.

Cumby, Robert E. e Sweder Van Wijnbergen (1989), “Financial Policy and Speculative Runs with a Crawling Peg: Argentina 1979-1981, Journal of International Economics (27), 111-127.

Eichengreen, Barry e Olivier Jeanne (2001) “Crise Monetária e Desemprego”, in Crises Monetárias editado por Paul Krugman, Makron Books, São Paulo, p 1-46.

Eichengreen,B., Andrew K. Rose and C. Wyplosz(1993). “The Unstable E M S”, Brookings Papers on Economic Activity 1:51-143.

Eichengreen, Barry, Andrew K. Rose e Charles Wyplosz, (1994) “Speculative Attacks on Pegged Exchange Rates: An Empirical Exploration with Special Reference to the European Monetary System”, NBER Working Paper 4898, Cambridge (MA), October.

Eichengreen, Barry, Andrew K. Rose e Charles Wyplosz, (1995), “Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks” ,Economic Policy, Vol. 21 (October), pp. 249-312.

_____, (1996), “Contagious Currency Crises”, NBER Working Paper 5691, July 1996, Cambridge (MA), July .

Flood R. e P. Garber (1984) “Collapsing exchange rate regimes: some linear examples”, Journal of International Economics 17: 1-13.

Flood R. e N. Marion (1998) “Perspectives on the recent currency crises literature”, NBER Working Paper 6380.

Frankel, Jeffrey A . e Andrew K. Rose, (1996), “Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment”, International Finance Discussion Papers n.534, Board of Governors of the Federal Reserve System, January.

Garber, P. M e L.E. O Svensson. (1995) “The operation and the collapse of fixed exchange rates regimes”, Handbook of International Economics, Volume III, Edited by Gene M. Grossman e Kenneth Rogoff. Elsevier, Amsterdã-Lausanne, New York, Oxford, Shannon, Tokyo: 1865-1911.

Kaminsky, G., S. Lizondo . e C. M. Reinhart.(1998) “Leading Indicators of Currency Crises” in IMF Staff Papers , vol. 45 n.1 (march 1998) 1-48.

Krugman, P.(1979) “A model of balance of payments crises”, Journal of Money, Credit and Banking 11:311-325.

Milesi-Ferretti, Gian Maria e Assaf Razin (1998), “Current Account Reversals and Currency Crises: Empirical Regularities” NBER Working Papers 6620, Cambridge (MA), June.

Molan, Maurício Kehdi (2000), “Ataques Especulativos: A Experiência Brasileira – Participação do FMI na Crise Cambial”, dissertação FGV/EASP, orientadora; Maria Carolina da Silva Leme, 2000.

Obstfeld, M.(1994), The Logic of Currency Crises, NBER Working Paper 4640

Pazarbasioglu, Ceyla e Inci Ötker (1997), “Likelihood versus timing of speculative attacks: A case study of Mexico”, European Economic Review ,vol. 41, pp. 837-845.

_____ (1997), “Speculative attacks and macroeconomic fundamentals: evidence from European currencies”, European Economic Review, vol. 41, pp.847-860.

Radelet, S e Sachs, J. D. (1998). “The East Asian financial crisis: diagnosis, remedies, prospects”. Brooking Papers on Economic Activity, n.01, p. 01-90.

Rose, Andrew K. e Lars E. O . Svensson (1995) “Expected and Predicted Realignments: The FF?DM Echange Rate during the E.M.S. “ in Scandinavian Journal of Economics 97 (2) p. 173-200.

Rose, Andrew K. e Lars E. O . Svensson (1994) “ European exchange rate credibility before the fall” European Economic Review 38, p 1185-1216.

Sachs, Jeffrey D., Aaron Tornell, e Andrés Velasco (1996), “Financial Crises in Emerging Markets: The Lessons from 1995”, NBER Working Paper 5576, Cambridge (MA), May.

Svensson, Lars E. O . (1993) “Assessing target zone credibility -Mean reversion and devaluation expectations in the ERM, 1979-1992” , European Economic Review 37, Elsevier Science Publishers (North-Holland).

Svensson, Lars E. O . (1991) “ The term structure of interest rate differential in a target zone – Theory and Swedish data”, Journal of Monetary Economics 28, Elsevier Science Publishers (North-Holland).