

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO  
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - PIMES**

**FATORES CONDICIONANTES DAS CRISES CAMBIAIS  
BRASILEIRAS NO PERÍODO DE JULHO DE 1994 A  
JANEIRO DE 2006**

**INEZ SÍLVIA BATISTA CASTRO**

**RECIFE  
2006**

**INEZ SÍLVIA BATISTA CASTRO**

**FATORES CONDICIONANTES DAS CRISES CAMBIAIS  
BRASILEIRAS NO PERÍODO DE JULHO DE 1994 A  
JANEIRO DE 2006**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia – PIMES, da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito à obtenção do título de Doutor em Economia. Área de concentração: Economia Internacional.

Orientador: Álvaro Barrantes Hidalgo

**RECIFE  
2006**

\* Tese normalizada de acordo com as normas da ABNT  
NBR 6023 – Informação e documentação: referências - elaboração;  
NBR 6024 - Numeração progressiva das seções de um documento;  
NBR 6027 – Sumário;  
NBR 10520 – Apresentação de citações em documentos;  
NBR 12899 – Catalogação na publicação de monografias.

C355f

Castro, Inez Sílvia Batista.

Fatores condicionantes das crises cambiais brasileiras no período de julho de 1994 a janeiro de 2006 / Inez Sílvia Batista Castro. – Fortaleza, 2006.

200 p.

Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Pernambuco.

1. Crises cambiais - Brasil. I. Título.

CDD 332.5

UNIVERSIDADE FEDERAL PERNAMBUCO  
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA  
PIMES – PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

PARECER DA COMISSÃO EXAMINADORA DE DEFESA DE TESE DO DOUTORADO  
EM ECONOMIA DE

INEZ SÍLVIA BATISTA CASTRO

A Comissão Examinadora composta pelos professores abaixo, sob a presidência do  
primeiro, considera a Candidata Inez Sílvia Batista Castro **APROVADA**.

Recife, 19/01/2007.

Prof. Dr. Álvaro Barrantes Hidalgo  
Orientador

Prof. Dr. Roberto Alves de Lima  
Examinador Interno

Prof. Dr. Olímpio José de Arroxelas Galvão  
Suplente Interno

Prof. Dr. Maurício Barata de Paula Pinto  
Examinador Externo/Unb

Prof. Dr. Agnaldo Gomes da Silva  
Suplente Externo/UFAL

## AGRADECIMENTOS

O processo de educação é um projeto social e, ainda que, escrever uma tese implique responsabilidade solitária do autor pelos seus erros, muitas pessoas e instituições estão envolvidas nesta trajetória de anos. A elas gostaria de agradecer. Elas tornaram o desenrolar desta tarefa especial e profícuo.

Geralmente, agradecer é a última etapa do processo de tese. Neste instante, percorre-me a preocupação de esquecer alguém ou de não agradecer o suficiente à ajuda que tanta gente boa me prestou.

Posso dizer que sou uma mulher de sorte. Muita gente me acompanhou nestes últimos quatro anos. Para muitos, minha gratidão não poderia ser expressa sequer em um compêndio, quanto mais em poucas linhas. Desde já, peço desculpas por posturas tão importantes e, na maior parte das vezes, contínuas por semanas, meses e até mesmo anos, ficarem restritas a duas, três linhas.

No meu coração, todos vocês têm um espaço bem maior.

Gostaria de agradecer especialmente:

À Universidade de Fortaleza (UNIFOR), pelo suporte financeiro.

Ao Professor Álvaro Barrantes Hidalgo, por sua disponibilidade e serenidade, importantes para o processo de criação e elaboração desta tese.

Ao Professor Roberto Alves, por suas sugestões e apoio, ainda em versões seminais desta tese.

Ao Professor Assuéro Ferreira, que com sua experiência em pesquisa econômica e com uma lógica de pensamento totalmente diversa da minha, contribuiu para aperfeiçoar este trabalho. Sou-lhe grata principalmente, pelas críticas – que só um verdadeiro e grande amigo poderia fazer.

Aos membros da banca examinadora. Dificilmente, em outro momento de minha vida, terei cinco pessoas debruçadas sobre um estudo meu, que realizaram uma leitura cuidadosa e dispostas a discuti-lo e oferecer contribuições.

À secretária do PIMES, Patrícia, que sempre fez tudo o possível para “descomplicar” a burocracia acadêmica.

À minha coordenadora na UNIFOR, Suely Chacon, por sua compreensão, particularmente nesta fase final da tese.

Ao Dr. César Lincoln, por ter me assistido durante a fase de créditos do doutorado.

Ao grande amigo e alma generosíssima, Antônio Antonele, por sua ajuda neste e em muitos outros momentos de minha vida.

Ao professor Tebaldi, da Universidade Federal do Ceará, pela discussão dos resultados empíricos do capítulo 4.

A José Sydrião de Alencar Júnior, por ser o que é: alguém incapaz de se calar diante de injustiças e, a um só tempo, dotado de um pragmatismo admirável – o sonho e o feijão reunidos.

A Maria Odete Alves, pelo suporte emocional e pela capacidade de luta.

A Rosangela Carvalho, Andréa Queiroz Maranhão e Conceição Lima Alves, irmãs escolhidas pela vida.

A Karla Campbell, pela sua calma admirável na organização da digitação final.

A Roberto Gomes, pelo auxílio em algumas planilhas do Excel.

Aos colegas do Escritório Técnico de Estudos Econômicos do Nordeste: Júnior, Nogueirinha, Biágio, Bruno, Cynara, Eduardo Girão, Assis, Hermano, Joélia, José Maria, Rubão, Margarida, Candeias, Simone, Tellão, Wendell, Majela, Janaína, Elias, Nadja, Mário, Roberto, Jocyane e Américo, por criarem um ambiente onde as mentes podem se exercitar: repletos de visões de mundo. Visões de mundo de economistas, de sociólogos, de advogados, de gestores, de programadores, de agrônomos, de veterinários, de burocratas e de políticos. Obrigada por existirem e por torceram tanto por mim.

Aos colegas da Universidade de Fortaleza.

Ao colega de doutorado e professor da Universidade Federal da Paraíba, José Carlos de Lacerda Leite, um estatístico que quis se tornar economista, grande companheiro de estudos e de artigos.

Ao colega de curso de Macroeconomia, Luís Maia.

A Patrícia Marques, minha vizinha em Recife, que me ensinou tudo de melhor que o pernambucano tem: solidariedade, amizade, politização e capacidade de luta.

A Dona Francisquinha e sua família, por me acolherem nos meus primeiros dias em Recife.

A Guerino, sua esposa Fausta e filhos Guilherme, Glauber e Gabriela, por serem uma família tão alegre.

A Paulo Roberto Silva, por seu suporte junto a minha luta para ir ao doutorado.

Às Dras. Chrystiane e Catarina, que ajudaram a preservar minha saúde neste período.

Aos meus primos: Júnior e Nélida.

Aos professores da Universidade Federal do Ceará, da Universidade de São Paulo e da Universidade Federal de Pernambuco, que colaboraram para a minha formação profissional nos cursos de graduação, mestrado e doutorado, respectivamente. Um pouco de vocês eu carrego comigo.

A todos os meus amigos que, direta ou indiretamente, contribuíram com sua alegria e bom humor neste caminho, e em especial a Nágela, Alfredo, Bia e Naedja.

Ao meu pequeno afilhado Artur, que tem suportado minha ausência nos últimos meses.

A Maria Tereza, Bruno e Ana, por suas preces.

Ao meu irmão querido Júnior.

E, finalmente, aos meus pais. Provavelmente eu ganhei na loteria da vida ao nascer junto deles.

## RESUMO

Esta tese busca trazer uma contribuição aos estudos empíricos de crises cambiais brasileiras no período de 1990-2006. Investiga se as conclusões obtidas a partir do método mais comumente utilizado – a regressão *logit*, são influenciadas pela regra de formação da variável dependente.

Argumentamos que a construção do índice de pressão sobre o mercado de câmbio (IPMC) envolve certo grau de arbitrariedade e subjetividade. Este índice não reflete as expectativas do mercado quanto à possibilidade de ataque especulativo. O índice indica a avaliação que o Banco Central tem destas expectativas de desvalorização a partir da utilização dos seus mecanismos de defesa de câmbio mais comuns: perda de reservas, elevação da taxa de juros etc.

Por fim, oferecemos uma alternativa de simples implementação aos modelos *logit* para analisar o período de 1994-1999 – a estimativa de probabilidade de desvalorização a partir do método do *drift adjustment*.

Variáveis de natureza mais estrutural, como o crescimento da dívida do setor público como proporção do PIB, foram testadas e os resultados corroboraram o papel do declínio dos fundamentos nas crises cambiais recentes.

**Palavras Chave:** Câmbio, Crises Cambiais, Economia Brasileira.

## ABSTRACT

This study focuses on Brazilian exchange rate crisis from 1990 to 2006. Although many studies have been undertaken on this topic, none of them investigates if the outcomes of the most common econometric method – the *logit* regression - are influenced by the way the dependent variable is defined.

There is subjectiveness and arbitrariness involved in the construction of the *exchange rate market pressure index*. This *index* does not reflect the market expectations of currency devaluation. It reflects the mechanism used by the monetary authority to defend the exchange rate regime. Those mechanisms are the reaction of the Central Bank (Bacen) to the possibility of a speculative attack. As a consequence, the index depends on the: Bacen's diagnosis of the market expectations as well as on Bacen's reaction to such diagnosis.

Finally, we use a drift adjustment method to estimate the probability of devaluation of the domestic currency. This method is an option to the *logit* regression. The regression based on those dependent variables showed better adjustment than the *logit* regression. Its results reinforce the fundamentalist approach. The study shows that structural factors, such as the growth of the public debt, play a key role in the determination of the exchange rate crisis in Brasil, in the 1990's.

**Key Words:** Exchange Rate, Exchange Rate Crisis, Brazilian Economy

## SUMÁRIO

<b>INTRODUÇÃO .....</b>	<b>15</b>
<b>CAPÍTULO 1 - CRISES CAMBIAIS: HISTÓRIA RECENTE E DEFINIÇÃO....</b>	<b>22</b>
1.1 Crises cambiais: o que são? .....	23
1.2 As crises cambiais e os diferentes regimes cambiais .....	27
1.3 Breve história das crises cambiais recentes.....	31
1.4 Considerações finais – Motivações para o estudo contínuo de crises cambiais .....	37
<b>CAPÍTULO 2 - MODELOS DE CRISES CAMBIAIS .....</b>	<b>38</b>
2.1 Modelos de primeira geração.....	39
2.1.1 O modelo de Krugman .....	39
2.1.2 Os modelos de Flood e Garber.....	41
2.1.3 Contribuições e críticas aos modelos de primeira geração .....	43
2.1.4 As críticas geram filhos: outros modelos de primeira geração .....	45
2.2 Os modelos de segunda geração.....	47
2.3 Krugman e Obstfeld: uma conciliação possível? .....	48
2.4 Modelos de terceira geração .....	52
2.5 Contágio.....	57
2.6 Considerações finais – Modelos de crise cambial e a atuação do Estado.....	61
<b>CAPÍTULO 3 - ESTUDOS EMPÍRICOS SOBRE CRISES CAMBIAIS NO BRASIL NO PERÍODO 1994 A 2005 .....</b>	<b>63</b>
3.1 As metodologias dos trabalhos empíricos para a economia nacional.....	67
3.2 Trabalhos empíricos que utilizam o IPMC .....	69
3.3 Textos que repensam o IPMC, a construção de variáveis binárias e utilizam formas de estimação diferentes dos modelos <i>logit/probit</i> . .....	77
3.4 Textos que abordam contágio .....	80
3.5 Outros enfoques .....	84
3.6 Textos que abordam a atuação do Banco Central no mercado de derivativos de câmbio .....	89
3.7 Considerações finais – Diversas formas de definir crises e diferentes conclusões.....	93

<b>CAPÍTULO 4 - O PROBLEMA DO USO DE VARIÁVEIS BINÁRIAS PARA ANÁLISE DAS CRISES CAMBIAIS .....</b>	<b>95</b>
<b>4.1 Calculando os índices de pressão sobre o mercado de câmbio (IPMC) .....</b>	<b>96</b>
<b>4.2 Utilizando um modelo <i>logit</i> .....</b>	<b>103</b>
<b>4.3 As variáveis envolvidas e dados .....</b>	<b>103</b>
4.3.1 O Período de 1990 a 2006 .....	104
4.3.1.1 <i>Estimações utilizando as variáveis independentes sugeridas por Miranda</i> .....	104
4.3.1.2 <i>Estimações utilizando as variáveis independentes sugeridas por Murta, Brasil e Samohyl</i> .....	108
4.3.1.3 <i>Estimações utilizando as variáveis independentes sugeridas por Lopes e Moura</i> .....	110
4.3.1.4 <i>Estimações utilizando as variáveis independentes sugeridas por Castro e Pereira e Seabra</i> .....	112
4.3.2 A análise do período 1994-1999 .....	114
<b>4.4 Considerações finais – A metodologia de definição das variáveis binárias e as diferentes conclusões .....</b>	<b>122</b>
<b>CAPÍTULO 5 - UMA ALTERNATIVA AOS MODELOS <i>LOGIT</i> .....</b>	<b>126</b>
<b>5.1 O cálculo das estimativas de desvalorizações esperadas e das probabilidades de desvalorização do câmbio .....</b>	<b>127</b>
<b>5.2 As variáveis envolvidas e dados .....</b>	<b>130</b>
<b>5.3 Vantagens do uso do indicador obtido a partir do método do <i>drift adjustment</i> em relação ao uso dos indicadores binários e estimação através de <i>logits</i> .....</b>	<b>138</b>
<b>5.4 Os resultados empíricos .....</b>	<b>139</b>
<b>5.5 Análise do período de fevereiro de 1999 a janeiro de 2006 .....</b>	<b>141</b>
<b>5.6 Considerações finais – Crise financeira do Estado e crise cambial .....</b>	<b>145</b>
<b>CONCLUSÃO.....</b>	<b>150</b>
<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>154</b>
<b>ANEXOS .....</b>	<b>165</b>

## LISTA DE GRÁFICOS

<b>Gráfico 1 – Distribuição dos episódios de crises por ano e dos regimes cambiais pré-crises (parcela no total de episódios de crises, em percentual) .....</b>	<b>29</b>
<b>Gráfico 2 – Freqüência de crises sob regimes cambiais alternativos .....</b>	<b>30</b>
<b>Gráfico 3 – Argentina: taxa de crescimento do produto real <i>per capita</i> .....</b>	<b>36</b>
<b>Gráfico 4 – Limites das bandas cambiais e a taxa de câmbio (1995/1999) .....</b>	<b>129</b>
<b>Gráfico 5 – Variação da probabilidade de desvalorização e Variação da relação dívida total do setor público como proporção do PIB elevada ao cubo – Brasil: julho de 1994 a janeiro de 1999 .....</b>	<b>140</b>
<b>Gráfico 6 – Dívida pública total do Setor Público como percentual do PIB e participação dos indexadores – câmbio, <i>over-selic</i> e pré-fixados na dívida pública mobiliária federal interna. Brasil (2000-2006).....</b>	<b>143</b>
<b>Gráfico 7 – Risco Brasil: maio 2001 a agosto 2006 .....</b>	<b>145</b>
<b>Gráfico 8 – Variação de preços, massa de salários e taxas de juros – julho de 1994 a dezembro de 1998 (em percentual) .....</b>	<b>147</b>

## LISTA DE QUADROS

<b>Quadro 1 – Principais crises cambiais (1992-2005) .....</b>	<b>33</b>
<b>Quadro 2 – Resultados das estimativas de Baig e Goldfajn (2000).....</b>	<b>84</b>
<b>Quadro 3 – Variáveis explicativas selecionadas .....</b>	<b>132</b>

## LISTA DE TABELAS

<b>Tabela 1 – Correlação (Spearman) entre os IPMC (1990-2006 e 1994-1999).....</b>	<b>102</b>
<b>Tabela 2 – Correlação entre as variáveis binárias (1990-2006 e 1994-1999) .....</b>	<b>102</b>
<b>Tabela 3 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação utilizando todas as variáveis consideradas significativas nos textos originais de Miranda (1999 e 2002) – Modelo <i>Logit</i> – Brasil (1990-2006).....</b>	<b>105</b>
<b>Tabela 4 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação obtida a partir do modelo mais bem ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia de Miranda (1999 e 2002) – Modelo <i>Logit</i> – Brasil (1990-2006).....</b>	<b>106</b>
<b>Tabela 5 – Melhores especificações obtidas para os diversos índices: variáveis independentes utilizadas originalmente por Miranda (2002) – Modelo <i>Logit</i> – Parâmetros Estimados – Brasil (1990-2006) .....</b>	<b>107</b>
<b>Tabela 6 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação obtida a partir do modelo melhor ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia de Murta, Brasil e Samohyl (2003) – Modelo <i>Logit</i> – Brasil (1990-2006) .....</b>	<b>109</b>
<b>Tabela 7 – Melhores especificações obtidas para os diversos índices: variáveis independentes utilizadas originalmente por Murta, Brasil e Samohyl (2003) – Modelo <i>Logit</i> – Parâmetros estimados – Brasil (1990-2006).....</b>	<b>110</b>
<b>Tabela 8 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação obtida a partir do modelo melhor ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia de Lopes e Moura – Modelo <i>Logit</i> – Brasil (1991-2006).....</b>	<b>111</b>
<b>Tabela 9 – Melhores especificações obtidas para os diversos índices: variáveis independentes utilizadas originalmente por Lopes e Moura (2001) – Modelo <i>Logit</i> – Parâmetros estimados – Brasil (1990-2006) .....</b>	<b>111</b>
<b>Tabela 10 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação melhor ajustada para a variável dependente, conforme a metodologia de Castro (1999) – Modelo <i>Logit</i> – Brasil (1990-2006) .....</b>	<b>112</b>
<b>Tabela 11 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação obtida a partir do modelo melhor ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia de Castro (1999) – Média dos efeitos marginais .....</b>	<b>113</b>
<b>Tabela 12 – Melhores especificações obtidas para os diversos índices: variáveis independentes utilizadas originalmente por Castro (1999) – Modelo <i>Logit</i> – Parâmetros estimados – Brasil (1990-2006) .....</b>	<b>113</b>
<b>Tabela 13 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação obtida a partir do modelo melhor ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia de Miranda (1999 e 2002) – Modelo <i>Logit</i> – Brasil (1994-1999) .....</b>	<b>115</b>

<b>Tabela 14 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação obtida a partir do modelo melhor ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia de Miranda (1999 e 2002) – Média dos efeitos marginais – Brasil – (1994 – 1999).....</b>	<b>115</b>
<b>Tabela 15 – Melhores especificações obtidas para os diversos índices – Variáveis independentes utilizadas originalmente por Miranda (2002) – Modelo <i>Logit</i> – Parâmetros estimados – Brasil (1994-1999).....</b>	<b>116</b>
<b>Tabela 16 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação obtida a partir do modelo melhor ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia Lopes e Moura (2001) – Modelo <i>Logit</i> – Brasil (1994-1999).....</b>	<b>117</b>
<b>Tabela 17 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação obtida a partir do modelo melhor ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia de Lopes e Moura (2001) – Média dos efeitos marginais – Brasil – 1994 – 1999.....</b>	<b>118</b>
<b>Tabela 18 – Melhores especificações obtidas para os diversos índices: variáveis independentes utilizadas originalmente por Lopes e Moura (2001) – Modelo <i>Logit</i> – Parâmetros estimados – Brasil (1994-1999).....</b>	<b>118</b>
<b>Tabela 19 – Parâmetros estimados para os diversos índices – Especificação obtida a partir do modelo melhor ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia de Murta, Brasil e Samohyl (2003) – Modelo <i>Logit</i> – Brasil (1994-1999).....</b>	<b>119</b>
<b>Tabela 20 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação obtida a partir do modelo melhor ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia de Murta, Brasil e Samohyl (2003) – Média dos efeitos marginais – Brasil (1994-1999).....</b>	<b>119</b>
<b>Tabela 21 – Melhores especificações obtidas Para os Diversos Índices: variáveis independentes utilizadas originalmente por Murta, Brasil e Samohyl (2003) – Modelo <i>Logit</i> – Parâmetros estimados – Brasil (1994-1999).....</b>	<b>120</b>
<b>Tabela 22 – Parâmetros estimados para os diversos índices - Especificação melhor ajustada para a variável dependente, conforme a metodologia de Castro (1999) – Modelo <i>Logit</i> – Brasil (1994-1999) .....</b>	<b>121</b>
<b>Tabela 23 – Parâmetros estimados para os diversos índices – Modelo <i>Logit</i> – Brasil (1994-1999).....</b>	<b>121</b>
<b>Tabela 24 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação obtida a partir do modelo melhor ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia de Castro (1999) – Média dos efeitos marginais – Brasil (1994-1999) .....</b>	<b>121</b>
<b>Tabela 25 – Resultados empíricos: melhores especificações – Brasil 1994-1999 .....</b>	<b>139</b>
<b>Tabela 26 – Indicadores do setor externo, finanças públicas e preços: Brasil (1994-2005).....</b>	<b>144</b>

## INTRODUÇÃO

O câmbio é uma variável chave em qualquer economia. Quando analisamos apenas o último meio século, constatamos que a preocupação com o estudo do câmbio esteve presente nos trabalhos de alguns dos mais conhecidos economistas.

Ao final da segunda guerra mundial, Keynes e Dexter White antagonizavam-se na discussão sobre o regime monetário ótimo a ser seguido no período de paz. Em 1953, Friedman escreveu um artigo, ainda hoje referencial, *The Case for Flexible Exchange Rate*, onde defendia a adoção de regimes cambiais flexíveis (FRIEDMAN, 1953). Em 1973, com o fim do regime de Bretton-Woods<sup>1</sup>, o debate sobre o câmbio, mais uma vez, ocupou lugar de destaque no cenário internacional.

A década de 1990 foi fortemente afetada por grandes crises cambiais, merecendo maior destaque, dados os seus impactos sobre o crescimento da economia mundial, a crise do *Exchange Rate Mechanism* na Europa (1992), a crise Mexicana (1994-1995), a crise Asiática (1997) e a crise Russa (1998).

O estudo das crises cambiais é relevante tanto do ponto de vista acadêmico como de política econômica. As crises de moeda não restringem seus efeitos ao mercado monetário. As crises de balanço de pagamentos repercutem de forma intensa sobre o lado real da economia. O realinhamento de um dos principais preços da economia (a taxa cambial) implica realocação da produção, estimulando-a para o segmento de bens comercializáveis por ocasião de uma depreciação cambial da moeda doméstica, além de redistribuir a riqueza entre devedores e credores em moeda estrangeira.

Os custos das crises cambiais são avaliados por Calvo e Reinhart (1999, p. 2). Os autores estimam que a conjugação destas crises às bancárias pode levar à redução do PIB em até 14% em um ano<sup>2</sup>.

Entre 1990 e 2001, mais de 60% dos episódios anuais de crises cambiais ocorreram em regimes intermediários e fixos de câmbio (BUBULA; OTKER-ROBE,

---

<sup>1</sup> Sobre Bretton Woods, veja Ecihengreen (2000, p.131-180).

<sup>2</sup> Refere-se ao tamanho da queda do PIB da Indonésia em 1998.

2003). Evidências existem que os regimes cambiais intermediários e fixos são mais propensos a crises que os regimes cambiais flutuantes.

Como bem assinala Frankel (1998), nenhum regime cambial é bom durante todo o tempo, portanto, qualquer economia emergente está sujeita a conviver, ocasionalmente, com regimes intermediários/fixos. Na década de 1990, por exemplo, várias economias emergentes adotaram regime monetário de metas cambiais, em busca da estabilização do nível de preços<sup>3</sup>. Este período se constitui em um bom laboratório para o estudo das crises cambiais. E, a magnitude do impacto destas crises sobre as economias justifica a importância do estudo dos elementos desencadeadores das mesmas.

Apesar da importância do tema, o estudo sistemático das crises cambiais é recente. O modelo canônico sobre este assunto foi descrito em Krugman (1979).

Hoje, já são três gerações de modelos de crises cambiais. Os denominados modelos de primeira geração identificam como determinante destas a inconsistência entre as políticas monetária/fiscal e o regime cambial adotado. O problema se manifesta em políticas monetária/fiscal expansionistas que geram excesso de demanda, desequilíbrio externo e perda de reservas pela autoridade monetária.

Nos modelos de segunda geração, o problema se manifestaria em uma falta de demanda da economia local que incentivaria a autoridade monetária a desvalorizar o câmbio. A idéia seria que o governo teria uma função custo a ser otimizada, onde seriam dados determinados pesos ao desemprego e à inflação. Na medida em que, se aprofundasse um processo recessivo, maior estímulo teria o governo a desvalorizar o câmbio e gerar empregos no setor exportador. O modelo original de Obstfeld (1994), considerado o mais representativo desta geração, apresenta também a possibilidade da existência de múltiplos equilíbrios, já que admite que as expectativas dos agentes são incorporadas à função custo do governo e vice-versa.

---

<sup>3</sup> Argentina, Bósnia, Bulgária, Lituânia, Brasil e México são exemplos.

Por fim, os modelos de terceira geração, desenvolvidos a partir da crise asiática, consideram como fator condicionante desta crise de moeda aspectos como: risco moral<sup>4</sup>, efeito manada<sup>5</sup>, contágio e seleção adversa.

Cada geração de modelos traz implicitamente, um aconselhamento de política econômica. Se os fatores condicionantes de crise cambiais são os expressos em modelos de primeira geração, cumpre aos governos resguardar os fundamentos econômicos. Se o contágio é a razão das crises cambiais de uma determinada economia – pouco o governo pode realizar no sentido de prevenir crises. Se o determinante das crises é um problema de risco moral, reformas estruturais no sistema bancário/financeiro são o pré-requisito para obter maior estabilidade cambial.

Assim, os trabalhos empíricos acerca de crises cambiais não restringem seus reflexos à esfera acadêmica. Seus reflexos se expandem para a forma de atuação do governo – dando-lhe suporte ou refutando-a.

A despeito dos impactos sobre a política econômica e da existência de numerosos estudos empíricos sobre as recentes crises cambiais brasileiras, constatamos que não existe na literatura nacional consenso a respeito das condicionantes das crises cambiais nacionais. Esta divergência não é facilmente apreendida, visto que também existe uma lacuna na literatura nacional. Diferentemente da literatura internacional, onde são encontrados dois *surveys* que agregam as principais conclusões dos pesquisadores -Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998) e Abiad (2003), a literatura brasileira não apresenta nenhum esforço neste sentido.

A falta de consenso entre os acadêmicos brasileiros sobre os fatores determinantes das crises cambiais pode ser ilustrada pelas conclusões de alguns autores como Miranda (2002), Pereira e Seabra (2004), Menezes e Moreira (2001), Menezes, Moreira e Souza (2005) e Lopes e Moura (2001).

Miranda (2002, p. 1), por exemplo, avalia que as crises cambiais pelas quais o Brasil passou, nas décadas de 1980 e 1990, foram de primeira geração:

---

<sup>4</sup> Risco moral ou *moral hazard* é uma expressão cunhada por Kenneth Arrow para descrever a situação em que o agente econômico atua de forma mais imprudente por crer ser objeto de alguma segurança implícita (ARROW, 1971).

<sup>5</sup> Efeito manada ou *herding* é a tendência de alguns participantes do mercado para comprar ou vender ativos porque eles observam e seguem a atuação de outrem.

Foi adotado como referencial teórico uma adaptação de um dos principais modelos de ataque especulativo de primeira geração, o de Flood e Garber (1984), produzindo uma equação de ocorrência de probabilidade de ataques especulativos em função de variáveis macroeconômicas. (...) Os resultados obtidos são compatíveis com as hipóteses do modelo teórico.

Pereira e Seabra (2004), por sua vez, assinalam em uma análise de dados de painel envolvendo: Argentina, Brasil, Equador, Filipinas, Coréia do Sul, México, Peru, República Tcheca, Rússia, Cingapura, Tailândia e Venezuela, que as crises bancárias foram importantes para explicar as crises cambiais destes países.

Menezes e Moreira (2001) testam o modelo de Krugman (1979) para o episódio da economia brasileira em 1999. Neste trabalho, foi rejeitada a hipótese de crise nos fundamentos como causa do ataque ao real.

Os mesmos autores de 2001, Menezes, Moreira, acrescidos de Souza, concluem, em 2005, que: “esta crise indica que os fundamentos da economia brasileira estavam ruins e foram preponderantes para o colapso do regime cambial vigente” (MENEZES; MOREIRA; SOUZA, 2005, p. 457).

Lopes e Moura (2001, p. 1), por sua vez, antecipam:

Finalmente, diante dos resultados obtidos, conclui-se que fatores meramente especulativos e instabilidades externas foram os principais elementos deflagradores dos ataques especulativos contra a moeda brasileira, durante o período de discussão.

Além de atribuírem ora elementos de primeira, ora de segunda, ora de terceira geração às crises cambiais brasileiras, a maior parte dos trabalhos envolvem modelos com baixa capacidade explicativa. Aqueles que usam metodologia *logit* tem pseudo- $R^2$  de McFadden que não ultrapassa 0,36. Para aqueles que envolvem dados de painel, o  $R^2$  não é superior a 0,32.

Sendo assim, o assunto de crises cambiais brasileiras merece atenção da comunidade acadêmica. Há necessidade de reunirmos estes trabalhos e avaliarmos as razões para tamanha falta de confluência nas suas conclusões. Estas tarefas serão parte integrante desta tese.

Um dos motivos para a divergência das conclusões pode decorrer da definição de crise cambial. A comunidade acadêmica é unânime em identificar uma crise cambial a partir de grande e abrupta alteração da taxa cambial. Entretanto, há episódios históricos em que a economia também estaria sujeita a uma crise cambial, mas a autoridade monetária apresentaria apenas perda de reservas expressiva em curto período de tempo.

Noutras ocasiões, o câmbio é mantido através da elevação da taxa de juros, situação em que a autoridade monetária impõe ao especulador a possibilidade de perda do retorno financeiro de seu ativo em moeda nacional.<sup>6</sup>

Sendo assim, os estudiosos do assunto passaram a caracterizar os instantes de crise cambial a partir de momentos em que há grande “pressão sobre o mercado de câmbio”. Esta pressão passa a ser identificada a partir dos mecanismos de defesa utilizados pela autoridade monetária na defesa da estabilidade cambial, como por exemplo: elevação da taxa de juros e perda de reservas. E, esta pressão passou a ser refletida em índices denominados de índice de pressão sobre o mercado de câmbio (IPMC).

Os trabalhos da literatura nacional utilizaram diversas metodologias para o cálculo do IPMC. Uma primeira pergunta que fizemos foi se esta divergência de resultados decorreu dos diferentes períodos abordados ou dos diversos indicadores para definir crise.

Outra indagação nossa é se não existiria na literatura internacional outra metodologia a ser utilizada para a economia brasileira, capaz de gerar modelos melhor ajustados? Mais ainda, dentre as mais de cem diferentes variáveis (KAMINSKY; LIZONDO; REINHART, 1998) testadas como determinantes de crise cambiais, não existiriam variáveis relevantes ainda não avaliadas no Brasil que pudessem explicar melhor a natureza das crises cambiais brasileiras? Ou mesmo, não existiria algum formato funcional que pudesse gerar melhores resultados? Ou haveria um teste feito com outras metodologias que poderia fornecer modelos mais bem ajustados e corroborar algum resultado já obtido por outros autores?

---

<sup>6</sup> Um dos episódios mais facilmente identificados como de crise cambial foi o momento em que o Banco Central sueco, na defesa de sua moeda nacional, elevou, em 1992, a taxa de juros para mais de 500% ao ano, durante alguns dias (EICHENGREEN; WYPLOSZ; ROSE, 1994).

Estas perguntas nos guiaram no objetivo central desta tese: a partir da revisão da literatura nacional e internacional acerca dos condicionantes de crises cambiais, testar um modelo para os determinantes das crises cambiais brasileiras na década de 1990.

Para este fim, esta tese foi desenvolvida em cinco capítulos. No primeiro capítulo, buscamos explicitar a dificuldade de transformar um conceito qualitativo de crise cambial em um indicador quantitativo, apto a ser utilizado nos modelos econométricos.

No segundo capítulo, expomos o arcabouço teórico das gerações de modelos de crises cambiais, chamando a atenção de seus reflexos sobre a política econômica.

No terceiro capítulo, buscamos preencher uma lacuna da literatura nacional e desenvolvemos um *survey* dos principais trabalhos empíricos sobre crises cambiais realizados na década de 1990. Esperamos que este possa facilitar a tarefa de novos pesquisadores da área.

No quarto capítulo, objetivamos responder, se o indicador utilizado para definir crise é responsável pela disparidade das conclusões obtidas pelos autores. Escolhemos o método de estimação *logit* e construímos cinco indicadores de crise, para os mesmos períodos (1990 a 2006 e 1994 a 1999), a partir da idéia de cinco autores brasileiros diferentes. Foram testadas as variáveis significativas determinantes de crise, conforme a conclusão de cinco autores. Os resultados, a partir das estimações usando como variável independente as variáveis binárias obtidas por meio de cinco metodologias distintas, são analisados. Esta é uma contribuição importante desta tese: identificar até que ponto a subjetividade implícita na definição da crise a partir do IPMC, influencia as conclusões das pesquisas.

Finalmente, no quinto capítulo, introduzimos, para o período de bandas cambiais, uma metodologia pouco usada na literatura nacional<sup>7</sup> e testamos algumas variáveis não incluídas nos trabalhos de outros autores para tentar obter modelos mais bem ajustados e, talvez, corroborar algum resultado obtido por outro pesquisador. O modelo estimado teve bom ajuste e confirmou os resultados dos trabalhos que

---

<sup>7</sup> Há apenas um texto, Lyrio e Dewachter (2000), que a utiliza, mesmo assim testando condicionantes de crises cambiais via Markov-switching.

apontavam como principal explicação para as crises brasileiras de 1994, 1998 e 1999, os maus fundamentos da economia nacional.

Nosso estudo busca, assim, agregar as principais conclusões sobre as crises cambiais brasileiras recentes e oferecer uma alternativa metodológica vantajosa ao uso do IPMC para construção de variáveis binárias, contornando parte da subjetividade implícita nesse indicador.

Cumpre-nos ressaltar que, a investigação dos principais fatores condicionantes das crises cambiais ainda permanece uma questão de extenso debate. Esperamos pois, que o esforço aqui desenvolvido, estimule a pesquisa de novas metodologias que possam aprimorar e superar os nossos resultados.

## CAPÍTULO 1

### CRISES CAMBIAIS: HISTÓRIA RECENTE E DEFINIÇÃO

Os últimos quinze anos foram pródigos em crises cambiais, particularmente nos mercados emergentes.<sup>8</sup> A gravidade de seus efeitos sobre as economias reavivou o debate sobre regimes cambiais que estivera presente na década de 1960<sup>9</sup> e no declínio de Bretton-Woods em 1973.<sup>10</sup> A discussão resultou na criação de gerações de modelos explicando os condicionantes das crises cambiais, os quais serão abordados mais detalhadamente no capítulo 2. Neste primeiro capítulo, buscaremos atingir dois objetivos: realizar um breve histórico das crises cambiais recentes e caracterizar no que consistem as crises cambiais.

Pereira (2005) salienta a importância do estudo de crises cambiais ao afirmar que: “a taxa de câmbio é o preço mais importante de qualquer economia”. Para ele, as crises cambiais têm acarretado o fim do denominado populismo cambial, fenômeno que envolveu a valorização cambial com geração de déficits em conta corrente, crescimento do consumo interno e redução da poupança interna e esteve presente na maior parte dos países latino-americanos que adotaram regimes cambiais do tipo *hard* ou *soft peg*.<sup>11</sup>

Para alcançar o objetivo final deste trabalho, que é, a partir da revisão da literatura nacional e internacional acerca dos condicionantes de crises cambiais, testar um modelo para os determinantes das crises cambiais brasileiras entre 1994 e 2006; cabe inicialmente definir o que são crises cambiais. Como cada modelo de crise cambial traz subjacente um pensamento acerca da neutralidade da moeda e uma proposição da forma de atuação do governo (conforme será explicitado no capítulo 2), o conceito de crise cambial e a construção de um indicador para detectá-la necessita ser explicitado da maneira mais objetiva possível. A subjetividade do próprio conceito de crise cambial pode comprometer a acuidade dos testes empíricos dos modelos, aspecto a ser abordado

---

<sup>8</sup> Vide Quadro 1.

<sup>9</sup> Dentre os artigos intensamente debatidos vale citar Friedman (1953).

<sup>10</sup> Sobre Bretton Woods, veja Eichengreen (2000, p.131-180).

<sup>11</sup> Os regimes cambiais de caixa de conversão e dolarização são denominados *hard pegs*, devido à completa inflexibilidade cambial. Os *soft pegs* envolvem uma gama de ordenações cambiais onde a taxa de câmbio é fixa mas pode flutuar circunstancialmente ou dentro de determinados limites, como as bandas cambiais e as minidesvalorizações pré-determinadas.

no capítulo 4 desta tese. E, como será visto ao longo deste capítulo inicial, o conceito de crise cambial não é consensual para a maior parte dos pesquisadores.

### **1.1 Crises cambiais: o que são?**

A definição de crise cambial é tarefa árdua. Para Krugman (2003), o idealizador do modelo canônico de crises de balanço de pagamentos<sup>12</sup>, “não há definição universalmente aceita de crises monetárias, mas sabemos conhecê-las quando as vemos. O elemento básico é um tipo de lógica circular, na qual os investidores fogem de uma moeda porque temem que ela possa ser desvalorizada, e na qual muitas pressões (*embora não necessariamente todas*<sup>13</sup>) para a desvalorização provêm precisamente dessa fuga de capitais”.<sup>14</sup>

A delineação do conceito por Krugman (2003) é um tanto inexata e de difícil operacionalização. É essencial ressaltar que a idéia de crise cambial está intrinsecamente ligada à mudança aguda. Ou melhor, à possibilidade de mudança aguda de um preço de um ativo – a taxa de câmbio. Desta maneira, a crise cambial definir-se-á, por boa parte dos autores, a partir de algum indicador que expresse inusitada pressão no mercado cambial e, portanto, a definição leva em conta, na maior parte das vezes, mais seus aspectos quantitativos do que qualitativos. Há enfoques onde a crise caracteriza-se por episódios de grandes e ocasionais desvalorizações da taxa de câmbio. Neste ponto, não há dissenso. Sempre que há uma aguda e abrupta desvalorização cambial, algumas vezes acompanhada de mudança de regime cambial, há uma crise cambial. A discussão, nestes casos, se restringe ao tamanho da desvalorização necessária para caracterizar uma crise cambial.

A controvérsia repousa nas situações em que ocorre um ataque especulativo contra a moeda nacional e o Banco Central é bem sucedido em sua defesa. Nesta situação, não ocorre desvalorização cambial, contudo, pode haver outras mudanças como, por exemplo, grande perda de reservas e/ou aumento da taxa de juros, ou mesmo instauração de controles sobre os fluxos de capitais.

---

<sup>12</sup> O modelo citado está descrito em Krugman (1979). Seus fundamentos são expostos e criticados no capítulo 2.

<sup>13</sup> Grifo nosso.

<sup>14</sup> Krugman (2003, p. IX).

Dentre as abordagens que caracterizam crises cambiais como aqueles momentos em que ocorrem fortes modificações nas taxas nominais de câmbio, ou seja, a partir de um indicador que envolve apenas uma variável - taxa cambial, destacam-se os trabalhos de Frankel e Rose (1996) e Milesi-Ferretti e Razin (1998).

Frankel e Rose (1996, p. 2) definem crise da moeda quando ocorre “uma depreciação na taxa de câmbio nominal<sup>15</sup> de, no mínimo 25% ao ano, e que, ao mesmo tempo, representa uma elevação de pelo menos 10% na taxa nominal de depreciação”. A opção pelo piso de 25% é arbitrária. A idéia da elevação de pelo menos 10% da taxa nominal de depreciação é um meio de lidar com países com altas taxas inflacionárias que podem gerar grandes variações cambiais nominais.

Milesi-Ferretti e Razin (1998) aprofundam o trabalho de Frankel e Rose (1996), considerando algumas definições alternativas de crises. Os autores lidam com a construção de quatro indicadores para crises, sendo o primeiro o mesmo adotado no artigo de Frankel e Rose (1996). O segundo foi construído de forma a adequar o conceito original de Frankel e Rose (1996) a países com altas e persistentes taxas de inflação. Na versão de Frankel e Rose (1996), um país que tivesse uma depreciação nominal incrementada, de um ano para outro, de 80% para 100%, teria tido uma crise de moeda, ainda que a taxa de inflação tivesse sofrido exatamente o mesmo aumento. Para evitar classificar as grandes flutuações nas taxas cambiais, associadas às situações de altas taxas de inflação, como crise da moeda, os autores optaram por considerar uma taxa de depreciação de 25% ao ano e que pelo menos representasse o dobro da taxa de depreciação do ano anterior a qual não poderia ser superior a 40%.

A terceira situação, útil para economias apresentando relativa estabilidade cambial, configura a crise cambial como o momento em que a depreciação nominal da moeda nacional atinge 15% no ano, com incremento mínimo de 10%, relativamente ao ano imediatamente anterior. Ao mesmo tempo, a depreciação no ano precedente não pode exceder a 10%. O quarto indicador apresenta as mesmas exigências descritas no terceiro, acrescidas da existência de algum regime cambial com minidesvalorizações ou zonas-alvo (ou seja, algum regime cambial intermediário, mas próximo de regime de câmbio fixo).

---

<sup>15</sup> A mudança é medida pela variação percentual no logaritmo da taxa nominal de câmbio.

Além dos trabalhos mencionados, também consideram grandes depreciações nominais das taxas cambiais (superiores a 25% ao ano), como sinalizadores de crises cambiais, os artigos de Moreno (1999a; 1999b; 2000) que investigam a situação de países asiáticos a partir de 1974.

Observemos que os indicadores anteriormente descritos somente são capazes de detectar como crise cambial, aquela resultante de ataques especulativos que redundaram em alteração expressiva da taxa de câmbio. Um país pode sofrer ataque especulativo contra sua moeda, com significativa perda de reservas ou aumento expressivo da taxa de juros, políticas estas adotadas em defesa do regime cambial, sem que, ocorram quaisquer alterações na taxa de câmbio. Assim, os indicadores até aqui definidos excluem ataques especulativos que não redundam em mudanças cambiais.

Para levar em consideração tanto os ataques especulativos bem<sup>16</sup> como os mal sucedidos, Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998), Eichengreen, Rose e Wyplosz (1996; 1995; 1994) e Sachs, Tornell e Velasco (1996), definem crise cambial através do comportamento de uma série de indicadores (nível de reservas, diferencial entre taxas de juros doméstica e internacional, mudanças nas taxas cambiais). Desta forma, não há a obrigatoriedade de mudança de um regime cambial ou de desvalorização da moeda para caracterizar a crise.

Eichengreen, Rose e Wyplosz (1994) constroem um “índice de pressão sobre o mercado do câmbio” (IPMC), 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 e 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, seguida pelas mudanças nas taxas de câmbio, é crucial a ponderação de cada um destes componentes na construção do índice. Do contrário, os movimentos no índice refletirão aqueles do item de maior variância. Os pesos utilizados são tais que igualem as variâncias dos componentes do índice.<sup>17</sup> A crise é identificada quando o índice apresenta valor superior à média somada a dois desvios padrão (EICHENGREEN; ROSE; WYPLOSZ, 1995) ou

<sup>16</sup> Consideramos os ataques especulativos bem sucedidos aqueles que resultam em variação cambial expressiva.

<sup>17</sup> No Anexo I desta tese, veja como são efetuados a ponderação e o cálculo do índice.

como os momentos onde ultrapassa a média mais 1,5 desvio-padrão (EICHENGREEN; ROSE; WYPLOZ, 1996).

Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998) definem crise como “a situação em que um ataque à moeda leva à sua profunda depreciação, ao grande declínio das reservas internacionais ou à combinação das duas<sup>18</sup>. ” Edison (2000) apresenta uma abordagem semelhante em trabalho investigativo sobre crises cambiais de vinte países (quinze deles economias emergentes).

Kumar, Moorthy e Perrauidin (2002) consideram para a construção do índice de pressão sobre o mercado de câmbio a depreciação nominal da taxa de câmbio ajustada pela diferença entre a taxa de juros doméstica e estrangeira de títulos de mesma maturidade.

Caramazza, Ricci e Salgado (2000) ponderam as mudanças das taxas cambiais (retiradas as tendências) com as mudanças de reservas para o cálculo do IPMC.

Glick e Hutchison (1999) utilizam a média ponderada das mudanças das taxas de câmbio reais e das alterações nas reservas. Somente as depreciações reais superiores a 15% ao ano ou à média do país em análise, acrescida de dois desvios padrão são consideradas. E desde que, no último caso a depreciação real alcance ao menos, cinco por cento.

Constata-se que a arbitrariedade na escolha de acrescer 1,5 ou 2,0 ou até mesmo mais desvios padrão à média para definir o instante das crises incorpora certo grau de subjetividade. Apenas para exemplificar, no caso da economia brasileira, no período de 1994/1999, considera-se que a economia nacional foi contagiada pela crise asiática se admitirmos como sinal de crise os pontos em que o índice de pressão sobre o mercado de câmbio exceder à sua média por 1,5 desvio padrão. Caso o ponto de corte seja a média acrescida de 2,0 desvios padrão, o pesquisador concluirá que inexistiu contágio da crise asiática sobre a economia brasileira.<sup>19</sup>

---

<sup>18</sup> Observe que os autores desconsideram as oscilações nas taxas de juros domésticos relativamente às internacionais, por não disporem destes dados para todos os países e em todo o período em análise.

<sup>19</sup> Cálculo da autora. Os resultados podem ser melhor visualizados no capítulo 4.

Além disto, há evidências<sup>20</sup> de que o IPMC é fortemente dependente da amostra selecionada. Estas e outras críticas serão discutidas, com mais detalhes, no capítulo 4 desta tese.

Em síntese, reunindo a essência das idéias dos autores citados e buscando aferir também, aspectos qualitativos da questão, concebemos que: uma crise cambial é uma situação em que a moeda sofre uma forte pressão de venda – uma espécie de *stress* financeiro. Este *stress* pode ser acompanhado ou não de uma crise bancária. Trata-se de uma situação em que há falta de confiança na capacidade do Banco Central em administrar a política monetária e, consequentemente, a cambial. Em última instância, as crises cambiais são desencadeadas pela falta de credibilidade na capacidade dos bancos centrais em evitar uma mudança de porte no valor da taxa de câmbio, incapacidade esta que abre espaço, para alguns agentes econômicos, de ganhos financeiros.

Não há consenso, nem sobre as variáveis envolvidas nem sobre o ponto de corte do IPMC para a realização de estudos econométricos que, conforme será visto nos capítulos 3 e 4, pode gerar estudos empíricos com resultados divergentes.

## 1.2 As crises cambiais e os diferentes regimes cambiais

Os modelos de crises cambiais concentram seus esforços em estudar as desvalorizações em regimes cambiais intermediários e fixos, conforme será exposto no capítulo 2. Contudo, é importante que ressaltamos que todo e qualquer regime cambial está sujeito a crises.<sup>21</sup>

Neste sentido, Bubula e Otker-Robe (2003) desenvolveram estudo para avaliar o grau de propensão a crise, sob alternativos regimes cambiais. Os autores utilizaram dados mensais de 1990 ao final de 2001, com a classificação “de fato” dos regimes cambiais, definidos como o “conjunto de regras, normas, práticas, instrumentos e organizações com a finalidade de promover os pagamentos entre os agentes

---

<sup>20</sup> Abiad (2003).

<sup>21</sup> Bubula e Otker-Robe (2003).

econômicos, tanto em nível doméstico como em nível externo" (TRICHES; SILVA, 2003).

A idéia de classificação de fato e *de jure* dos regimes cambiais origina-se de Calvo e Reinhart (2000) quando analisam o comportamento de taxas de juros, reservas, agregados monetários e preços de *commodities* de 154 países. O estudo possibilitou averiguar que, os "rótulos oficiais" (*de jure*) informados ao FMI nem sempre correspondiam ao regime cambial "de facto". A partir de então, diversos trabalhos seguiram a mesma linha, aprimorando a metodologia desenvolvida originalmente por Calvo e Reinhart (2000) e permitindo, inclusive, a construção de uma base de dados, como a descrita por Bubula e Otker-Robe (2003).

A classificação de regimes cambiais não é consensual entre os economistas. Há um contínuo entre o regime fixo (onde este trabalho coloca os regimes de União Monetária, Caixa de Conversão e Dolarização) e flutuante (onde estariam as flutuações: livre, administrada e a rigidamente administrada). No espaço entre os dois extremos, situam-se os regimes intermediários: taxa cambial fixada a uma única moeda, taxa cambial fixada a uma cesta de moeda; bandas horizontais; *crawling pegs*<sup>22</sup> pré-definidas, *crawling pegs* pós-definidas; bandas móveis ou deslizantes.

Esta última classificação de regimes intermediários é a adotada por Bubula e Otker-Robe (2003) no Gráfico 1, onde é apresentada a distribuição percentual das crises cambiais conforme o regime cambial antecedente ao período de crise.

De 1990 a 2001, mais de 60% dos episódios anuais de crise cambial ocorreram em regimes intermediários e fixos de câmbio. Desta maneira, os autores concluem que há evidências de que os regimes cambiais intermediários e fixos são mais propensos a crises que os regimes cambiais flutuantes.

---

<sup>22</sup> Carvalho *et al.* (2001, p. 413) traduzem o termo *crawling peg* como minidesvalorizações.

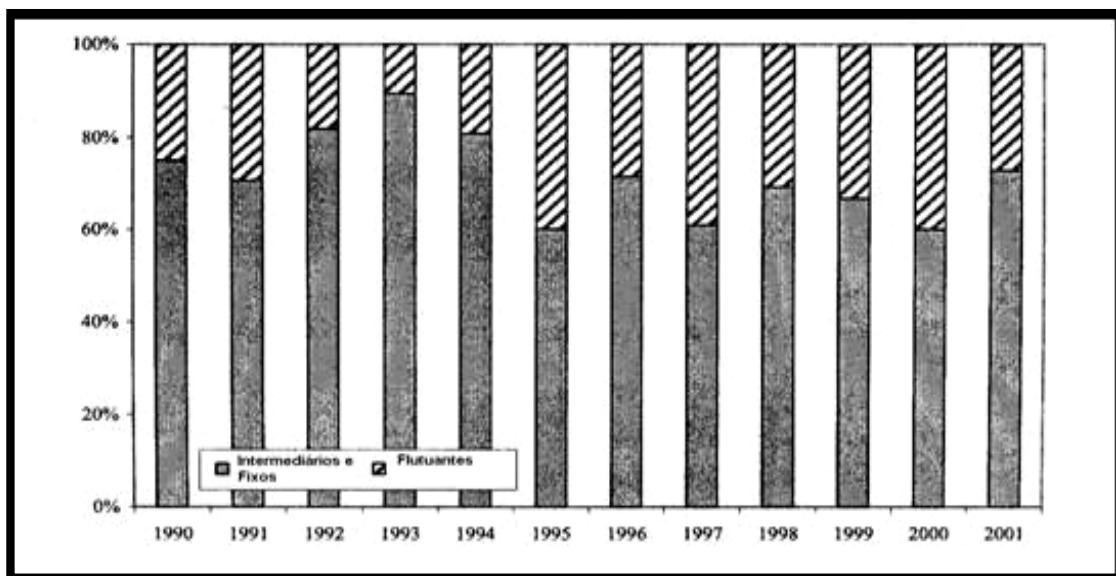


Gráfico 1 – Distribuição dos episódios de crises por ano e dos regimes cambiais pré-crises (parcela no total de episódios de crises, em percentual)

Fonte: Bubula e Otker-Robe (2003).

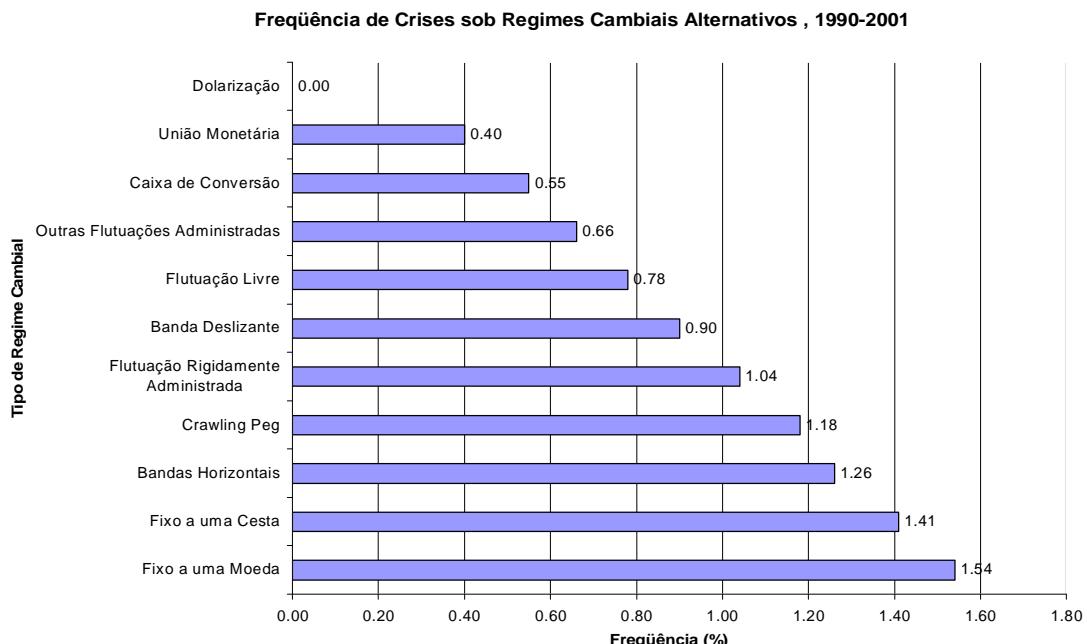
Ressaltem-se dois pontos do estudo de Bubula e Otker-Robe (2003):

- Para as economias emergentes, não se pode rejeitar, ao nível de significância de 5% a hipótese de que os regimes tipo *hard pegs* (dolarização, união monetária e caixa de conversão) são tão propensos a crises quanto os regimes flutuantes, inclusive flutuação administrada rígida;
- a freqüência de crises, no período em análise, no regime de flutuação é superior a de todos os regimes do tipo *hard pegs*, como pode ser depreendido do Gráfico 2.

Williamson (1999), assim como, Bubula e Otker-Robe (2003), não descartam a possibilidade de ocorrência de ataques especulativos contra regimes de flutuação. A justificativa é que os movimentos de capitais excessivos podem ocorrer em qualquer regime cambial. Não é apenas a garantia implícita que um regime intermediário ou fixo dá ao comportamento do câmbio que pode levar a situação de vulnerabilidade de uma dívida externa de curto prazo<sup>23</sup>. Williamson (1999) chama a atenção que boa parte dos países asiáticos descreviam seus regimes como flutuações administradas e isto não os livrou da crise. Uma análise mais apurada revela que, a despeito da classificação “de jure” dos regimes cambiais dos países asiáticos ser a descrita por Williamson, dentre os

<sup>23</sup> Williamson (1999, p. 1) é um defensor dos regimes cambiais intermediários. Crê que estes não são viáveis indefinidamente mas a administração das taxas cambiais poderiam impedir que o mercado impusesse níveis de câmbio apreciados ou depreciados “com freqüência monótona”.

três países mais atingidos pela crise de moeda (Coréia, Indonésia e Tailândia) apenas um tinha o regime cambial flutuante<sup>24</sup> nos três anos anteriores à crise: a Coréia.



**Gráfico 2 – Freqüência de crises sob regimes cambiais alternativos**

**Fonte:** Bubula e Otker-Robe (2003).

Outro exemplo de crise cambial em regime de flutuação seria a África do Sul. Em janeiro de 2002, teve uma desvalorização de mais de 20% de sua moeda nacional, o *rand*, comparativamente aos valores de novembro de 2001. O país adotava então um regime de flutuação livre.<sup>25</sup>

Hviding e Ricci (2004), em seu texto sobre nível ótimo de reservas, alertam que os modelos tradicionais de nível ótimo de reservas são mais freqüentemente aplicados a regimes fixos ou intermediários, nos quais a necessidade de reservas é essencial para fazer frente a choques tanto na conta corrente como de capital do balanço de pagamentos. No mesmo texto, fazem um comentário que chama a atenção:

<sup>24</sup> Conforme a classificação “de facto” descrita em Bubula e Otker-Robe (2002).

<sup>25</sup> Hall (2002). A classificação do regime cambial “de facto” é a determinada em Bubula e Otker-Robe (2002).

Reservas são consideradas como um auto-seguro contra um comportamento de fuga de capitais internacionais. Este fenômeno é pensado como sendo particularmente relevante para países com regimes cambiais fixos ou intermediários, mas *não exclusivamente limitado a estes países* (grifo nosso). Mesmo no caso dos países com regime de flutuação, a súbita recusa dos credores internacionais em renovar as linhas de crédito pode resultar em uma abrupta e grande depreciação da taxa de câmbio ou uma significativa compressão das importações (HVIDING; RICCI, 2004, p. 36).

Ou seja, nenhum regime cambial está livre de crises – fixo, intermediário ou flutuante.

### 1.3 Breve história das crises cambiais recentes

Crises cambiais não são um fenômeno do século XX. Bordo *et al.* (2001) retratam a freqüência destas crises acompanhadas ou não de crises bancárias<sup>26</sup> já no período anterior à primeira guerra mundial. Estes autores estudam crises (bancárias, cambiais e gêmeas<sup>27</sup>) que assolaram a economia em quatro períodos: 1880-1913 (era do padrão-ouro), 1919-1939 (período entre as duas grandes guerras), 1945-71 (Bretton-Woods) e 1973-1997 (pós-Bretton Woods).

Os dados de Bordo *et al.* (2001) revelam o crescimento da ocorrência de crises (cambiais, bancárias e gêmeas) pós-Bretton Woods. Dentre os períodos selecionados, apenas no momento histórico mais conturbado do último século e meio – o período entre guerras (1919-1939) - a freqüência total de crises foi um pouco maior. E, mesmo assim, no que concerne a crises cambiais, é mais recentemente (1973-1997) que se constata a maior persistência deste fenômeno.

As explicações para a presença mais amiúde das crises cambiais encontram-se nas diversas gerações de modelos de crises de moeda, a serem analisados no capítulo 2. Eichengreen (2003, p. 5), por exemplo, argumenta que “a maior incidência de crises cambiais (...) reflete a incompatibilidade da elevada mobilidade de capital com a política democrática”. Também afirma que:

<sup>26</sup> Crises bancárias - situações em que o sistema bancário enfrenta problemas de liquidez, podendo ser levado à insolvência.

<sup>27</sup> Crises gêmeas envolvem a ocorrência simultânea da crise bancária e da cambial.

(...) minha avaliação tem como ponto de partida a suposição de que as crises são um acompanhamento inevitável da operação dos mercados financeiros. Mercados financeiros são mercados que operam com informação e a informação é por sua própria natureza assimétrica e incompleta. Ela chega em datas imprevisíveis e, quando ela chega, o mercado reage. Assim, inevitavelmente, de tempos em tempos, irão ocorrer mudanças agudas nos preços dos ativos – às vezes, mudanças tão agudas que chegam a ameaçar a estabilidade do sistema financeiro e da economia (EICHENGREEN, 2003, p. 3).

Desta maneira, na visão deste autor, explicar-se-ia, pelo grau de desenvolvimento e forma de funcionamento dos mercados financeiros atuais, a maior assiduidade das crises.

Qualquer que seja a razão da maior presença de crises de moeda, a incidência das crises justifica o aprofundamento do estudo desta área.

Nos últimos treze anos, o mundo assistiu a pelo menos oito crises monetárias de grande porte (SCHULER, 2001), conforme descritas no Quadro 1. O critério para definir crise de “grande porte”, na visão de Schuler (2001), seriam as crises que atingiram vários países conjuntamente ou a um país emergente.

Crises menores ocorreram em países como a Índia (1991), República Tcheca (1997), Ucrânia (1998-1999), Equador (1999) e África do Sul (2001).

Crise	Principais Países Envolvidos	Data	Natureza	Regime Cambial <sup>28</sup>
Sistema Monetário Europeu	Bélgica, Dinamarca, Finlândia, França, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Noruega, Portugal, Espanha, Suécia e Reino Unido. Alemanha e Holanda foram atingidas menos intensamente.	Set. 1992 Ago. 1993	Cambial	Bandas Horizontais
Zona do Franco nas Ex-Colônias Francesas Africanas	Benin, Burkina Fasso, Camarões, República Centro-Africana, Comores, Chade, Congo, Costa do Marfim, Guiné Equatorial, Gabão, Mali, Níger, Senegal e Togo	Ago. 1993 Jan. 1994	Cambial e Bancária	União Monetária (com três bancos centrais)
Tequila	México, com efeitos sobre a Argentina.	Dez. 1994 - 1995	Cambial e Bancária	Bandas Cambiais Deslizantes ( <i>forward-looking</i> )
Ásia Oriental	Indonésia, Coréia do Sul, Malásia e Tailândia; China, Hong-Kong, Filipinas, Cingapura, Taiwan e Vietnã, em menor proporção.	Jul. 1997 - 1998	Cambial e Bancária	Diversos <sup>29</sup>
Rússia	Rússia	Ago. 1998	Cambial e Bancária	<i>Crawling-peg (forward-looking)</i>
Brasil <sup>30</sup>	Brasil	Jan. 1999	Cambial	<i>Crawling-peg (backward-looking de 1995 a 1997 e forward-looking em 1998)</i> <sup>31</sup>
Argentina	Argentina	2001	Cambial e Bancária	Caixa de Conversão
Turquia	Turquia	Fev. 2001	Cambial e Bancária	<i>Crawling-Peg (forward-looking)</i>

**Quadro 1 – Principais crises cambiais (1992-2005)**

**Fonte:** Dados originais: Schuler (2001). Elaboração própria.

<sup>28</sup> A classificação de referência utilizada é a de Bubula e Otker- Robe (2002).

<sup>29</sup> Em 1996 cada país citado adotava o seguinte regime cambial: Indonésia (*backward-looking crawling peg*), Coréia do Sul (flutuação rigidamente administrada), Malásia (flutuação rigidamente administrada) e Tailândia (fixa a uma cesta de moedas), China (fixa a uma moeda), Hong-Kong (caixa de conversão), Filipinas (fixa a uma moeda), Cingapura (flutuação rigidamente administrada), Taiwan e Vietnã (banda horizontal).

<sup>30</sup> Com relação à análise da crise brasileira de 1999, veja capítulos 4 e 5 desta tese.

<sup>31</sup> A classificação de *crawling peg* é a descrita em Bubula e Otker- Robe (2002). Outros autores, como Schuler (2001), consideram o período com bandas deslizantes.

Uma análise mais apurada revela que a classificação de Schuler (2001) é falha. A crise da África do Sul, considerada menor e omitida no Quadro 1, atingiu a outros países que tinham sua moeda atrelada ao *rand* como foi o caso das economias de Suazilândia e Lesoto.

A crise da Ucrânia, por sua vez, pode ser considerada reflexo da crise russa, e, portanto, é parte de uma crise de grande porte: a russa.

Vamos nos deter um pouco sobre a América Latina, região onde configuraram-se três grandes crises cambiais: México (1994-95), Argentina (2001) e Brasil<sup>32</sup> (1999), sendo as duas primeiras acompanhadas por crises bancárias.

Para melhor compreensão da crise mexicana, é interessante retornar uma década antes dela. A partir da crise da dívida da América Latina, com a moratória do México em 1982, este país passou a implementar uma série de medidas que reduziam o papel do estado na economia e aumentavam o do mercado, conhecidas como Consenso de Washington.

Em 1985, o México realiza sua liberalização comercial, e em 1987, inicia um plano de estabilização de preços através de âncora cambial (bandas cambiais deslizantes) aliado à conversibilidade da conta capital do balanço de pagamentos. No período entre 1989 e 1994, a economia mexicana cresce, em média, 3,1% ao ano. Neste mesmo período, constata-se:

- a) apreciação real da moeda mexicana;
- b) aumento dos déficits em conta corrente;
- c) forte expansão do crédito dos bancos comerciais nacionais ao setor privado, com supervisão bancária precária, caracterizando uma situação de risco moral.

Sobre este último item, cabe destacar as cifras envolvidas. O aumento do crédito foi muito acima da elevação do PIB mexicano. Entre dezembro de 1988 e novembro de 1994, conforme Diaz (1998), o crescimento do crédito bancário ao setor privado foi de 25% ao ano. No que concerne à oferta de crédito através de cartão de crédito, por meio de crédito direto para compra de bens duráveis ou para compra de imóveis, as taxas de incremento reais foram ainda maiores: 31, 67 e 47% a.a., respectivamente.

---

<sup>32</sup> A crise brasileira de 1999 não teve fortes impactos sobre outras economias e, consoante os princípios que norteiam a classificação de Schuler (2001), não deveria ser considerada crise de grande porte.

Paralelamente à expansão do crédito doméstico, houve forte influxo de capitais estrangeiros, que contribuiu ainda mais para a apreciação real da moeda mexicana.

A conjugação desses fatores, associada à elevação da taxa de juros norte-americana e às tensões políticas internas<sup>33</sup>, desencadearam o ataque ao peso e sua flutuação em dezembro de 1994.

A partir de 1995, o carro-chefe da economia mexicana tem sido as exportações, especialmente para os Estados Unidos, após a formação do NAFTA. A produção industrial das *maquiladoras* se expande a uma taxa bem superior à do restante da indústria nacional.<sup>34</sup>

Os efeitos das crises gêmeas foram fortes em 1995, quando o PIB mexicano declinou 6,2%. O crescimento registrado em 1996 também foi insuficiente para compensar as perdas das crises: 5,1%. Estes acontecimentos tornam-se mais preocupantes quando se constata que o México apresentou significativa concentração de renda entre 1984 e 1994<sup>35</sup>, sendo esta pior que a do Equador, a de El Salvador e a da Bolívia.

No que concerne às crises gêmeas da Argentina, suas raízes mais citadas (INTERNATIONAL MONETARY FUND, 2003) foram:

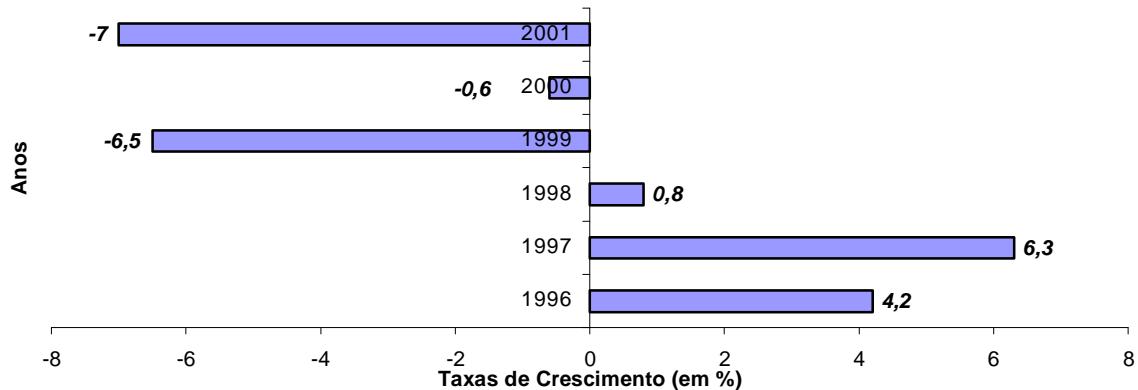
- a) O descontrole fiscal do governo argentino (MUSSA, 2002);
- b) o alto custo da política monetária restritiva com as elevadas taxas de desemprego (superiores a 12% desde 1996) e do baixo crescimento do produto real *per capita*, conforme disposto no Gráfico 3;
- c) a perda de competitividade internacional da economia argentina (FELDSTEIN, 2002);
- d) a súbita reversão dos fluxos de capitais para a América Latina a partir de 1998 (CALVO, 2002 *apud* INTERNATIONAL MONETARY FUND, 2003).

---

<sup>33</sup> Em 23 de março de 1994, o candidato à presidência pelo Partido Revolucionário Institucional (PRI), Luís Donaldo Colosio foi assassinado. Em setembro do mesmo ano, José Francisco Ruiz Massieu, secretário geral do PRI, foi assassinado por Raul Salinas, irmão do presidente mexicano.

<sup>34</sup> Federal Reserve of Dallas (2000).

<sup>35</sup> Id.



**Gráfico 3 – Argentina: taxa de crescimento do produto real *per capita***

**Fonte:** Dados originais: Schuler (2002). Elaboração própria.

O International Monetary Fund (2003) salienta que, a despeito do *boom* inicial que acometeu à economia Argentina nos dois anos após a implementação da Lei de Conversibilidade (que estabeleceu o regime de caixa de conversão no país), as raízes da vulnerabilidade a crises externas já se colocavam entre 1992 e 1998: o crescente endividamento do setor público, a alta concentração das exportações em poucos produtos, a dependência da poupança externa e a falta de flexibilidade no mercado de trabalho. A elevada participação de ativos financeiros denominados em dólar também tornaria a economia mais frágil, na eventualidade de flutuação cambial.

É importante ter em mente que tanto no caso da economia argentina como da economia mexicana, fatores de natureza estrutural estão presentes em suas crises, nos alicerces de suas vulnerabilidades externas. E, como expusemos, o fenômeno acaba sendo complexo, envolvendo para sua compreensão, o acompanhamento de diversos elementos macroeconômicos.

Acreditamos que essa complexidade das crises cambiais, assinalada em outros países latino-americanos, também esteja presente na economia brasileira. Esperamos nos capítulos 4 e 5, oferecer nossa contribuição para a compreensão da natureza das crises cambiais brasileiras a partir de 1990.

#### **1.4 Considerações finais – Motivações para o estudo contínuo de crises cambiais**

Como se pode constatar neste capítulo inicial, o fenômeno da crise cambial é figura constante de 1990 a 2001. A importância do assunto e a gravidade de suas consequências sobre a política econômica levaram ao desenvolvimento de três gerações de modelos teóricos que buscavam a compreensão de seus condicionantes e de eventuais formas de prevenção contra as mesmas. Estes modelos serão o objeto de estudo do próximo capítulo.

A riqueza teórica que cerca as gerações de modelos não foi acompanhada de uma uniformização da linguagem dos pesquisadores que pudesse conduzir a um indicador de pressão sobre o mercado de câmbio consensual.

A freqüência da incidência das crises sob quaisquer regimes cambiais justifica nossa preocupação em averiguar, até que ponto estes indicadores empíricos de crise diferenciados afetam as conclusões dos pesquisadores, o que será objeto de nossa discussão no capítulo 4 desta tese.

## CAPÍTULO 2

### MODELOS DE CRISES CAMBIAIS

Delinear as características de cada modelo de crises cambiais é uma tarefa árdua. Como a ciência se desenvolve a partir do conhecimento pré-existente, fica difícil estabelecer os limites entre uma e outra geração de modelo. Autores como Flood e Marion (1998) caracterizam os modelos de segunda geração como aqueles cuja presença de não-linearidades no comportamento do governo acaba por submeter a economia a possibilidade de múltiplos equilíbrios. Este aspecto de multiplicidade de equilíbrios é considerado uma distinção menos significativa por Jeanne (2000). Considerando que boa parte desses textos foi escrita na medida em que os modelos eram desenvolvidos, a incapacidade de determinar as fronteiras entre cada geração de modelos torna-se presença constante.

Neste capítulo, realizaremos o reexame dos modelos de crises cambiais de primeira, segunda e terceira gerações e de suas contribuições para a explicação das crises cambiais. Um quinto tópico, acerca das teorias de contágio, também é parte deste texto. Este tratamento em separado decorre da juventude e abrangência do tema. Ressalte-se que o termo contágio, especialmente aquele que se transmite na esfera financeira, tem pontos de contacto com os modelos de segunda e terceira gerações.

A relevância do estudo das crises cambiais e de suas explicações tem se mostrado cada vez maior na medida em que se sucedem as crises na última década. A questão ultrapassa as fronteiras da academia, já que traz luz para a tomada de decisões de políticas econômicas.

Conforme veremos ao longo deste capítulo, as três gerações de modelo de crises cambiais carregam visões diferentes sobre a neutralidade da moeda e, consequentemente, idéias diferentes sobre a forma de atuação do governo na economia.

Buscaremos, neste contexto, explicitar as hipóteses subjacentes a cada tipo de modelo explicativo de crise cambial e seus impactos para ação dos *policy makers*.

Esta visão geral da teoria é essencial para construir uma base para a análise crítica dos trabalhos empíricos realizados para a economia brasileira entre 1994 e 2005, assunto a ser tratado no capítulo 3. O capítulo 2 sentará as bases para identificar naqueles estudos as idéias implícitas de formas de intervenção governamental.

## 2.1 Modelos de primeira geração

Passados mais de um quarto de século do modelo de Krugman (1979), a literatura econômica permanece gestando novos modelos e gerações de modelos de crises de balanço de pagamentos.

Os modelos de Krugman (1979) e a extensão de Flood e Garber (1984) recebem freqüentemente o adjetivo de “canônicos”.<sup>36</sup> A referência é válida, vez que, todas as demais gerações de modelos foram construídas a partir das falhas apontadas nestas estruturas iniciais ou como contraposição às mesmas.

Desta maneira, buscar-se-á caracterizar, em linhas gerais a arquitetura dos modelos de primeira geração e suas modificações principais.

### 2.1.1 O modelo de Krugman

A raiz do modelo estabelecido por Krugman (1979) repousa no trabalho de Salant e Henderson (1978). Este tratava da dificuldade em estabilizar os preços das *commodities* através da ação de uma agência que dispusesse de um estoque regulador, realizando operações de compra e venda. A conclusão do trabalho alerta para a inevitabilidade de ataques especulativos no mercado.

A comparação do preço da *commodity* à taxa de câmbio e da agência reguladora ao Banco Central é o nascedouro do modelo de Krugman (1979).

No modelo, a autoridade monetária estabelece uma taxa de câmbio fixa e a inconsistência entre a política doméstica (expressa pelas políticas monetária e fiscal

---

<sup>36</sup> Cânon é a regra geral de onde se inferem regras especiais.

expansionistas) e externa (câmbio fixo) acarreta o ataque especulativo e o abandono do regime cambial.

O modelo apresenta as seguintes suposições:

- a) País pequeno e, portanto incapaz de interferir nos preços internacionais;
- b) validade da paridade do poder de compra;
- c) taxa de câmbio fixa;
- d) a riqueza dos residentes pode ser disposta entre dois ativos: a moeda nacional e a estrangeira, considerados substitutos perfeitos;
- e) apenas os residentes detêm moeda nacional;
- f) a demanda por saldos reais de moeda nacional é proporcional à riqueza, inelástica à taxa de juros e função inversa da taxa esperada de depreciação da moeda;
- g) a poupança, que é a variação da riqueza no tempo, é definida pela diferença entre a renda, os tributos e o consumo. Este último é função da renda disponível e da riqueza;
- h) o governo tem um déficit público que se expande à taxa constante, via emissão monetária;
- i) os agentes econômicos são dotados de previsão perfeita.

De *a*, *b*, e *c*, decorre que o nível de preços internos pode ser expresso pela taxa de câmbio multiplicada pelo nível de preços internacionais e a taxa esperada de inflação é igual à taxa esperada de depreciação da moeda.

De *d* e *f* deduz-se a condição de equilíbrio de *portfólio*, onde a oferta de saldos monetários reais deve ser igual à demanda por moeda (função da taxa esperada de depreciação e da riqueza). O crescimento dos ativos da economia se dá em proporções fixas, enquanto os agentes acreditarem que o regime cambial será mantido inalterado.

Como decorrência de *f* e *g*, o crescimento das reservas internacionais reflete a expansão da quantidade ofertada de moeda, além do aumento da quantidade demandada de saldos monetários reais.

A hipótese de previsão perfeita dos agentes se manifesta no seu conhecimento tanto do nível de reservas mínimas para manutenção do regime cambial, quanto da regra de crescimento da oferta monetária. Logo, inexiste desvalorização cambial não antecipada.

Observamos que, independentemente da existência de ataque especulativo, o regime cambial fixo aqui descrito tem seu fim determinado pela exaustão das reservas

oriunda da expansão monetária (realizada a taxa constante). Em algum momento do tempo, a perda total de reservas levará, forçosamente, à transição para um regime cambial flutuante.

Cumpre-nos ressaltar que o modelo estabelece a existência de ataque especulativo antes do fim das reservas. A explicação para este comportamento advém da regra de formação de expectativas: previsão perfeita. Se os agentes têm previsão perfeita e, fatalmente haverá uma transição de um regime cambial fixo para um regime cambial flutuante, a espera até o momento em que as reservas são iguais a zero implica variação discreta da taxa cambial e do nível de preços, com perdas sendo impostas aos detentores de ativos nacionais. Sabedores da perda futura, estes mesmos agentes, em busca de ganhos de arbitragem, alteram sua composição de portfólio no instante imediatamente anterior à eliminação das reservas. Este raciocínio, aplicado recursivamente, poderia levar ao ataque especulativo em um instante em que as reservas fossem excessivamente elevadas e o abandono do regime acarretaria a apreciação cambial e a perda de riqueza para os compradores de ativos estrangeiros.

Logo, o tempo do ataque é definido a partir da lógica descrita, eliminando-se as variações discretas da taxa de câmbio. Este tempo ocorre quando o nível de reservas que possibilita a mudança de carteira de ativos é tal que, no abandono do regime cambial, a taxa que vigorará será a mesma que a fixa.

### 2.1.2 Os modelos de Flood e Garber

Flood e Garber (1984) desenvolveram dois exemplos lineares de colapso de regimes cambiais.

O primeiro exemplo é bastante semelhante ao modelo original descrito por Krugman (1979). São válidas as hipóteses: a, b, c e i. A diferença mais marcante está na enumeração dos ativos da economia. Neste caso, são dois tipos de moedas e de títulos: domésticos e estrangeiros. A perfeita substitutibilidade entre ativos se dá somente entre os títulos, já que os residentes não detêm moeda estrangeira. A demanda por moeda é influenciada diretamente pela taxa de juros, sendo que é válida a paridade de juros a

descoberto. Outra diferença é que, desta vez, não se fala de uma emissão monetária para financiamento do déficit público, como no modelo de Krugman (1979). O fundamento que se deteriora é representado por uma taxa de expansão constante do crédito doméstico.

O desenvolvimento do modelo leva a resultados como a determinação do tempo exato do colapso e da trajetória das reservas. E, extremamente relevante é o fato de que o colapso pode ser resultado tanto da deterioração dos fundamentos da economia como também de uma causa totalmente exógena à economia: um ataque especulativo. Desta forma, um grande evento – crise cambial, não forçosamente decorre de uma grande causa - deterioração dos fundamentos econômicos.

A contribuição mais importante desse trabalho é o desenvolvimento do conceito de taxa de câmbio sombra – aquela que prevaleceria se ao regime fixo fosse permitido flutuar. Partindo deste conceito, é que Flood e Garber estabelecem o momento do ataque especulativo: quando a taxa de câmbio sombra for igual ou exceder à taxa de câmbio fixa. Neste instante, há possibilidade de realização de ganhos pelos agentes privados ao comprarem títulos estrangeiros e os revenderem após o abandono do câmbio fixo.

Flood e Garber (1984, p. 6-7) concluem que o modelo acaba por deitar por terra a idéia de que “o câmbio deva ser fixo para proteger os setores reais da economia (...) livrando-a do comportamento especulativo arbitrário”. A análise indica que um comportamento especulativo pode levar ao colapso arbitrário e indefinido no tempo de um regime fixo, comportamento este apenas dissimulado, mas não expurgado, pelas taxas fixas.

O segundo exemplo descrito em Flood e Garber (1984) incorpora várias inovações:

- a) tempo discreto;
- b) a incerteza é expressa através de um modelo estocástico com distribuição de probabilidade endógena para o tempo do colapso;
- c) as expectativas podem ser racionais ou de previsão perfeita;
- d) o mercado monetário ainda enfoca a demanda por moeda como função da taxa de juros, mas o crescimento do crédito doméstico é definido como uma variável aleatória.

Este modelo pode chegar a resultados diferentes conforme a regra de formação de expectativas dos agentes. No caso de previsão perfeita, o colapso se efetiva sem produzir uma taxa de desconto futura para a moeda nacional. Já no caso de expectativas racionais, o “problema do peso”<sup>37</sup> aparece.

Cumpre ressaltar que os choques neste modelo são oriundos de uma mesma distribuição de probabilidade (a que confere incerteza ao comportamento do crédito doméstico), e mesmo um pequeno distúrbio pode gerar o colapso do sistema.

### 2.1.3 Contribuições e críticas aos modelos de primeira geração

O modelo de Krugman (1979) inaugurou uma era de construção de modelos para explicar as crises cambiais. Algumas de suas contribuições para a discussão do problema das crises merecem ser ressaltadas. A primeira grande virtude é trazer a racionalidade para tratar um fenômeno econômico abrangente e devastador: crises cambiais. O ataque especulativo é caracterizado como uma “decorrência da racionalidade dos agentes econômicos ante inconsistências da política econômica doméstica<sup>38</sup>”. Este aspecto pode ser inconveniente do ponto de vista político para governos que buscam mascarar uma política doméstica incoerente com a externa e responsabilizar “fatores fora de seu controle” para a crise. A causalidade da crise é totalmente internalizada no modelo, até porque, como os estrangeiros “não podem deter moeda doméstica”<sup>39</sup>, a especulação é movida por capitais domésticos.<sup>40</sup>

Outro ponto importante é o fato de demarcar a diferença entre florestas (o coletivo) e árvores (o indivíduo). O comportamento totalmente racional do ponto de vista do investidor individual (jogo de arbitragem e possibilidades de realização de

---

<sup>37</sup> “Em termos mais gerais, na literatura, o “problema do peso” ficou conhecido como o fato de que, em alguns momentos, um evento possível, mesmo quando improvável, capaz de afetar taxas de câmbio ou os preços de qualquer ativo no futuro, pode ser tão discrepante das condições vigentes que sua incorporação nos preços correntes parecerá uma anomalia nos mercados, mesmo sem que o seja. Quando se encerra o período em que poderia ocorrer o evento, caso não venha a se materializar, desaparece sua influência sobre os preços à vista, deixando apenas o rastro estatístico no período anterior. Incompreensível para o desavisado que, futuramente, vá olhar os dados sem localizar seu contexto histórico” (CANUTO, 2002).

<sup>38</sup> Krugman (1998).

<sup>39</sup> Krugman (1979).

<sup>40</sup> Aurélio (1999).

ganhos através de mudanças na composição de suas carteiras de ativos) torna-se desastroso do ponto de vista coletivo.

O comportamento das economias Argentina, entre 1979 e 1981 e chilena, entre 1978 e 1983, retrata os efeitos deletérios de crises cambiais sobre o PIB. A Argentina, em dezembro de 1978, adotou um plano de estabilização alicerçado na âncora cambial, onde a taxa de desvalorização era pré-anunciada, com meses de antecedência. O primeiro ano foi relativamente bem sucedido, com declínio da taxa de depreciação da moeda, acompanhado de redução da dívida do setor público e do crédito doméstico. Em março de 1980, como resultado do socorro prestado ao sistema bancário, o crédito se expande. Também na segunda metade de 1980, há aumento do financiamento ao setor público. A contradição entre a política interna e cambial revela-se, com o peso sofrendo desvalorizações de 10 e 31% em fevereiro e abril de 1981, sendo em seguida adotadas taxas cambiais duais: livre<sup>41</sup> e *crawling-peg* (CUMBY; WIJNBERGEN, 1989). A mudança de composição do *portfólio* dos agentes levou a um declínio do PIB de 6,08% e 9,96% em 1981 e 1982, respectivamente<sup>42</sup>.

No caso do Chile, a adoção da âncora cambial é antecedida da privatização de boa parte do sistema bancário.<sup>43</sup> Aproximadamente 86% dos bancos públicos foram privatizados em 1976, sem que houvesse a necessária regulamentação e *enforcement* prudencial, no que concerne a depósitos compulsórios, classificação de riscos e seguros.<sup>44</sup> Em 1980, o país obteve a completa conversibilidade da conta de capital, que associada à supervisão bancária frouxa, fomentou a expansão do crédito doméstico incompatível com o regime cambial. Em 1982, quando há o abandono do regime cambial, o impacto se espalha fortemente sobre o sistema de pagamentos do país e o PIB cai 14,29%. Um ano depois, ainda há o registro de variação do PIB negativo: -3,91%.<sup>45</sup>

Dentre as críticas ao modelo de Krugman, salientamos o comportamento irrealista do governo. Este agente assume um papel passivo e determinista: além de não incorporar as perspectivas atuais de financiamento (socorro de organismos

---

<sup>41</sup> A conta de capitais do balanço de pagamento fica sujeita à livre flutuação do câmbio.

<sup>42</sup> Dados extraídos do Penn World Data (2005).

<sup>43</sup> Cowan e Gregório (2005)

<sup>44</sup> A legislação se desenvolveu lentamente entre 1976 e 1982, incapaz de evitar a falência de financeiras, como o Banco de Osorno (COWAN; GREGÓRIO, 2005).

<sup>45</sup> Dados extraídos do Penn World Data (2005).

internacionais, por exemplo), o governo “Krugmaniano” não tem capacidade de incorporar expectativas de mercado. Sua atuação é totalmente pré-determinada (já que a expectativa dos agentes é de previsão perfeita). O governo defende o câmbio até o instante em que as reservas se exaurem.

A incerteza (com a introdução do modelo probabilístico) parece ser bem mais coerente com a realidade – característica partilhada pelos modelos desenvolvidos por Flood e Garber (1984).

#### 2.1.4 As críticas geram filhos: outros modelos de primeira geração

Os modelos de Krugman e Flood e Garber associam a crise de balanço de pagamentos a um fenômeno monetário, como o crescimento da oferta de moeda para financiar o déficit público ou a expansão do crédito doméstico. Envolve hipóteses simplificadoras como ativos que são substitutos perfeitos, a flexibilidade de preços e a paridade de juros a descoberto. Estas assunções geram ajustamento instantâneo nos mercados e, portanto, as políticas monetária e fiscal não têm efeitos reais sobre a economia.

Este tipo de estudo encobre a relação entre as transações do balanço de pagamentos em conta corrente e da conta capital. Mais ainda, mascara os efeitos reais das crises de balanço de pagamentos.

Atento a estes aspectos, Willmann (1988) estendeu os modelos de primeira geração agregando nova suposição: a rigidez de preços. As hipóteses de Willmann (1988) sugerem que a inércia no mercado de trabalho acarretaria preços rígidos no mercado de bens. Ademais, inexistiria a perfeita substituição entre bens/títulos nacionais e estrangeiros e o ajuste instantâneo somente ocorreria no mercado financeiro.

Nesse modelo, o produto doméstico é determinado pela demanda, sendo positivamente relacionado com a taxa de câmbio real e a política fiscal e negativamente com a taxa de juros real (AGENOR; BHANDARI; FLOOD, 1992). O autor assume uma regra de formação de salários do tipo *forward-looking*. A antecipação de um futuro colapso leva, no momento de renovação dos contratos salariais, a aumento de preços, os

quais, por sua vez, afetam a taxa de câmbio real que vai influenciar o produto e a balança comercial. Com um estoque de reservas suficientemente grande, um choque temporário não implica mudança no regime cambial. Mas, mudanças permanentes que geram déficits em conta corrente forçosamente acarretam o colapso cambial.

No modelo descrito, a taxa cambial se aprecia, em termos reais, até o momento do colapso. A contínua perda de competitividade, a menos que seja acompanhada de uma recessão, gera deterioração da balança comercial, a qual somente é revertida a partir do instante de mudança do regime cambial. Observemos que, neste caso, a crise cambial não se restringe ao fenômeno de realocação de *portfólio* – os movimentos em conta corrente relacionam-se a ajustes de consumo de agentes em antecipação à crise.

Blackburn (1988) e Flood e Hodrick (1985) também estabeleceram modelos de crises cambiais na presença de rigidez de preços. No texto de Blackburn (1988) é abordado o efeito das interações entre mobilidade imperfeita de capital e rigidez de preços. Quanto maior a mobilidade de capital, em geral, mais cedo ocorre o colapso cambial. Blackburn (1988), entretanto, desenvolve um exemplo específico em que, na presença de rigidez de preços, a redução da mobilidade de capital pode levar a efeitos opostos aos admitidos pela literatura.

Buiter (1988) introduz no Modelo de Krugman a possibilidade da autoridade monetária tomar empréstimos internacionais. Desta forma, seria possível um patamar de reservas negativo (onde todas as reservas fossem decorrentes de empréstimos) e ainda assim, a manutenção do regime cambial. O autor analisa a obtenção de recursos externos sem que haja, concomitantemente, ajuste fiscal com declínio do déficit nominal. Suas principais conclusões são:

- a) A tomada de empréstimo para obtenção de reservas retarda o momento do colapso do regime cambial, no modelo determinístico;
- b) no modelo probabilístico, o empréstimo reduz a probabilidade do ataque ocorrer mais cedo (do que na situação onde inexistia empréstimo), mas eleva a probabilidade de ocorrer mais tarde;
- c) tanto no caso determinístico como no caso probabilístico, a magnitude do ataque (expressa em termos de volume de reservas perdidas) aumenta.

## 2.2 Os modelos de segunda geração

Apesar das inovações introduzidas nos modelos de primeira geração, estes foram incapazes de explicar satisfatoriamente as crises de balanço de pagamentos da década de 1990. Esta década revelou que grandes crises cambiais não são necessariamente antecedidas por desequilíbrios fiscais/monetários. Muitos dos países que experimentaram a crise do Sistema Monetário Europeu (1992-1993) apresentaram bons fundamentos na visão dos modelos de crise de balanço de pagamentos tradicionais.

Esta constatação favoreceu o desenvolvimento de modelos que vincularam ataques especulativos a situações de múltiplo equilíbrio, onde pudessem estar presentes ataques especulativos auto-realizáveis. Já no trabalho de Flood e Garber (1984), constata-se a possibilidade de um ataque especulativo arbitrário. Mas somente Obstfeld (1994) é caracterizado como um modelo de segunda geração. Até esse artigo, os modelos iniciais previam mudanças *ad hoc* na política monetária. Obstfeld (1994) parte de uma indagação essencial: que fatores fazem um governo abandonar um regime cambial? Este é o âmago do modelo de Obstfeld: uma equação para definir o comportamento do governo.

A partir das deficiências dos modelos de primeira geração, é construída uma equação de comportamento governamental. Inicialmente, Obstfeld (1994) constata que, os países têm acesso aos mercados de capitais internacionais, não sendo, portanto, o volume de reservas o fator desencadeador de crises. As opções de políticas públicas são bem mais diversificadas do que aquelas supostas por Krugman (1979) para a defesa do câmbio. Um país pode elevar a taxa de juros para atrair capitais e manter o regime cambial ou pode crescer menos, para reduzir a necessidade de divisas.

Qualquer que seja a opção a escolher, há custos incorporados em cada decisão. O aumento da taxa de juros fragiliza a sanidade financeira<sup>46</sup> do sistema bancário e dos devedores em geral. A redução da taxa de crescimento do produto reflete-se sobre a taxa de desemprego.

---

<sup>46</sup> As razões para a fragilização do sistema bancário podem ser decorrentes, por exemplo, de problemas de seleção adversa.

O comportamento do governo vai depender do peso de cada escolha. E, este peso pode ser maior ou menor, conforme as expectativas dos agentes econômicos. É fundamental caracterizar este último aspecto.

A formação de expectativas privadas depende de conjecturas acerca das respostas governamentais. Estas “possíveis” ações governamentais são tomadas com base nos movimentos futuros de preços, os quais, por sua vez, são fortemente influenciados pelas expectativas acerca das posições políticas e econômicas do governo. Um mesmo conjunto de fundamentos pode desencadear ou não um ataque. A essência destes modelos reside na identificação das variáveis que guiam as expectativas e as ações dos agentes privados e do governo. Um ataque especulativo pode ocorrer, dependendo de como os participantes do mercado esperam que os demais participantes reajam e como o governo reagiria a suas ações (EICHENGREEN *et al.*, 1995).

Há, no artigo de Obstfeld (1994), a endogeneização do comportamento governamental, a qual é representada em dois modelos. No primeiro, a expectativa de desvalorização aumenta a taxa de juros e, no segundo, esta expectativa pressiona os salários e reduz a competitividade do país. Estes modelos estão expostos no Anexo II desta tese.

### **2.3 Krugman e Obstfeld: uma conciliação possível?**

O volume diário de transações no mercado de divisas mundial excede US\$ 1 trilhão (OBSTFELD; ROGOFF, 1994, p. 8). Este montante elevado aliado ao fato de os modelos de segunda geração considerarem a possibilidade de ocorrência de múltiplos equilíbrios, pode nos levar a pensar que as economias estão bastante sujeitas a fenômenos como *herding*. Pior ainda, pode nos fazer crer que os governos nacionais estariam indefesos frente a um ataque especulativo por parte de investidores privados.

Sobre este assunto, devemos chamar atenção para dois pontos. Primeiramente, para defender um regime cambial fixo, os bancos centrais apenas necessitam de recursos para adquirir a base monetária ou agregados monetários suficientemente

líquidos para serem convertidos em divisas, como é o caso de M2<sup>47</sup>. Um segundo aspecto é que sempre existe a possibilidade de acesso das autoridades monetárias aos mercados internacionais para empréstimos que viabilizem esta defesa.

Desta maneira, as crises de moeda parecem estar bem mais relacionadas com os confrontos entre manter uma taxa cambial fixa e os objetivos macroeconômicos de cada governo. O primeiro modelo de Obstfeld, por exemplo, revela que alterações nas taxas de juros podem levar ao abandono do regime cambial. Em algumas situações, para reverter um ataque especulativo, a autoridade monetária vê-se forçada a elevar as taxas dos juros domésticos com consequentes impactos sobre o sistema bancário, o déficit público, a distribuição de riqueza etc. Estes efeitos podem modificar a função perda a ser minimizada pelo governo, elevando o custo da manutenção da taxa cambial (alterando o parâmetro  $\theta$  do modelo<sup>48</sup>). O parâmetro citado pode ser modificado por várias motivações. Krugman (1996) enumera elementos representativos da deterioração de fundamentos e que alteram os parâmetros da função perda do governo, quais sejam:

- a) inflação inercial no país de regime cambial fixo superior à inflação de seus parceiros comerciais, de forma a elevar o custo do emprego;
- b) presença de taxa de desemprego estável, porém por tempo suficiente para gerar custos sociais crescentes, quer sob a forma de exaustão de poupanças individuais, quer sob a forma de exaustão do seguro desemprego, ou ainda, com a exclusão social dos desempregados, tornando-os de difícil absorção pelo mercado de trabalho;
- c) elevação do débito externo devido aos déficits de balanço de pagamentos em transação corrente;
- d) perigo de insolvência do governo devido à elevação da dívida interna;
- e) momento político de eleições ou atribulado.

Representativa da situação descrita no item e foi a crise do *Exchange Rate Mechanism* (ERM) Europeu. Até o verão de 1992, os países da comunidade europeia anteviam uma transição suave para a União Monetária e Econômica. A negativa dinamarquesa em referendar o Tratado de Maastricht impôs a alteração da relação custo-benefício das políticas de austeridade<sup>49</sup> requeridas para o ingresso na União

---

<sup>47</sup> Inclui depósitos a vista, papel moeda em poder do público, depósitos de poupança e títulos emitidos por instituições privadas.

<sup>48</sup> Sobre este parâmetro, vide o Anexo II desta tese.

<sup>49</sup> Existiam quatro critérios de convergência para a qualificação à União Monetária Europeia: taxas de inflação não superiores às três maiores taxas médias de inflação registradas pelos países da Comunidade Europeia, acrescidas de 1,5%; taxas de juros de longo prazo no máximo dois pontos percentuais acima daquelas registradas por aqueles países; déficit orçamentário e dívida pública bruta que

Monetária Européia. De fato, revelou um certo retardo na implementação da União, o que tornou mais difícil a manutenção das taxas cambiais dentro das bandas de flutuação do Sistema Monetário Europeu (CASTRO, 1999).

No mesmo texto, Krugman (1996) estabelece um debate digno de nota com os idealizadores dos modelos de segunda geração. Defende explicitamente que a existência de uma função objetivo do governo não implica a existência de múltiplo equilíbrio e de crises auto-realizáveis. Determinados tipos de incerteza, como por exemplo, a incerteza acerca dos fundamentos futuros poderia também levar ao múltiplo equilíbrio. Realça sobremaneira o papel dos fundamentos e cria uma “falsa dicotomia” (KRUGMAN, 1996) entre ataques justificados e auto-realizáveis, como se os últimos não sofressem quaisquer influências da piora dos fundamentos.

Ao que Obstfeld (Comments on Krugman, 1996) argumenta que a existência de múltiplos equilíbrios não exclui o papel dos fundamentos na eclosão das crises cambiais. É claro que a piora nos fundamentos influencia o abandono de um regime cambial fixo. Fundamentos excelentes ou muito ruins geralmente resultam em um equilíbrio único, contudo, as situações intermediárias podem dar margem aos múltiplos equilíbrios e é sobre estes pontos que os economistas devem por o foco.

Cumpre-nos ressaltar ainda, a dificuldade de trabalhar, empiricamente, com o modelo de Obstfeld (1994). Se, por um lado, podemos lucrar acerca dos fatores que afetam a função perda a ser minimizada pelos governos, por outro, conhecê-la é tarefa tão remota como conhecer a função bem-estar de uma sociedade.

Ainda que fosse possível o conhecimento da função objetivo do governo (ou pelo menos das variáveis relevantes, que seriam mais simples de identificar), emergiria a questão da sua incorporação na função de reação dos agentes. Qual seria a suposição razoável, mercado com informação perfeita ou imperfeita?

Ressaltemos também que nos modelos onde é incorporado na função objetivo do governo um custo referente ao abandono do regime cambial, havendo, portanto, uma função perda a ser minimizada como o primeiro modelo de Obstfeld (1994), a dimensão deste custo somente é estabelecida quando o regime cambial é posto a prova. Krugman

---

nenhum excede a 3 e 60% do PIB, respectivamente; e, taxas cambiais estáveis nos dois anos anteriores ao ingresso do país na União Monetária.

(1996) cita diversos momentos históricos em que este custo foi super ou subestimado pelo mercado. São mencionados: a rapidez com que o Governo Inglês abandonou o Sistema Monetário Europeu em 1992 e a determinação do Governo Francês em manter a paridade do franco a despeito do crescente desemprego. Dentre os países do terceiro mundo, são memoráveis a pouca tenacidade do Governo Mexicano em seguir a política monetária em 1994 e o empenho do Governo Argentino em manter a paridade, um para um, de peso por dólar, mesmo quando a taxa de desocupação atingia 20% e o sistema bancário estava em crise.

Por fim, a terceira razão envolve a dificuldade dos testes empíricos realizados até o momento em constatar a validade dos modelos de segunda geração. São dignos de menção os trabalhos de Eichengreen, Rose e Wyplosz (1994) e Parzarbasioglu e Otker (1997).

O primeiro investiga o comportamento de variáveis macroeconômicas (déficits orçamentários, taxas de inflação, taxas de crescimento do crédito, saldos de balanças comerciais) no período associado aos ataques especulativos. São realizados testes não paramétricos comparando os valores assumidos pelas variáveis nos momentos anteriores aos ataques especulativos e observações de um grupo de controle. Para o subgrupo de países enquadrados no *Exchange Rate Mechanism*, inexistem mudanças estatisticamente relevantes nas variáveis macroeconômicas nos períodos de tranquilidade e de crise – o que levaria à refutação da aplicabilidade dos modelos de primeira geração. É importante salientar que isto não implica aceitação da validade dos modelos de segunda geração.

Já o segundo trabalho envolve a construção de um modelo *Probit* de previsão de crises onde são testadas, além dos clássicos fundamentos, variáveis que poderiam ser incorporadas a uma função objetivo do governo, como é o caso da taxa de desemprego. Este tipo de teste também não é condição suficiente para a constatação da validade dos modelos de segunda geração. Os dois testes descritos não são conclusivos quanto à possibilidade de multiplicidade de equilíbrios das taxas cambiais.

De fato, Eicheengreen e Jeanne (2001) afirmam que “os modelos de segunda geração, (...), têm sido submetidos a poucos testes empíricos. (...) Dentro desta área, os

trabalhos mais aprofundados e conclusivos foram o de Jeanne (1997) e Jeanne e Masson (2000)”.

## 2.4 Modelos de terceira geração

*“A crise é um testamento dos defeitos dos mercados de capitais internacionais e sua vulnerabilidade a reversões repentinhas da confiança dos mercados”*

Radelet e Sachs (2001, p. 122) reportando-se à Crise Asiática.

A crise asiática em 1997 foi o momento histórico de gestação dos modelos de terceira geração. Consoante Krugman (1999a), duas grandes correntes explicam essa crise.

A primeira explicação seria alicerçada na idéia de risco moral com algumas variações. Risco moral ou *moral hazard* é uma expressão cunhada por Kenneth Arrow para descrever a situação em que o agente econômico age de forma mais imprudente por crer-se objeto de alguma segurança implícita (SANDRONI, 2002). Pode ocorrer, por exemplo, no setor bancário, quando antevê a certeza de socorro pelo Banco Central, em casos de insolvência ou iliquidez.

Segundo Eichengreen e Hausmann (1999), o risco moral é um problema presente, em maior ou menor grau, em todos os sistemas financeiros. Decorre da responsabilidade limitada dos bancos por seus passivos, da informação assimétrica sobre os riscos e da possibilidade de serem socorridos.

A visão de risco moral, defendida por Corsetti *et al.* (1998), apoiada também por Krugman (1999a), envolve três dimensões: corporativa, financeira e internacional.

Em nível corporativo, as pressões políticas para manter altas taxas de crescimento econômico levaram a um tipo de relacionamento entre o público e o privado gestante de uma tradição de garantias públicas para projetos privados, sob o formato de controle governamental, subsídio direto e crédito direcionado. Neste contexto, as grandes corporações operaram como se fossem seguradas contra choques

adversos, o que favoreceu a tomada de empréstimos no mercado internacional para financiar investimento doméstico com baixas taxas de retorno (beneficiados pela taxa de juros baixa em países industriais, mais particularmente, o Japão).

A dimensão financeira da crise é crucial para sua compreensão. Os mercados financeiro e bancário asiáticos apresentavam diversas distorções estruturais: supervisão frouxa e regulação fraca; baixa adequação dos capitais; falta de incentivos compatíveis com esquemas de seguro depósito; pequeno número de *expertise* em instituições regulatórias; incentivos distorcidos para a seleção e monitoração de projetos; critério de alocação de crédito não direcionado pelo mercado (relações semi-monopolísticas entre bancos e firmas<sup>50</sup>, menosprezando os sinais de preços); práticas de empréstimos corruptas.

Estas distorções foram ampliadas, nos anos 90, pela conversibilidade da conta de capital do balanço de pagamentos, que facilitou o acesso dos bancos nacionais ao mercado internacional, para posterior repasse ao mercado local. Além disto, houve uma desregulamentação do mercado financeiro sem que fossem estabelecidas medidas cautelares prévias.

A dimensão internacional apresenta-se sob quatro aspectos:

- a) negligência dos banqueiros internacionais no que concerne ao dimensionamento dos riscos<sup>51</sup> (composição do débito externo em termos de prazo e moeda);
- b) estagnação da economia japonesa – que favoreceu o declínio das exportações asiáticas;
- c) apreciação do dólar relativamente ao yen e às moedas européias e conseqüente deterioração da competitividade internacional dos países asiáticos que tinham sua moeda doméstica atrelada à moeda americana;
- d) pressões competitivas influenciadas pelo peso crescente da China no total exportado na região.

A questão central do risco moral é que um choque adverso sobre o lucro não induz os intermediários financeiros a serem mais cautelosos nos empréstimos. Isto,

---

<sup>50</sup> O tipo de relacionamento entre os bancos asiáticos e seus clientes contrasta com as transações do sistema anglo-americano, caracterizado por transações do tipo *arm-length*. No sistema anglo-americano, as operações são conduzidas como se as partes não fossem relacionadas, evitando-se a configuração de conflito de interesse.

<sup>51</sup> Consoante Corsetti *et al.* (1998), uma grande parcela do débito estrangeiro estava sob a forma de obrigações sem *hedge* e em obrigações denominadas em moeda estrangeira.

combinado à liberalização financeira e à frouxa supervisão, levou à repetição de uma crise similar à chilena de 1982, interpretada por Alejandro (1985).

Mckinnon e Pill (1998) também atribuem ao risco moral papel importante na crise asiática. A idéia seria que os bancos asiáticos, certos do socorro governamental na eventualidade da bancarrota, realizaram captação de recursos no exterior sem a devida cobertura para o risco cambial.

Como consequência direta dessa postura de não incorporação do risco pelo setor financeiro privado, houve uma subestimação das taxas de juros reais da economia. Desta forma, são considerados viáveis investimentos que, de fato, não o são. Este erro de avaliação acarretou um período de euforia, causando sobreinvestimento.

O sistema financeiro ficou, então, exposto a dois riscos: o risco cambial e o risco macroeconômico real (dos investimentos que, de fato, não detinham produtividade que os viabilizaria financeiramente). Tanto choques reais como monetários fragilizaram o sistema bancário. Se estes dois riscos forem positivamente correlacionados, a situação seria ainda mais alarmante.

Na medida em que uma economia acumula passivos sem cobertura contra o risco cambial, este se eleva mais e mais. Isto causa uma sobrecarga financeira para aqueles que fazem *hedging* para suas operações internacionais, penalizando-os.

Desta maneira, “o fortalecimento do mecanismo regulatório do governo para forçar o *hedging* contra o risco cambial pode ser visto como um bem público. Ele limita os efeitos de transbordamento adversos dos agentes que têm risco moral para aqueles que não o têm, limitando também o excesso de empréstimos” (MCKINNON; PILL, 1999, p. 14).

Mckinnon e Pill (1999) aprofundam a idéia de como o risco moral pode levar uma economia a empréstimos e investimentos em excesso em diferentes regimes cambiais. Segundo eles, economias onde as taxas cambiais fixas são críveis e onde vigora algo próximo da validade da paridade do poder de compra, a taxa de juros interna apresenta um prêmio de risco menor, já que a possibilidade de grandes oscilações cambiais se reduz.

Chang e Velasco (1998)<sup>52</sup> explicam a crise de moeda como um produto de fragilidade financeira que tornou os países vulneráveis ao “pessimismo de parte dos emprestadores internacionais”.

Esta segunda corrente explicativa vê a situação asiática a partir de um modelo de corrida bancária de Diamond-Dybvig. Os investidores (que por hipótese, estão incertos quanto ao que consumir) devem optar por investimentos de curto prazo que fornecem baixos rendimentos ou de longo prazo com maiores retornos mas que, quando liquidados prematuramente, geram uma taxa de retorno muito reduzida. Os intermediários financeiros resolvem este dilema utilizando um conjunto diversificado de títulos e evitando deter um número demasiado de títulos de curto prazo. Nesta situação, os intermediários financeiros estão sujeitos ao pânico auto-realizável, vez que os depositantes podem demandar pagamento imediato por medo de possíveis perdas. A liquidação dos ativos de longo prazo leva à concretização destas perdas.

Radelet e Sachs (2001) partilham das idéias de Diamond-Dybvig para explicar a crise asiática e a associam ao pânico financeiro.

O pânico financeiro ocorreria quando fossem satisfeitas três condições:

- a) Existe um divórcio entre o ativo e o passivo de curto prazo;
- b) não há emprestador de última instância;
- c) inexiste um credor suficientemente grande que possa oferecer empréstimos de forma a quitar as dívidas de curto prazo.

A inexistência de um emprestador de última instância é inerente a operações de crédito que envolvem moeda estrangeira. Não há maneiras como a autoridade monetária de um país que não emite moeda aceita internacionalmente servir de emprestador de última instância<sup>53</sup>. Ademais, o Fundo Monetário Internacional, que poderia prestar este papel, é demasiadamente lento no atendimento das necessidades de liquidez dos países.

Também o FMI não tem conseguido prestar o papel de credor de grande porte, quer pelas condições draconianas impostas<sup>54</sup> quando da tomada dos empréstimos, quer pela morosidade na liberação dos recursos financeiros.

---

<sup>52</sup> Este enfoque é descrito a partir do texto de Krugman (1999a).

<sup>53</sup> Esta impossibilidade de tomar emprestado na própria moeda é denominada de pecado original (EICHENGREEN; HAUSMANN, 1999).

<sup>54</sup> A Tailândia, primeiro país atingido pela Crise Asiática, somente veio a receber socorro do FMI, um mês após a flutuação de sua moeda. As condições impostas pelo Fundo incluíam o fechamento imediato

As condições necessárias para a instalação do pânico financeiro estariam estabelecidas em 1997, conforme Radelet e Sachs (2001).

As duas visões não são mutuamente excludentes. Constata-se, mesmo no texto de Radelet e Sachs (2001), argumentos a favor do risco moral e sobreinvestimento descritos por McKinnon e Pill (1998; 1999). Em 1997, a Coréia do Sul havia sido aceita como país associado à OCDE. Este fato facilitou o acesso dos bancos e empresas coreanas ao mercado internacional, fortalecendo o clima de otimismo quanto às perspectivas da economia. Ademais, tornou muito mais caro para o governo coreano a desvalorização da moeda nacional, induzindo os agentes à minimização do risco cambial.

Por outro lado, contra a idéia de risco moral, estão os dados descritos nos gráficos do Anexo II.

Consoante os dados ilustrados, excetuando-se a Coréia do Sul, a maior parcela dos empréstimos internacionais foi destinada a empresas do setor privado, logo, na visão de Radelet e Sachs (2001), o setor privado não deveria esperar garantias implícitas de socorro a estas empresas, vez que suas falências não implicariam bancarrota do sistema de pagamentos. Esta seria a análise fria dos números. Contudo, parte destas empresas do setor privado dispunha de conexões políticas fortes, o que justificaria para os emprestadores internacionais a expectativa de garantias implícitas por parte dos governos daqueles países.

Por outro lado, a classificação de riscos dos países asiáticos manteve-se satisfatória e inalterada até poucas semanas antes da crise. A mudança efetuada pode ter contribuído para o advento da crise e fortaleceria a idéia do pânico financeiro.

Krugman (1999a) ressalta que as duas visões (risco moral e pânico financeiro) da crise asiática retratam apenas parte dos fatos estilizados e que aspectos como as demonstrações financeiras das corporações, o efeito contágio e o problema da transferência precisam ser explicitados para melhor compreensão deste fenômeno.

---

de bancos, que ao invés de fortalecer o sistema financeiro, despertou a desconfiança do público acerca dos ativos dos bancos considerados “solventes”, acarretando uma corrida bancária contra instituições sãs. Coréia do Sul, Indonésia e Tailândia, assinaram novas cartas de intenções em dezembro e janeiro, visando corrigir as metas inalcançáveis estabelecidas no primeiro momento de socorro do FMI.

## 2.5 Contágio

Além das três gerações de modelos aqui descritos, nos importamos em descrever uma quarta teoria para explicação das crises cambiais – via contágio. O termo contágio é recente na literatura econômica. De 1969 até 1990, há apenas 17 menções sobre o assunto no EconLit (EDWARDS, 2000). O contágio pode mudar de significado conforme o autor em questão. Para Dornbusch, Park e Claessens (2000, p. 177), contágio representa “o crescimento significativo dos elos entre os mercados além das fronteiras de uma nação, após um choque para um país ou um grupo de países”. A mensuração do contágio dar-se-ia pela intensidade em que os preços de ativos e os fluxos financeiros movem-se conjuntamente (durante o contágio), relativamente a este co-movimento nos períodos tranqüilos. Para Kaminsky, Lizondo e Reinhart (2000, p. 2), o contágio acontece quando “o conhecimento de que há uma crise em outro lugar, aumenta a probabilidade de crise em casa”.

Uma investigação da palavra “contágio” revela que esta foi apropriada da medicina, onde se refere à transmissão da doença por contacto mediato ou imediato. A analogia associa a “doença” em questão à crise cambial. Os canais de transmissão, na visão de Rigobon (2003), são três: a esfera real, a financeira e os problemas de coordenação.

O contágio através de ligações reais ocorreria entre países que possuem relações de comércio bilaterais estreitas ou que operam em um mesmo mercado de bens semelhantes ou quando se apresentam sob a coordenação de uma autoridade monetária comum. Como exemplo da última situação, pode-se mencionar a crise da Zona do Franco das Ex-Colônias Francesas Africanas, descrita no Quadro 1, no primeiro capítulo desta tese.

Drazen (2001) denomina a idéia do contágio através das relações comerciais de contágio via difusão. Ocorre quando um determinado país sofre desvalorização cambial após um ataque especulativo. Esta desvalorização gera aumento de competitividade do país face seus parceiros comerciais, acarretando perda de reservas. O declínio das reservas os torna suscetíveis a ataques especulativos. Este tipo de contágio foi modelado inicialmente, por Gerlach e Smets (1995), onde é salientado o papel das mudanças dos

preços relativos internacionais em um modelo com rigidez de preços. Os autores constatam, analisando a experiência dos países nórdicos (Suécia, Finlândia, Dinamarca e Noruega) durante a crise do Sistema Monetário Europeu (1992-1993), que o contágio é tanto mais forte quanto menor a flexibilidade real e nominal dos salários e quanto maior a integração comercial entre os países.

Eichengreen *et al.* (1996) também possuem contribuição na área. Realizaram estudo onde se investiga a influência das relações comerciais e de similaridades macroeconômicas sobre o aumento da probabilidade de um país sofrer um ataque especulativo após um ataque inicial a outro país. O vínculo entre o efeito do comércio internacional e contágio mostrou-se mais expressivo do que as semelhanças macroeconômicas entre os países. Cumpre-nos destacar que o trabalho afirma que este resultado pode decorrer da menor dificuldade na construção de uma *proxy* para o comércio bilateral.

Há evidência empírica (GLICK; ROSE, 1998) de que contágio se dá, geralmente, de maneira mais intensa na mesma região geográfica, como aconteceu durante a Crise Asiática. A idéia do comércio internacional como canal de transmissão para crises também ajuda a explicar este aspecto do contágio já que, os laços regionais são mais intensos no comércio do que nas finanças, como bem constatam Glick e Rose (1998).

A presença de contágio com canais de transmissão reais tem implicações fortes para a política econômica. A constatação de que ataques especulativos podem se espalhar, para países que não seriam atacados a não ser a partir desta perda de competitividade originada por uma crise cambial, em um terceiro país, sugere a necessidade de uma ação coordenada dos bancos centrais sob ataque (GERLACH; SMETS, 1995).

Já o contágio de origem financeira ocorreria, por exemplo, na presença de emprestadores comuns (inclusive bancos comerciais) no mercado internacional, os quais com sua riqueza reduzida em virtude da crise em um país qualquer, diminuem a liquidez para outros países. Desta forma, uma crise na Tailândia acabaria por afetar os preços de ativos de outros países.

Mercados financeiros mais integrados também favorecem este tipo de contágio. Na América Latina, por exemplo, o Banco do México e bancos costarriquenhos possuem linhas de crédito para financiar o comércio entre os dois países, fato que pode favorecer o contágio (CALVO; REINHART, 1996).

O contágio por problemas de coordenação pode ser devido a *herding*, equilíbrios múltiplos, assimetria de informação e de natureza política.

Borensztein e Gelos (2000, p. 4) explicam *herding* como “a tendência de alguns participantes do mercado para comprar ou vender ativos porque eles observam que os outros estão fazendo isto”. Este comportamento de manada pode ser atribuído à ação em cascata, a custos fixos para aquisição de informação e a preocupações com a reputação.

A ação em cascata é mais comum quando a compra ou venda de um ativo não obrigatoriamente se reflete imediatamente sobre seu preço - como acontece no caso de regimes cambiais fixos. Nesta situação, um agente, baseado no seu conjunto de informação disponível pode optar pela venda dos ativos expressos na moeda doméstica de um determinado país. Outro agente, observando a postura tomada pelo primeiro agente, desconsidera o seu conjunto de informação e toma a mesma decisão do primeiro. Esta tendência de seguir o líder pode levar a um movimento de manada, onde uma massa significativa de investidores foge da moeda nacional, forçando assim, sua desvalorização.

Os custos fixos para aquisição de informação são inerentes à situação de um mercado global onde a diversificação de *portfólio* implica conhecimento do estado de um número de economias cada vez maior. A incapacidade de prover esta informação a um custo baixo torna a posição dos investidores financeiros mais sensível a rumores e a mudança de posição (através da compra/venda de ativos) mais provável.

As preocupações com as reputações decorrem da idéia de que estas são estabelecidas através de comparações entre os pares, não de forma absoluta. Implicam que um agente econômico pode ignorar seu conjunto de informação disponível se considerar que a atuação diferente de seus pares pode acarretar abalos em sua reputação. Desta maneira, há pressão para atuar conforme a maioria – ainda que esta esteja equivocada.

O contágio decorrente da presença de múltiplos equilíbrios<sup>55</sup> é denominado por Masson (1998) de contágio puro. A transmissão da crise ocorre sem que haja mudanças que a justifiquem nos fundamentos dos países atingidos. Na maior parte dos modelos, a mudança de expectativas acaba por levar a economia a um equilíbrio indesejado. Observe que esta forma de contágio incorpora os modelos de crise cambial de segunda geração.

A assimetria de informação ocorre quando a informação que fundamenta a atuação dos agentes é privada e não comum a todos os agentes. Kodres e Pritsker (2000) desenvolvem um modelo com múltiplos ativos, expectativas racionais (mas com ruídos), para estudar a determinação dos preços dos ativos por um curto período de tempo (uma semana, por exemplo). A idéia da periodicidade tão pequena é para manter os fundamentos macroeconômicos estáveis. Dentre as principais conclusões do modelo está aquela que constata que a informação assimétrica torna um país mais vulnerável a choques externos e ao contágio. Desta forma, uma maneira de restringir o contágio seria através de maior transparência nas informações, o que obviamente exigiria um papel de peso para instituições de supervisão e regulamentação dos mercados financeiros. Esta maneira de contágio absorve elementos dos modelos de terceira geração que envolvem pânico financeiro e risco moral.

O contágio de natureza política é abordado por Drazen (1998). Para ele, dois tipos de fatores políticos são importantes para a compreensão do contágio ocorrido na crise do Sistema Monetário Europeu (1992-93). As pressões especulativas, neste caso, decorreram de:

- a) a natureza política da decisão governamental de manter ou não a taxa cambial, associada à informação imperfeita do mercado acerca dos objetivos governamentais;
- b) o objetivo governamental de rigidez cambial decorrer de uma política de integração com seus países vizinhos, os quais estão sujeitos a ataques especulativos. A idéia é que um país tornar-se-ia mais sujeito a ataques especulativos na medida em que um dos integrantes do sistema monetário é atacado, enfraquecendo o sistema como um todo.

O ponto central do argumento de Drazen (1998) é que, ainda que os fundamentos de um país permitam a continuidade de um determinado regime cambial, a

---

<sup>55</sup> Há inúmeros modelos de crises onde se admite a presença de múltiplos equilíbrios. Obstfeld (1994), Cole e Kehoe (1996) e Jeanne (1997) são alguns dos textos que abordam o assunto.

decisão de desvalorizar ou não é de natureza eminentemente política e decorre essencialmente dos custos que o governo atribui a esta desvalorização. O modelo acaba sendo complementar ao de Obstfeld (1994). Obstfeld estabelece explicitamente uma equação de comportamento para o governo. Drazen (1998) vai além. Cria padrões comportamentais para os especuladores a partir das políticas previamente adotadas pelo *policy maker* e das circunstâncias em que elas foram tomadas.

Drazen ressalta que, a existência do contágio de origem política não exclui as demais formas de contágio (na esfera real e financeira), ao contrário, pode ser apenas mais uma outra maneira para que a transmissão dos choques se verifique mais intensamente.

## **2.6 Considerações finais – Modelos de crise cambial e a atuação do Estado**

Ao longo deste capítulo, foram caracterizadas e comentadas três gerações de modelos de crises de balanço de pagamentos e a teoria de contágio.

A discussão foi desenvolvida de forma a salientar o caráter histórico da construção dos modelos. Cada nova abordagem é criada a partir de episódios de crises cambiais não explicados satisfatoriamente pelos modelos anteriores. Os modelos de primeira geração são concebidos no ventre da crise da dívida da América Latina na década de 1980, os de segunda geração como resultado direto da crise do Sistema Monetário Europeu em 1992 e os de terceira geração, a partir da crise asiática. Torna-se patente a impossibilidade de dissociar a teoria macroeconômica de seu componente histórico.

Também se buscou enfatizar o desenvolvimento acumulativo do conhecimento. A teoria é, na maior parte das vezes, construída a partir de elementos pertencentes ao primeiro modelo canônico. Inúmeras contribuições foram acrescidas ao trabalho inicial de Krugman (1979) e, as mudanças quantitativas, tornaram-se qualitativas, com as novas gerações de modelos.

Um aspecto fundamental para salientarmos, contudo, é que cada regime cambial incorpora, implicitamente, visões econômicas de mundos diferentes.<sup>56</sup> Cada regime cambial traz subjacente uma concepção do papel da moeda, se esta seria neutra no curto e longo prazos, apenas no longo prazo ou simplesmente teria impacto direto sobre as variáveis reais. Da mesma maneira, as três gerações de modelos também carregam visões diferentes sobre a neutralidade da moeda e, portanto, visões diferentes sobre a atuação do governo na economia.

A introdução de choques monetários reais nos modelos de primeira geração<sup>57</sup>, por exemplo, implica a crença na não neutralidade da moeda no longo prazo e, consequentemente, na ação mais presente do governo nos regimes monetário e cambial.

A aceitação de um ou outro modelo de crise cambial carrega em seu bojo a escolha de maior ou menor intervenção estatal, de maior ou menor fé no funcionamento a contento do mercado para resolução dos problemas econômicos.

Se forem válidas as hipóteses de modelos de primeira geração para a explicação da maior partes das crises cambiais, basta a cada país a preocupação com o estabelecimento de bons fundamentos<sup>58</sup> para evitá-las. Se, contudo, aspectos como a multiplicidade de equilíbrios está presente, a articulação entre estados nacionais<sup>59</sup> e até mesmo uma nova ordem monetária internacional precisa ser construída para a redução da incerteza na esfera cambial. Se ainda forem necessárias as regulamentações do setor bancário da economia e a imposição de *hedging* contra o risco cambial ao setor privado (como supõem os modelos de terceira geração), a atuação do governo se torna ainda mais necessária.

A partir destas idéias, realizaremos, no próximo capítulo, a análise dos estudos empíricos sobre crises cambiais, publicados entre 1994 e 2005 para a economia brasileira.

---

<sup>56</sup> Mollo, Silva e Torrance (2001).

<sup>57</sup> Sobre o assunto, veja: Obstfeld e Rogoff (1994).

<sup>58</sup> Bons fundamentos, para alguns economistas, devem ser obtidos pela atuação pura e simples do mercado, com a menor intervenção estatal possível. Para aqueles que crêem na neutralidade da moeda no curto e no longo prazos, por exemplo, a ausência da ação do governo no mercado monetário pode ser encarada como uma “benção”.

<sup>59</sup> Uma ação coordenada de diferentes economias também se torna fundamental na prevenção de alguns tipos de contágio – como o *herding*.

## CAPÍTULO 3

### ESTUDOS EMPÍRICOS SOBRE CRISES CAMBIAIS NO BRASIL NO PERÍODO 1994 A 2005<sup>60</sup>

O estudo dos trabalhos empíricos sobre crises cambiais revela que muitos modelos macroeconômicos parecem ser capazes de identificar as tensões do desequilíbrio mas nem sempre a natureza e o tempo dos processos que conduzirão a um novo equilíbrio.

Neste sentido, no estudo de crises cambiais, é importante a análise empírica da adequação das diversas gerações de modelos à realidade. Este exercício possibilita esclarecer: as causas das crises que estão ocorrendo contemporaneamente e a capacidade preditiva dos modelos.

Um levantamento dos trabalhos empíricos abordando os diferentes modelos de crises cambiais foi realizado em 1997, por Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998) com a escrita de “Leading Indicators of Currency Crises”. O texto, que apresenta 504 citações acadêmicas<sup>61</sup> no “google”, é referência obrigatória na literatura internacional acerca de crises cambiais. Trata-se de um *survey* dos estudos sobre as evidências empíricas da eficácia dos diversos sinais (indicadores) que serviriam para antecipar as crises cambiais. São analisados vinte e cinco estudos empíricos, explicitadas as metodologias utilizadas e as principais conclusões acerca da utilidade de potenciais indicadores de crise. A diversidade de indicadores envolvidos é surpreendente – somam cento e cinco no total. Obviamente, muitos deles referem-se à mesma variável, apenas ora expressa em termos absolutos, ora como percentual de um outro agregado macroeconômico (como o PIB), outras vezes, como variação percentual ao longo do tempo, outras ainda, como desvios em relação à sua média etc. Estas variáveis foram organizadas em nove categorias: conta de capital, perfil de endividamento, conta corrente, internacional, variáveis financeiras, setor real, fiscal, institucional/estrutural e política. O comportamento das reservas internacionais, da taxa de câmbio real, do crescimento do

<sup>60</sup> O período refere-se à data de publicação dos textos. Os momentos estudados da economia brasileira são subconjuntos do intervalo que vai de 1982 a 2000. Cada autor se interessa por um subperíodo diferente, raramente há coincidência plena entre os instantes pesquisados, ainda que ocorram anos em comum.

<sup>61</sup> Até 11 de novembro de 2006.

crédito, do produto real e da inflação doméstica foram os indicadores que se mostraram mais satisfatórios na previsão de crises.<sup>62</sup>

Em 2003, Abiad (2003) dá continuidade ao *survey* de Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998), investigando trinta estudos empíricos efetuados desde 1998. Desta vez, não é empreendido o esforço de classificação em categorias e expressão dos possíveis melhores indicadores para antecipar crises cambiais. A preocupação maior do autor é uma crise específica – a asiática.

Apesar do grande número de estudos listados por Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998) e Abiad (2003), que somam cinqüenta e cinco no total, nenhum trata da economia brasileira isoladamente.<sup>63</sup> Em todo o *survey* de Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998) não constam as crises vividas na economia brasileira após a abertura comercial (1990) ou a financeira (1991).<sup>64</sup> Em dezesseis dos trabalhos estudados por Abiad (2003), dados sobre a economia brasileira são incorporados para avaliar condicionantes de crises cambiais. O nível de desagregação destes estudos, entretanto, na maior parte das vezes, apenas implica a geração de grupos de regressões diferentes: um para países emergentes e outro para países industrializados. Logo, as inferências sobre a economia brasileira somente podem ser feitas a partir das estimativas realizadas para o agrupamento de países emergentes.

Esta generalização do resultado do conjunto de países emergentes para a economia brasileira é comprometida pelo expressivo peso relativo dos tigres asiáticos, subconjunto cuja realidade histórica e macroeconômica diverge da brasileira. Somente Caramazza, Ricci e Salgado (2000), Eliasson e Kreuter (2001) e Herrera e Garcia (1999) apresentam a análise de modelos econôméticos específicos para os países latino-americanos.

Apesar dos três últimos trabalhos listados possuírem dados para a América Latina, a possibilidade de obter generalizações é restrinida pelas diferentes definições de crise cambial e pela divergência entre os períodos em estudo.

---

<sup>62</sup> Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998) chamam atenção de que estas conclusões não relacionam indicadores citados em apenas um ou dois trabalhos, visto que estes não teriam representatividade do ponto de vista estatístico.

<sup>63</sup> Cumpre ressaltar que há mais de uma dezena cuja ênfase é a Crise Asiática.

<sup>64</sup> Considera-se como marco da abertura financeira da economia brasileira a criação do anexo IV à Resolução 1289/87, em maio de 1991 (GARCIA; VALPASSOS, 2000)

Caramazza, Ricci e Salgado (2000) investigam informações mensais de 1990 a 1998 e consideram para definição da crise quatro índices de pressão especulativa (IPE). A partir desses índices, é considerada a variável binária: 1, para crise e 0, para períodos tranquilos. O primeiro índice é a média ponderada das variações da taxa de câmbio e das reservas internacionais. O ponto de corte para considerar uma situação de crise é a média do índice acrescida de 1,645 vezes o seu desvio padrão.

O segundo índice é calculado acrescentando as mudanças nas taxas de juros à média das variações da taxa de câmbio e das reservas. O terceiro agrega ao IPE inicial, as variações no preço das ações. Por fim, o quarto acrescenta tanto as alterações nos juros como no preço das ações ao primeiro índice.

Ademais, os autores estabelecem, para delimitar os instantes de crise cambial, pontos para corte mais altos (média + 1,96 desvio padrão) e mais baixos (média + 1,28 desvio padrão).

Eliasson e Kreuter (2001) por sua vez, se debruçam sobre os dados mensais de 1990 a 2000 e consideram como definição para crise um índice contínuo.

Herrera e Garcia (1999) trabalham com o período mais longo: 1980-1998 e elaboram um índice a partir da soma das variações do câmbio, das reservas e das taxas de juros. O limite para definir crise é a média do índice acrescida de 1,5 desvio padrão.

Também menciona a economia brasileira Vlaar (2000). Apresenta um método de prever crises onde a medida das crises é feita por um indicador contínuo representado pela média das mudanças das reservas e das taxas de câmbio. Faz uma breve análise da crise brasileira. O modelo ajustado antecipa as crises cambiais no México em dezembro de 1994, na Tailândia, em julho de 1997 e na Rússia, em agosto de 1998. A crise brasileira de janeiro de 1999 não é apreendida pelo exercício econômétrico.

Nas palavras de Vlaar (2000, p. 21):

A grande crise perdida foi a recente no Brasil, para a qual a probabilidade de acordo com o nosso modelo era apenas de 0,8%. Isto é o mais surpreendente porque esta era provavelmente a crise melhor antecipada de todas. Uma razão para a relativa baixa *performance* deste modelo para esta crise é o fato do Brasil ter expandido suas reservas estrangeiras, em dezembro de 1998, em 8,5%. Conseqüentemente, a probabilidade de crise se reduziu profundamente. Outra razão é que a

taxa real de câmbio não estava dando o sinal de apreciação, devido ao fato de que ela estava ainda mais levemente apreciada durante o período de referência (1990).

Percebe-se, pois, que os textos relatados nos *surveys* internacionais mencionados pouco retratam a situação da economia brasileira na década de 1990 ou a atividade acadêmica em torno de crises cambiais no Brasil.

A ausência de trabalhos mais específicos sobre as crises de moedas brasileiras da década de 1990, nos dois *surveys*, pode decorrer:

- a) da relativa brandura<sup>65</sup> em que se deu a transição do regime de câmbio administrado entre 1995-1998 para o de flutuação;
- b) da improbabilidade de que autores estrangeiros se interessem em aprofundar o estudo da economia brasileira (em virtude até mesmo do pouco efeito contágio das crises brasileiras);
- c) do fato de que boa parcela dos trabalhos está disponível apenas em língua portuguesa, o que dificulta sua disseminação na comunidade internacional.

Assim, dada a existência de muitos trabalhos sobre a crise cambial na economia brasileira e a ausência de um *survey* sobre estes estudos, buscaremos, neste capítulo, preencher esta lacuna. Realizaremos a exposição crítica dos modelos estimados e das principais conclusões obtidas.

A utilidade deste capítulo vai para além desta tese, podendo auxiliar eventuais pesquisadores da área de economia internacional interessados em ter um panorama geral do tema de crises monetárias no Brasil.

Desta maneira, o capítulo foi dividido em sete seções. Na primeira, faremos um panorama geral das principais metodologias adotadas pelos pesquisadores da economia

---

<sup>65</sup> A crise da Rússia foi seguida por um decremento real em seu PIB de 4,9% (1998). A Crise Argentina foi antecedida de taxas de crescimento do PIB negativas: -3,4% em 1999, -0,8% em 2000. Mesmo após a mudança do regime cambial o país enfrentou dois anos de profunda recessão: -4,4% de declínio do PIB em 2001 e -10,9% em 2002. A crise asiática também implicou fortes diminuições nas taxas de variação do PIB. Os declínios em 1998 foram de -0,59% (Filipinas), -6,69% (Coréia do Sul), -7,50% (Malásia), -10,17% (Tailândia) e -13,20% (Indonésia), consoante Park e Lee (2001).

Lopes (2003) ressalta a brandura da crise brasileira, que findou em uma “flutuação benigna”. O efeito contágio sobre outros países foi reduzido e, no ano da mudança do regime cambial, a taxa de expansão do PIB nacional, 0,8%, foi pífia mas, não chegou a ser negativa.

<sup>66</sup> Vale frisar que Barro (2001) analisou o efeito de agudas crises de moeda e bancárias sobre o crescimento dos países asiáticos. As conclusões são bastante interessantes. Há de fato uma forte associação entre crises cambiais e valores reduzidos (ou até negativos) de taxas de crescimento do PIB. A magnitude do efeito, na opinião de Barro (2001) é menor do que a vista na Crise Asiática. A evidência é de que “não se verifica um efeito persistente das crises monetárias e bancárias no crescimento econômico” (Barro, 2001, p. 16). Deduz-se, pois, que no caso da crise brasileira, sequer o efeito imediato da crise cambial foi de proporções profundas como as da crise Asiática.

nacional. A partir da segunda até a sexta seção, teremos a análise dos estudos, organizados conforme alguma característica comum – técnica econométrica utilizada, tipo de indicador para definir crise etc. Na segunda seção, estão os estudos que utilizaram a tradicional metodologia de cálculo do IPMC<sup>67</sup>, associada ao uso da técnica *logit/probit* para averiguar os condicionantes das crises cambiais. Na terceira seção, há os trabalhos alternativos ao uso da metodologia de cálculo do IPMC aplicando diferentes recursos econôméticos como, por exemplo, *Markov-switching* e decomposição fatorial. Na quarta seção, temos os artigos brasileiros que buscaram mensurar a intensidade do contágio de crises de outrem sobre a economia nacional e da crise cambial brasileira sobre outros países. Na quinta seção, há grande variedade de enfoques acerca do tema crises cambiais no Brasil. São artigos, dissertações e teses que abordam: o papel dos acordos do FMI nas crises cambiais, como *currency boards* são afetados pelos ataques especulativos etc. Na sexta seção abordamos estudos que envolvem os mecanismos de intervenção da autoridade monetária no mercado de derivativos de câmbio. E, na sétima seção estão as considerações finais.

### **3.1 As metodologias dos trabalhos empíricos para a economia nacional**

Selecionamos dezoito trabalhos sobre crises cambiais escritos através de pesquisa envolvendo os anos de 1994 a 2004. Cumpre ressaltar que, a despeito da vasta literatura sobre o comportamento do câmbio neste período – somente na Revista de Economia Política há mais de cinqüenta textos relacionados ao assunto: sobre metas inflacionárias, política monetária, regimes cambiais etc., nosso critério de seleção foi a busca de estudos quantitativos. Estes são em menor número. Demos preferência àqueles cuja fundamentação teórica se baseie em quaisquer das três gerações de modelos de crises de balanço de pagamentos.

Constatamos que, na maior parte dos trabalhos empíricos registrados na literatura internacional, duas metodologias estão presentes. A primeira utiliza o cálculo da estimativa de probabilidade de desvalorização no contexto de um modelo *logit/probit* multivariado. A segunda isola um grupo de variáveis para servir de controle e compara

---

<sup>67</sup> Algumas vezes, o IPMC pode ser referido como IPE – Índice de Pressão Especulativa.

os dados disponíveis com este grupo, tentando evidenciar que variáveis apresentam comportamento distinto do controle, podendo assim, servirem de indicadores para crises. Uma variação da segunda metodologia consiste na análise do desenrolar de fatos estilizados no período anterior e imediatamente posterior às crises.

Boa parte dos trabalhos define crise a partir do índice de pressão sobre o mercado de câmbio (IPMC). Dezesseis do total de vinte e cinco trabalhos estudados por Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998) utilizam a construção de variáveis binárias a partir de índices de pressão sobre o mercado cambial envolvendo uma ou mais das seguintes variáveis:

- a) variação das reservas;
- b) variação da taxa de câmbio;
- c) variação da taxa de juros;
- d) variação dos preços do mercado de ações.

Logo, um elemento fundamental para caracterizar cada trabalho empírico é a definição de crise escolhida por cada autor. As diferentes definições de crise abrangem, além da diversidade das variáveis que compõem os índices de pressão cambial, distintos pontos limítrofes para estabelecimento do instante de crise e elaboração da variável binária (1 = crise, 0 = tranquilidade). Queijeiro *et al.* (2005) apontam oito maneiras de ditar o ponto de corte que caracteriza a crise cambial.

Somando as possibilidades de combinação dos componentes do índice aos diferentes limites para corte, é possível listar (na literatura internacional e nacional) vinte e oito formas que estabelecem critérios para definição de crise.<sup>68</sup>

A partir das diferentes definições de crise, podem ser testados, em modelos *logit* e *probit* multivariados, a validade das diversas gerações de modelos de crises monetárias. Este tipo de teste é registrado em mais da metade dos artigos selecionados tanto por Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998) como por Abiad (2003).

Esta concentração em artigos que usam modelos *logit* e *probit* de estimação nos chamou atenção. Averiguamos que nos textos nacionais também ocorre um volume expressivo deste tipo de trabalho. Dos dezoito estudos que compõem este *survey*,

---

<sup>68</sup> As regras de formação do IPMC e da variável binária a ele associada, para os estudos da economia brasileira, estão dispostos no Anexo III. Para a literatura internacional, veja o texto de Queijeiro *et al.* (2005).

quatro adotam uma variável binária, obtida a partir do IPMC e a estimação de modelos *logit/probit* para avaliar os condicionantes das crises cambiais. Estes textos compõem a seção 3.2 deste capítulo. São eles: Castro (1999), Miranda (1999; 2002), Lopes e Moura (2001), Murta, Brasil e Samohyl (2003). Acrescentamos a esses, o trabalho de Pereira e Seabra (2004), que não utiliza uma variável binária, mas constrói um IPMC e o utiliza em estimação de dados de painel.

A importância desses trabalhos se revela na medida em que toda a seção 3.3 dispõe de artigos que buscam obter outras formas de definir a crise, que não através de uma variável binária, como se pode ver da exposição de trabalhos de Moreira, Pinto e Souza (2004) e de Lyrio e Dewatcher (2000).

Desta forma, temos seis pesquisas (um terço do total) fortemente vinculadas ao cálculo do IPMC. Para elas serão disponibilizadas no Anexo III as seguintes informações:

- a) cobertura de países;
- b) freqüência dos dados usados e período amostral;
- c) definição de crise de moeda aplicada;
- d) indicadores examinados;
- e) indicadores significantes;
- f) inovações metodológicas;
- g) principais resultados.

### **3.2 Trabalhos empíricos que utilizam o IPMC**

Os trabalhos de Miranda (1999; 2002) e Castro (1999) são assemelhados. Ambos partem do modelo *logit/probit* publicado em Pazarbasioglu e Otker (1997) e investigam se os modelos de crises cambiais de primeira geração explicam, em alguma medida, a ocorrência de crises cambiais e ataques especulativos no Brasil. O período investigado é quase o mesmo: 1980 a 1998, para Castro (dados trimestrais) e janeiro de 1982 a janeiro de 1999, para Miranda (1999; 2002) (dados mensais). A maior divergência está na escolha da metodologia para identificar os instantes de crise. Castro (1999) utiliza o IPMC calculado tanto na metodologia de Eichengreen, Wyplosz e Rose (1994) como na de Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998), com algumas modificações<sup>69</sup>.

---

<sup>69</sup> Veja nos quadros I e II do Anexo III.

Miranda (1999; 2002) estabelece o índice binário para definir crise a partir da ocorrência simultânea ou não de desvalorização cambial discreta e acentuada (similar à expressão de crise de Frankel e Rose, 1996), de grande perda de reservas e de mudança de regime cambial. As mudanças de regimes cambiais são fundamentadas no texto de Bonomo e Terra (1999) e nos relatórios anuais do Banco Central do Brasil. O índice constituído, portanto, é guiado por critérios qualitativos e quantitativos.

Os instantes de crise identificados pelos dois autores divergem. Miranda (1999; 2002) lista os seguintes episódios de ataques especulativos: setembro e outubro de 1982, janeiro e fevereiro de 1983, outubro e dezembro de 1986, janeiro e fevereiro de 1987, abril, maio e junho de 1989, outubro e novembro de 1990, setembro e outubro de 1991, dezembro de 1994, março de 1995, outubro de 1997, setembro de 1998 e janeiro de 1999.

Castro (1999) assinala novembro de 1980, maio de 1981, setembro e outubro de 1982, janeiro e abril de 1983, janeiro de 1988, junho de 1988, março e abril de 1989, janeiro de 1990, fevereiro e março de 1991, agosto e setembro de 1991, julho a novembro de 1994 e setembro de 1998.

A despeito de os autores haverem selecionado maneiras diferentes de construção da variável binária indicativa de crise, surgem alguns elementos comuns entre os condicionantes de crise. Castro (1999) aponta o crédito interno líquido e o índice de preço das importações como variáveis significativas. Miranda (1999; 2002) relata que a oferta de moeda, a taxa de câmbio, a taxa de juros internacional, a *dummy* de controle de capitais, o nível externo de preços e o saldo da balança comercial aumentam a probabilidade de ocorrência de crise. O crédito interno líquido é o excesso de monetização em relação às reservas internacionais e o nível externo de preços é influenciado pelo índice de preço de importações.

A maior contribuição de Castro (1999) foi a construção do IPMC sob diferentes óticas, conforme as sugestões de Eichengreen, Wyplosz e Rose (1994) e Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998). Castro (1999) também propõe uma solução para os problemas de hiperinflação que são registrados no período. Esta questão é mencionada em Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998, p.16):

Para países na amostra que, em diferentes períodos de tempo, experimentaram inflação muito elevada, o critério de identificação de crises foi modificado. Se o nível individual do índice tivesse sido usado nestes países, expressivas desvalorizações e perdas de reservas em períodos de inflação mais moderada, não seriam identificados como crises porque a média histórica e a variância teriam sido distorcidas por episódios de elevadas taxas de inflação. Para evitar este problema, a amostra foi dividida conforme a inflação nos seis meses prévios fosse mais alta que 150%, e um diferente nível do índice (baseado em uma diferente média e variância) foi usado para identificar crises em cada sub-amostra. Enquanto este método é assumidamente arbitrário, a catalogação de crises obtida por este método segue proximamente a cronologia das rupturas do mercado monetário descritas em numerosos artigos.

Castro (1999) propõe segmentar os trimestres de 1980 a 1998 em quatro fases distintas conforme algumas características comuns de regime cambial e mantendo um número mínimo de observações para o cálculo da média e variância das variáveis utilizadas no cálculo do IPMC.

Já a inovação de Miranda (1999; 2002) está na aplicação pioneira do modelo de Pazarbasiaglu e Otker (1997) para a economia nacional, incorporando a variável *dummy* controle de fluxo de capital. Outro aspecto positivo é a capacidade preditiva de seu modelo mais bem ajustado: as crises são sinalizadas com até três meses de antecedência.

Em trabalho que sucede aos dois citados, Lopes e Moura (2001) também estudam a ocorrência de ataques especulativos na economia brasileira. As principais diferenças estão: no período considerado (julho de 1994 a junho de 1999), na definição de crise e nas variáveis testadas como causas prováveis das crises. Os autores não escrevem explicitamente que usam um modelo no formato do de Pazarbasiaglu e Otker (1997) mas é isto o que se verifica .

O ponto determinante da crise é a média acrescida de um desvio padrão de um índice de pressão sobre o mercado de câmbio, envolvendo a variação das reservas em relação às reservas americanas e a mudança da taxa de juros em relação à taxa de juros internacional. Observe que, o autor não envolve o câmbio como componente do índice (aspecto incorporado tanto por Miranda (1999; 2002), como por Castro (1999). Constatamos ainda que, das vinte e oito maneiras que identificamos para determinar crise na literatura (vinte e três na literatura internacional e cinco na nacional), apenas Lopes e Moura (2001) fixam o acréscimo de um desvio padrão à média para designar o

momento de crise cambial. Todos os trabalhos, tanto nacionais como internacionais, instituem o mínimo de 1,5 desvio padrão acima da média do IPMC para firmar o ponto de corte da crise cambial<sup>70</sup>.

De fato, se Lopes e Moura (2001) houvessem estabelecido como limite a média do IPMC acrescida de 1,5 desvio padrão, 1997 teria sido considerado integralmente como período de tranqüilidade e tanto as estimativas como as conclusões da obra seriam bem diferentes.

A contaminação ou não da economia brasileira com a Crise Asiática é, de fato, tema controverso. Lopes (2003) salienta que a crise asiática se inicia em julho de 1997 e, até 20 de outubro daquele ano, teve pouco reflexo sobre a economia brasileira. Para comprovar este fato, Lopes (2003) frisa que os *C-Bonds* brasileiros<sup>71</sup> caíram naquele intervalo de tempo de 421 pontos acima da remuneração dos títulos do Tesouro Norte-Americano para 360 pontos. Para Lopes (2003), a perda de 15% das reservas internacionais brasileiras que ocorreram nos últimos dez dias de outubro de 1997 decorrem da pouca atuação do Banco Central no mercado de futuros de dólares<sup>72</sup>.

Este é um dos problemas da construção da variável binária. A arbitrariedade envolvida na escolha dos desvios padrão pode alterar os resultados do modelo *logit/probit* multivariado. Ademais, como bem salienta Abiad (2003, p. 3), “a natureza dependente da amostra na definição do limite para identificar a crise implica que os dados futuros podem afetar a identificação de crises passadas”.

Esta natureza dependente da amostra se revela quando se restringe o período de análise para janeiro de 1995 a agosto de 1998. Neste caso, ainda que a referência para a definição de crise seja a média do índice de pressão sobre o mercado de câmbio acrescido de 1,5 vez seu desvio padrão, os meses de setembro de 1997 e agosto de 1998 aparecem como instantes de crises! A inclusão dos meses de setembro/98 a janeiro/99 faz com que a crise asiática apareça como instante de tranqüilidade para a economia brasileira.

---

<sup>70</sup> Em uma distribuição normal, 68,27% da área sob a curva da função de densidade de probabilidade está a 1 desvio padrão da média e 95,45% a 2 desvios padrão da média.

<sup>71</sup> Os C-Bonds (Capitalization Bonds) integram os Bradies, que são papéis emitidos na década de 1990, para refinanciamento da dívida externa das nações emergentes. São os principais títulos da dívida externa brasileira desde a renegociação verificada em 1994.

<sup>72</sup> Para maiores detalhes sobre este assunto, veja seção 3.6 deste capítulo.

Apesar da controvérsia acerca da inclusão ou não da crise asiática como fator de crise na economia brasileira, a conclusão do trabalho de Lopes e Moura (2001) acentua o papel dos fatores externos na determinação das crises cambiais brasileiras no período:

Conforme demonstram os resultados obtidos neste trabalho, ocorreram diversos ataques especulativos à moeda brasileira, ao longo do período em discussão. Tais instabilidades, além de se manifestarem por conta de fatores meramente especulativos, também foram significativamente influenciadas por acontecimentos turbulentos nos mercados financeiros externos. Como ficou evidente, os fundamentos econômicos não demonstraram exercer a contribuição mais importante para ocorrência de tais fenômenos. (LOPES; MOURA, 2001, p. 17).

As proposições para forma de atuação da política econômica também são fortes:

Diante desse quadro, para evitar ataques especulativos, talvez seja menos oneroso e muito mais sensato que as autoridades passem a demonstrar para os agentes que, diante de uma ação especulativa contra a moeda local, tomarão sempre uma atitude de defesa contra tal atitude, por exemplo, elevando os juros ou reforçando suas reservas com empréstimos contingenciais, não deixando assim espaço para apostas em sentido contrário. Ou seja, para evitar reversões bruscas nos fluxos de capitais, seria muito mais simples demonstrar aos agentes participantes do mercado que a política em vigor não está sujeita a outros objetivos, eliminando assim qualquer iniciativa que vise testar a determinação governamental de levar adiante seus preceitos (LOPES; MOURA, 2001, p. 18).

Cumpre ressaltar que Lopes e Moura (2001) escolheram como variáveis independentes em seus modelos *logit* a base monetária/PIB, o déficit primário do setor público, a relação entre importações e exportações, a taxa de desemprego e uma variável *dummy* que representaria crises nos mercados externos.

Apenas se revelam significativas em todos os períodos amostrais a taxa de desemprego e a *dummy* de crise nos mercados externos.

O primeiro aspecto para o qual chamamos atenção é até que ponto o déficit primário do setor público pode ser considerado uma variável que represente a situação fiscal do governo brasileiro no período. Na maior parte dos anos, o governo apresentou superávit primário – o que poderia ser indicativo de saúde fiscal não fora o déficit operacional crescente. O déficit operacional poderia representar melhor os instantes de

pressão sobre o mercado de câmbio na medida em que o acionamento de mecanismos de defesa do câmbio, como a subida da taxa de juros, o afetaria.

Um segundo elemento a ser salientado é que, a exemplo da variável dependente crise, cuja determinação foi realizada através de certo grau de arbitrariedade e subjetividade, constata-se o mesmo para a variável *dummy* crise nos mercados externos. Logo há dupla discricionariedade – na escolha da variável dependente e da variável independente.

Por fim, a sugestão de política econômica desconhece a idéia básica dos modelos de segunda geração – a defesa do regime cambial pode implicar custos para a economia local que inviabilizam tal defesa. E, como o próprio modelo do autor apresenta a taxa de desemprego como explicativa para as crises cambiais, isto é indicativo de que esta poderia estar incluída na função objetivo do governo, a exemplo do modelo de Obstfeld (1994). Desta maneira, manter uma taxa de juros extremamente elevada ou o custo de aquisição de reservas pode ser demasiado penoso para a economia brasileira, assim como o foi para economia sueca em 1992, ou para Taiwan em 1997.

Também operando com a construção de um índice de pressão sobre o mercado de câmbio, só que contínuo, e não fazendo uso de modelos *logit/probit*, o trabalho de Pereira e Seabra (2004) claramente se alicerça sobre a idéia de Kaminsky e Reinhart (1999) de que as causas de crises bancárias e cambiais repousam sobre variáveis macroeconômicas comuns.

A mais admirável contribuição dos autores é a percepção de que a atuação do Banco Central como emprestador de última instância, resolvendo as crises de liquidez, assemelha-se à monetização do déficit público dos modelos de primeira geração.

É interessante observar que nem mesmo o próprio Krugman (1999b) realça este fato, quando antecipa a necessidade da construção de uma nova geração de modelos para explicar a crise asiática e a urgência da incorporação da situação do sistema financeiro.

Neste aspecto, o IPMC calculado pela autora é coerente teoricamente e pioneiro. Apenas salientamos como ponto questionável no trabalho: a forma da seleção dos países

que compõem a amostra. Por que estes doze países?<sup>73</sup> Deste total, onze países apresentaram crise bancária de maior ou menor gravidade, antes ou concomitante às crises cambiais.<sup>74</sup> Até que ponto a seleção da amostra poderia ter colaborado para estes resultados? Caberia refazer o trabalho com uma amostra mais abrangente de países emergentes para corroborar os resultados dos autores e garantir a generalidade das conclusões de que as variáveis representativas de contágio, risco político, exigibilidades de curto prazo do Banco Central em relação às reservas internacionais e crédito das autoridades monetárias ao setor bancário em relação ao PIB, são significativas para explicar crises nestas economias.

Convém ressaltar que, confirmando os trabalhos de Castro (1999) e Miranda (2002; 1999), Pereira e Seabra (2004) encontram mais uma vez uma variável monetária relevante para explicar a crise: exigibilidades de curto prazo do Banco Central em relação às reservas internacionais.

Murta, Brasil e Samohyl (2003) adotam a definição de crise de Esquivel e Larrain (1998). Ou seja, somente são considerados como crises aqueles episódios onde ocorram uma mudança significativa na taxa de câmbio nominal chegando a afetar a taxa de câmbio real.

Um problema nesta definição de crise é que não são captados os ataques especulativos em que o Banco Central foi bem sucedido na defesa do câmbio – quer através da subida dos juros quer por meio do declínio de suas reservas. Ademais, a maior parte do período considerado (1995 a 1998) envolve a adoção de bandas cambiais onde a taxa de câmbio real sofre uma desvalorização programada (em média de 0,7% ao mês).

Dois aspectos merecem ser salientados com relação à metodologia usada no trabalho. Foram estimadas duas especificações diferentes de modelos. Dois cortes temporais distintos também foram analisados: um abrangendo o período janeiro 1991 a

---

<sup>73</sup> Frankel e Rose (1996), analisando crises cambiais em países emergentes, trabalham com dados de painel para mais de cem países. Kaminsky e Reinhart (1999) estudando crises gêmeas (bancárias e cambiais) arregimentam informações para 24 países, sendo apenas 6 não emergentes. Moreira, Pinto e Silva (2004) estudam 20 países emergentes.

<sup>74</sup> São os países e os anos de crise bancária: Argentina (2001), Brasil (que passou pelo PROER e PROES em 1995 e 1996), Equador (crise bancária em 1995-1996), Filipinas, Coréia do Sul (1997), México (crises gêmeas em 1994-95), Peru (2000), República Tcheca (1997), Rússia (1998), Cingapura (1997), Tailândia (1997) e Venezuela (1994-1995, bancária e 1998, cambial).

março de 1999 e outro para janeiro de 1992 a março de 1999. O primeiro problema enfrentado é a presença de pelo menos dois regimes cambiais distintos durante cada um destes períodos. A caracterização de um regime cambial leva em consideração o mecanismo de determinação da taxa de câmbio e o grau de abertura da economia com relação ao fluxo de capitais (LATIF, 2000). Em cada regime cambial a média e variância das variáveis utilizadas para determinar a existência de crise tendem a diferir significativamente, como já mencionado neste capítulo nos estudos de Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998) e Castro (1999).

Tanto Miranda (2002) como Castro (1999) optam por realizar a quebra da amostra a partir de critérios qualitativos para realizar seus trabalhos empíricos. Castro (1999) identifica no período analisado por Murta, Brasil e Samohyl (2003), dois regimes cambiais de 1991 a julho de 1994 onde há a tentativa de manutenção da taxa de câmbio real, e a partir de julho de 1994, quando o câmbio manteve-se oscilando dentro de limites estreitos (bandas de flutuação). Logo, o trabalho de Murta, Brasil e Samohyl (2003) pode padecer do problema referenciado em Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998).

O segundo problema é que a maneira como foi definido o índice para identificar a crise e a variável contágio, leva a que forçosamente esta variável seja significativa. Há poucos “1s” indicando a crise e a variável contágio é determinada como uma variável binária que assume valores iguais a 1, justamente no período após o despontar da crise russa (agosto de 1998) até o período imediatamente anterior à crise brasileira e zero, nos outros momentos. Esta deliberação é feita assumindo que o contágio geralmente ocorre em um período de até 6 meses, conforme notado por Esquivel e Larrain (1998). Mais uma vez, a exemplo do texto de Lopes e Moura (2001), há dupla discricionariedade na determinação das variáveis dicotômicas: dependente (crise) e independente (contágio).

Dentre os determinantes de crises considerados significantes, dois – a taxa de desemprego e a taxa real de câmbio, são utilizados por outros autores (taxa de desemprego – Lopes e Moura (2001); taxa real de câmbio – Miranda (1999; 2002)) como elementos que aumentam a probabilidade de ocorrência dos momentos de crises.

A conclusão de que o modelo apresenta elementos de primeira e segunda gerações é forte, vez que não há a inclusão dos elementos fundamentalistas tradicionais

para teste, como seria o caso do déficit público, do crédito interno líquido e da expansão do crédito ao setor privado.

Importa frisar que elementos de segunda geração também foram testados em Castro (1999), Lopes e Moura (2001) e Pereira e Seabra (2004).

Apesar dos problemas de natureza metodológica citados, o modelo apresentou boa capacidade preditiva para captar a crise de janeiro de 1999 a partir de setembro de 1998. Esta boa capacidade preditiva é avaliada por meio do percentual de acertos do modelo para assinalar os momentos de crise e tranqüilidade. Como os pontos que registram crise são bastante reduzidos, no caso da metodologia adotada por Murta, Brasil e Samohyl, parte da qualidade do ajuste do modelo pode decorrer dos pressupostos que envolvem a formação da variável *dummy* dependente.

### **3.3 Textos que repensam o IPMC, a construção de variáveis binárias e utilizam formas de estimação diferentes dos modelos *logit/probit*.**

Dois textos, sendo um publicado em revista nacional e outro em revista no exterior se enquadram neste grupo. Moreira, Pinto e Souza (2004) propõem uma maneira alternativa de elaboração do IPMC. Lyrio e Dewachter (2000) é o único trabalho que analisa as crises cambiais da economia brasileira na década de 1990, utilizando um modelo de *Markov-switching*.<sup>75</sup>

Lyrio e Dewachter (2000) não utilizam o IPMC para construção de variáveis binárias. A variável dependente é a estimativa da probabilidade de desvalorização da moeda nacional e a partir do método de *drift adjustment* de Svensson (1993)<sup>76</sup>. Além desta inovação, o modelo estimado se vale da metodologia de mudança de regime (*Markov-switching*). Os autores supõem que a economia brasileira pode estar situada ou em uma área onde a probabilidade de desvalorização da moeda nacional é única ou dentro de um intervalo denominado de zona crítica, onde os fundamentos assumem valores que permitem a existência de múltiplos equilíbrios.

---

<sup>75</sup> Os autores admitem a presença de dois estados, com probabilidade de a economia brasileira estar em cada um deles sendo descrita como invariante no tempo.

<sup>76</sup> Sobre este método, vide o capítulo 5 desta tese.

Os dados mensais de março de 1995 a dezembro de 1998 representam os fundamentos brasileiros através das variáveis: taxa de câmbio real, taxa de desemprego, balança comercial como percentual do PIB, taxa de inflação, déficit do setor público em relação ao PIB e reservas internacionais. Estas variáveis são escolhidas espelhando-se nos textos de Jeanne (1997 e 1998) que realizou o mesmo exercício para a economia francesa na crise de 1992. Desta maneira, variáveis que aparecem como relevantes na maior parte dos trabalhos nacionais, como a expansão monetária ou o crédito interno líquido sequer são testadas.

Os autores concluem que a economia brasileira encontrava-se em uma região de equilíbrio único. Para eles, “não há evidências de ataque especulativo auto-realizável, durante o período estudado. Isto nos leva a concluir que a crise de moeda brasileira, de janeiro de 1999, foi causada pela deterioração dos fundamentos” (LYRIO; DEWACHTER, 2000, p. 18). Esta conclusão entra em confronto com as obtidas por Lopes e Moura (2003), com relação ao papel decisivo dos condicionantes externos na crise de 1999.

Moreira, Pinto e Souza (2004), por sua vez, buscam a construção de um IPMC alternativo à metodologia de Goldstein, Kaminsky e Reinhart (2000). O conjunto de variáveis do índice permanece o mesmo de Goldstein, Kaminsky e Reinhart (GKR): a taxa de câmbio, o nível de reservas e a taxa de juros. Estas são as variáveis mais comumente utilizadas no cálculo do IPMC.

Cada uma destas variáveis, doravante denominadas  $X_i$ , é decomposta por meio da análise fatorial em um número menor de fatores não observáveis no modelo:

$$X_i = a_{i1}F_1 + a_{i2}F_2 + \dots + a_{im}F_m + e_i$$

onde :  $a_{i1}, a_{i2}, \dots, a_{im}$  são os pesos fatoriais da variável  $X_i$  nos fatores comuns  $F_1, F_2, \dots, F_m$ , e  $e_i$  são os fatores específicos de  $X_i$ .

Os fatores comuns (portanto presentes nas taxas de câmbio, nas reservas e nos juros) são supostos não correlacionados, nem entre si, nem com os fatores específicos. Apresentam média zero e variância um. Já os fatores específicos têm variância constante e igual a  $\sigma^2_{ei}$ .

Supondo que  $X_{is}$  tem variância unitária, obtém-se que :

$$1 = a_{i1}^2 + a_{i2}^2 + \dots + a_{im}^2 + \sigma_{ei}^2$$

Os primeiros  $m$  termos da soma são denominados comunalidade de  $X_i$ .

A estimativa da comunalidade de  $X_i$  é obtida a partir da regressão de  $X_i$  (padronizada) nas restantes  $X_j$  ( $j \neq i$ , também padronizadas), sendo que o coeficiente de determinação da regressão é uma *proxy* para a comunalidade.

Desta maneira, o novo índice de pressão sobre o mercado de câmbio terá seus pesos definidos a partir de um indicador relativo de comunalidade :  $\psi_i = (\text{coeficiente de determinação da regressão } i) / (\text{soma dos coeficientes de determinação das regressões } j)$ . A vantagem metodológica deste trabalho é visível na parcimônia de dados necessários para a estimativa do IPMC. Ele identifica a intensidade de crises cambiais prescindindo das longas séries temporais para cada país, elemento necessário em modelos como os de Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998) e GKR (2000).

Desta maneira, torna-se um método vantajoso quando está sendo envolvida a análise de um agrupamento com grande número de países.

Além disso, leva em consideração, na determinação do peso de cada variável no índice, a interdependência entre os mercados cambiais dos países.

### 3.4 Textos que abordam contágio

No que concerne a abordar especificamente o aspecto de contágio sobre a economia brasileira, três trabalhos merecem menção: Holanda e Correa (2003), Assis (2002) e Baig e Goldfajn (2000).

Holanda e Correa (2003) estudam contágio em três países latino-americanos: México, Brasil e Argentina durante o período 1995 a 2000. Três metodologias são utilizadas para medir a intensidade do efeito contágio:

- a) A correlação entre os preços dos *bradies* entre os três países;
- b) a análise dos resíduos da regressão que descreve a formação de preço dos *bradies* a partir do diferencial de juros internacional e o prêmio de risco;
- c) a passagem dos resíduos obtidos no item anterior pelo filtro de Kalman para obter a trajetória do componente das séries de resíduos (que se relaciona com o efeito contágio).

As correlações dos preços dos *bradies* são construídas a cada cinco meses no período e é traçado um gráfico retratando seu comportamento. Há elevada correlação entre os três países em períodos de crise e em períodos tranqüilos. Este é o teste mais comumente aplicado para comprovar contágio. Contudo, suas conclusões são questionáveis em virtude de que alguns mercados são historicamente correlacionados, podendo esta ser a causa real da alta correlação e não o efeito contágio (FORBES; RIGOBON, 1998).

Outro aspecto a ser salientado é que as altas variâncias que surgem nos preços dos *bradies* nos instantes de crise podem criar viés nas correlações, tornando-as mais elevadas. Para contornar este problema, Forbes e Rigobon (1998) criaram um método para ajustar os períodos de correlação ao aumento abrupto das variâncias. Infelizmente, Holanda e Correa (2003) não comentam se utilizaram a metodologia de Forbes e Rigobon (1998).

Os dois últimos testes descritos revelam que a crise brasileira teria sido a menos severa dentre as ocorridas entre 1995 e 2000 e a russa foi a que gerou maior efeito contágio para os países analisados.

Assis (2002) apresenta uma pesquisa sobre contágio onde há uma vasta cobertura de países: África do Sul, Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, China, Cingapura, Colômbia, Coréia, Filipinas, Hong Kong, Índia, Indonésia, Israel, Malásia, México, Nova Zelândia, Paquistão, Paraguai, Peru, Tailândia, Turquia, Uruguai e Venezuela.

São considerados três períodos de crise:

- a) novembro de 1994 a março de 1995 (Crise Mexicana);
- b) junho de 1997 a dezembro de 1997 (Crise Asiática);
- c) dezembro de 1998 a março de 1999 (Crise Brasileira).

Como o próprio título do trabalho de Assis (2002) indica, o autor procura investigar se a natureza do contágio das crises do México, da Ásia e do Brasil é fundamentalista ou irracionalista<sup>77</sup>. Para tal fim, se baseia no modelo de Sachs (1996) incorporando ao mesmo, variáveis independentes compostas. Vinte e dois países emergentes são analisados através de *pooling time series cross section data*, o que possibilitou maior grau de liberdade para a estimação.

O autor calcula IPMC à maneira de Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998), contudo, não constrói um índice binário, utiliza o valor absoluto obtido nas regressões. Cumpre ressaltar a elaboração das variáveis compostas que funcionam como *proxies* para a vulnerabilidade externa dos países. São elas:

- a) COMP1 – utilizada para testar se a apreciação da taxa de câmbio real em países com alto déficit em balanço de pagamentos (superior a 5% do PIB) piora a crise financeira;
- b) COMP2 – utilizada para testar se o aumento do déficit em conta corrente em países com apreciação real do câmbio superior a 10% aumenta o IPMC;
- c) COMP3 – utilizada para testar se o crescimento do resultado do déficit em conta corrente menos os investimentos diretos externos em países com apreciação real do câmbio superior a 10% agrava o IPMC;
- d) COMP4 - utilizada para testar se a elevação do resultado do déficit em conta corrente em países com déficit fiscal superior a 3% influencia o IPMC.

Os resultados obtidos não são uniformes para todas as crises analisadas. Para o caso da crise mexicana, COMP1 é significativo. O teste da regressão da variável dependente crise nas variáveis compostas (acrescidas de uma variável indicadora de

---

<sup>77</sup> Assis (2002) denomina irracionalista todo o espectro de comportamento do mercado que pode levar a concretização das temidas profecias auto-realizáveis, ou seja, ataques especulativos não explicados pelos fundamentos.

fragilidade do setor bancário e de uma *dummy* multiplicativa das variáveis compostas que assume valor 1 para países com elevadas reservas e zero para baixas reservas), revela que os países com fortes reservas ficaram protegidos da crise mexicana.

Para a crise asiática, apenas os coeficientes vinculados à fragilidade financeira mostraram-se significativos, corroborando o papel do setor bancário naquele episódio.

Para a crise brasileira, tanto COMP2 como as *dummies* associadas a presença de reservas foram significativos. Isto indica que, assim como ocorreu na crise mexicana, países com alta relação Reservas/M2 conseguiram se proteger.

Os indicadores de crise revelaram ainda os países mais atingidos em cada crise:

- a) crise do México: Brasil e Argentina;
- b) crise da Ásia: Cingapura, Colômbia, Coréia, Filipinas, Malásia, Tailândia, Turquia, Indonésia, Nova Zelândia e Paquistão;
- c) crise do Brasil: Brasil e Paraguai.

Assis (2002, p. 478) reconhece que:

ainda não exaurimos todas as possibilidades de se encontrar uma evidência empírica mais forte para a importância dos fundamentos no contágio da crise (...) importantes fundamentos devem ser incorporados ao modelo, como a importância das dívidas interna e externa medidas em relação ao PIB.

Desta forma, apesar da evolução teórica na criação das variáveis compostas, o trabalho não pode realizar generalizações, abrindo espaço para a investigação com outras variáveis independentes.

Baig e Goldfjan (2000) concentram-se no estudo de um único episódio de contágio - o da Crise Russa sobre o Brasil, envolvendo o período janeiro de 1997 a junho de 1999.

O primeiro ponto de destaque do trabalho é a confirmação da elevada correlação (calculada para intervalos de três meses) encontrada nos mercados de *Bradias* da Rússia e do Brasil. As conclusões de Baig e Goldfajn (2000) são mais fortes que as de Holanda e Correa (2003) visto que apontam para o crescimento destas correlações nos episódios de crise. Os autores chegam a afirmar: “se existiu um contágio da Rússia para o Brasil, o canal de transmissão mais provável seria o mercado de *Bradias off-shore*” (BAIG; GOLDFJAN, 2000, p. 36).

Outro ponto importante é que os autores se debruçam sobre os atores envolvidos nos ataques especulativos. Concluem, através da análise dos dados do mercado de taxa flutuante e do mercado de taxa oficial<sup>78</sup> que, durante a crise asiática os investidores estrangeiros não realizaram movimentos excepcionais, fato que ocorreu com maciça retirada de capitais, por ocasião da crise russa.

Também investigam se foi a falta de liquidez no mercado internacional que acarretou o contágio para o Brasil, concluindo que não houve problema desta natureza.

Por fim, realizam três regressões:

- a) a do índice de preço no mercado de ações brasileiro contra *dummies* de boas e más notícias do Brasil e da Rússia assim como a taxa de juros norte-americana, a taxa de câmbio marco-dólar e as mudanças no índice de ações Standard & Poor (S & P) nos Estados Unidos;
- b) a dos *Spreads* soberanos brasileiro contra *dummies* de boas e más notícias, do Brasil e da Rússia, contra a taxa de juros norte-americana, a taxa de câmbio marco-dólar e as mudanças no índice de ações S & P nos Estados Unidos;
- c) a dos fluxos financeiros brasileiros contra *dummies* de boas e más notícias do Brasil e da Rússia assim como a taxa de juros norte-americana, a taxa de câmbio marco-dólar e as mudanças no índice de ações S & P nos Estados Unidos.

A maior contribuição de Baig e Goldfajn (2000) é a criação de duas séries de *dummies* - boas e más notícias – para cada país. A idéia subjacente a estas séries é a necessidade de dispor de dados que atestem as mudanças nos fundamentos de cada país em uma freqüência maior que a mensal. Uma desvantagem do método, contudo, é que a associação dos fundamentos a notícias e estas a variáveis *dummies* envolve subjetividade.

As variáveis significativas de cada regressão são descritas no quadro abaixo.

---

<sup>78</sup> Baig e Goldfajn (2000) salientam que os dados dos mercados flutuante e oficial podem revelar a dinâmica do fluxo de capital entre investidores domésticos e estrangeiros. No mercado, à taxa oficial, são registradas as operações de importações e exportações de bens e serviços e também investimento de portfólio realizado por investidores estrangeiros. No mercado flutuante, a maior parte das transações da conta capital são realizadas, especialmente aquelas feitas por residentes brasileiros.

Variável Dependente	Variáveis Significativas
Índice de preço no mercado de ações russo	Más notícias provenientes da Rússia
Índice de preço no mercado de ações brasileiro	Mudanças no índice de ações S & P nos Estados Unidos. Más notícias provenientes do Brasil
Spreads soberanos russos	Taxa de juros norte-americana
Spreads soberanos brasileiros	Más notícias provenientes da Rússia Taxa de juros norte-americana
Fluxos financeiros brasileiros	Más notícias provenientes do Brasil Taxa de câmbio marco - norte-americana

**Quadro 2 – Resultados das estimativas de Baig e Goldfajn (2000)**

**Fonte:** Dados originais: Baig e Goldfajn (2000). Elaboração própria.

### 3.5 Outros enfoques

Neste grupo estão juntos artigos que abordam aspectos específicos das crises cambiais.

Consoante descrito no capítulo 2, Buiter (1987) introduz no modelo de Krugman (1979) a possibilidade da autoridade monetária de um país que adota um regime cambial do tipo intermediário ou de *hard peg* tomar empréstimos para elevar suas reservas. A idéia do artigo original seria que tal alavancagem retardaria os ataques especulativos. Molan (2000), inspirado em Buiter (1987), decide investigar quais seriam os impactos das operações de empréstimos de reservas do FMI no que concerne ao tempo esperado e à magnitude dos ataques especulativos para o caso brasileiro no final de 1998. A conclusão final é que, de fato, o empréstimo adia o momento do ataque especulativo na medida em que provoca a redução imediata do crédito doméstico líquido (variável condicionante de crise identificada no trabalho de Castro (1999)) e o aumento do estoque de reservas. Os empréstimos, contudo, implicam aumento de custo fiscal para o setor público, já que exigem o pagamento de juros. Desta maneira, o benefício marginal daqueles empréstimos é tanto maior quanto mais perto do momento do ataque for realizada a operação.

Dois pontos devem ser salientados no trabalho de Molan (2000):

- a) a modificação implementada nos modelos de Flood-Garber/Krugman onde o autor explicita o déficit nominal, ao invés do primário, como determinante da expansão do crédito doméstico líquido;
- b) a conclusão de que os limites mínimos de reservas líquidas impostos pelo FMI são prejudiciais em termos de tempo esperado para o momento do ataque especulativo no caso brasileiro.

Leon (2002) investiga sob diferentes regimes cambiais (economia dolarizada, economia com emissão de moeda local e união monetária) as possibilidades de ataques especulativos sobre dívidas, através de simulações. O ponto de partida é uma modificação do modelo de Cole e Kehoe (1996) onde a novidade é considerar a possibilidade do país analisado deter dívida em moeda local. Os parâmetros de dívida escolhidos para o Brasil são os prazos médios entre junho de 1999 e maio de 2001.

O modelo original de Cole e Kehoe (1996) retrata crises cambiais com possibilidades de equilíbrios múltiplos e crises auto-realizáveis. Dois equilíbrios são admitidos: um com moratória da dívida pública e outro sem. Os níveis de bem-estar da economia são calculados para cada um destes equilíbrios.

Leon (2002) trabalha com três situações. Na primeira, compara o nível de bem-estar de uma economia dolarizada com uma economia que emite moeda local. Sob a hipótese de que o governo tem uma trajetória de endividamento estacionário e não escolhe o nível ótimo de endividamento, a economia não dolarizada gera maior bem-estar. Na segunda situação, a economia encontra-se em uma União Monetária. Mais uma vez, se o país emite moeda local, podendo ter uma parcela de sua dívida em moeda nacional e, além disso, realiza escolha ótima da parcela da dívida em moeda local em relação à parcela em moeda comum, a expectativa de bem-estar é superior à da União Monetária (sem possibilidade de dívida em moeda local) e à da economia dolarizada.

Finalmente, conclui que exceto para a situação daquele país que exerce forte poder de barganha sobre o banco central da União Monetária, o regime em que a economia em análise apresenta moeda local e o regime de união monetária (com possibilidade de emissão de dívida em moeda local) se aproximam em termos de bem-estar.

A autora salienta que inferências mais generalizantes não podem ser feitas, visto que o exercício numérico é realizado para parâmetros específicos (LEON, 2002).

Menezes, Moreira e Souza (2005), por sua vez, realizam a aplicação empírica do modelo de Velasco (1996) para a Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Equador, Colômbia, Peru, Uruguai e Venezuela, no período de 1992 a 1999. A idéia central é que, dependendo da situação de endividamento de cada uma destas economias, elas são classificadas como estando em zonas de credibilidade nula, total e parcial. Aquelas descritas como estando com credibilidade parcial, ficam sujeitas a ataques especulativos auto-realizáveis, caso da economia argentina. A economia brasileira situa-se, como a única dentre as estudadas, totalmente retratada como estando em zona de credibilidade nula e portanto, vulnerável a ataque especulativo em virtude de seus fundamentos.

Srour (2001) interessa-se pelo comportamento de economias sujeitas ao regime cambial do tipo *currency board*, onde aplica um modelo de crise cambial com o relaxamento da hipótese de paridade do poder de compra (PPC). Desta forma, os ajustes na economia, decorrentes de um choque transitório ou permanente, não se darão via mudanças nos preços, mas afetarão as variáveis reais. São realizadas diversas simulações para analisar o comportamento das variáveis macroeconômicas em um regime de câmbio fixo. Quando a função utilidade do governo inclui variáveis como produto ou desemprego e o mecanismo de ajustamento automático da economia pode ser evitado com a saída do regime de câmbio fixo, há forte estímulo para esta saída. Neste sentido, os regimes de *currency board*, onde os custos de mudança cambial são mais elevados, podem obter maior credibilidade, pois as expectativas dos agentes são mais favoráveis. Logo se evidencia o *tradeoff* entre credibilidade e maior flexibilidade cambial.

A resistência maior à mudança do regime cambial pode implicar ajustes prolongados das variáveis macroeconômicas, com grandes recessões, a exemplo do que ocorreu na economia da Argentina, recentemente. Portanto, o resultado final seria um adiamento do abandono da paridade cambial.

Outro aspecto que a autora chama atenção, ao relaxar a hipótese de PPC, é que, a implantação de um regime cambial fixo deve ser antecedido pela análise da situação da economia com relação à rigidez de preços. Uma economia com baixa flexibilidade no mercado de trabalho deve se ajustar a choques externos com grandes flutuações no produto e emprego. Logo, um regime cambial fixo pode conferir-lhe maior credibilidade no combate à inflação, mas com custos sociais bem elevados.

Como se percebe, o trabalho não invoca os dados brasileiros, contudo, dada a contribuição da pesquisadora (ao relaxar a hipótese de PPC) e ao exercício numérico nos modelos tradicionais de Krugman/Flood e Garber, merece destaque.

Moreira, Pinto e Souza (2004) constroem um indicador de crise gêmeas, com nove componentes: taxa de câmbio real; razão entre conta-corrente no balanço de pagamentos e PIB; razão entre oferta de moeda e quase moeda e reservas internacionais; razão entre dívida externa de curto prazo e reservas internacionais; razão entre depósitos de não residente e PIB; razão entre crédito ao setor privado e PIB; razão entre depósitos bancários de residentes e PIB; razão entre taxa de juros de empréstimos e de depósitos; razão entre saldos de créditos a inadimplentes e total de ativos bancários. As quatro primeiras variáveis sinalizam a vulnerabilidade do setor externo da economia e as seis últimas, do setor bancário. Comparando os valores obtidos para países da América Latina e Ásia em 1996, os autores concluem que os países asiáticos apresentavam vulnerabilidade, tanto no setor externo como bancário de suas economias, o que explica a gravidade da crise que os acometeu em 1997. Já os países latinos, não tinham as vulnerabilidades nos dois setores a um só tempo. Dentre os dezenove países estudados, o Brasil apresenta-se em décima segunda posição em termos de vulnerabilidade a crises gêmeas, em 1996.

Finalmente, o último trabalho deste grupo tem um enfoque pós-keynesiano. Paula e Alves Júnior (1999, p. 73) concentram-se no papel da natureza do fluxo de capitais externos para favorecer a fragilidade da economia nacional ante um ataque especulativo. Nas palavras dos autores:

A natureza do fluxo de capitais externos é fundamental, pois um dos grandes perigos dos planos de estabilização com âncora cambial é de que uma reversão no fluxo de capitais externos conduza a um desequilíbrio no balanço de pagamentos de tal magnitude que se torna insustentável o governo manter a taxa de câmbio vigente.

A natureza do fluxo de capitais pode alterar as expectativas dos agentes econômicos. Nos modelos de segunda geração, é enfatizado que o governo incorpora as expectativas dos agentes para planejar sua política. Desta maneira, a natureza do fluxo de capitais pode alterar a função de reação do governo.

Apesar deste aspecto relevante da natureza dos fluxos de capitais, este ponto foi pouco explorado empiricamente. Apenas Frankel e Rose (1996), dentre os trabalhos analisados por Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998), apresenta o teste de indicadores relativos a investimento direto estrangeiro e outros componentes da conta capital e financeira do balanço de pagamentos. Na maior parte dos trabalhos, aparece apenas a variável estoque da dívida externa/PIB ou ainda seus reflexos na variação do saldo em transações correntes em virtude do componente de juros e lucros remetidos ao exterior.

Neste sentido, o texto de Paula e Alves Júnior (1999) é válido e original. Partindo da idéia de fragilidade financeira de Minsky<sup>79</sup> (1982; 1986, p. 76): “como a capacidade de uma economia enfrentar choques nas condições de financiamento sem que haja uma desarticulação generalizada dos fluxos de pagamentos entre os agentes”.

Paula e Alves Júnior (1999) criam um indicador de vulnerabilidade externa para a economia brasileira da seguinte forma:

$$IFE = (M + Dj + Dos + A + CCP(-1) + PLA(-1) / X + Rj + Ros + RE(-1) + Id + Eml)$$

onde:

M = importações;

Dj = Despesas com juros;

Dos = Despesas com outros serviços;

A = amortizações;

CCP (-1) = estoque de capitais de curto prazo, defasado em um período;

PLA(-1) = estoque de investimento líquido em portfólio, defasado em um período;

X = exportações;

Rj = Receitas com juros;

Ros = Receitas com outros serviços;

RE(-1) = Reservas internacionais acumuladas até o período anterior;

Id = entradas em divisas correspondentes aos investimentos diretos;

Eml = Empréstimos de médio e longo prazos.

Paula e Alves Júnior (1999, p. 80) explicam:

Quanto mais elevado for o valor do índice, maior é a propensão de um país ser afetado por mudanças na conjuntura internacional (por exemplo, mudanças nas taxas de juros externas) e menor a sua capacidade de cumprir compromissos financeiros mais imediatos, colocando-se numa maior dependência de refinanciamento externo ou de “queima” de suas reservas. (...) Esta interpretação permite uma

---

<sup>79</sup> Um ponto chave é que a decisão de investimento é concomitante à decisão de meio de financiamento. A relação entre estas duas composições é que revela o grau de fragilidade financeira da economia.

classificação para a postura financeira de um país análoga ao conceito de fragilidade financeira elaborado por Minsky.

Os autores concluem que o país encontrava-se em crescente fragilidade pouco antes da crise de 1999.

### **3.6 Textos que abordam a atuação do Banco Central no mercado de derivativos de câmbio**

Dois textos sobressaem no contexto desta seção: Aurélio e Silva (1999) e Oliveira (2004). Estes textos estudam a atuação do Banco Central do Brasil no mercado de derivativos em 1997, no caso de Aurélio e Silva (1999) e 1999 a 2002, para Oliveira (2004). A dificuldade maior de análise neste enfoque é a obtenção de dados diários e envolvendo as posições das instituições financeiras nacionais. A periodicidade diária é sobremaneira adequada para o estudo de fenômenos como o de fuga de capitais que acompanha as crises cambiais.

A relevância desses trabalhos pode ser percebida a partir de uma composição usual do índice de pressão sobre o mercado de câmbio. Este é construído usando as variações efetivas do câmbio ou nos possíveis mecanismos de defesa do regime cambial: reservas e taxa de juros domésticos. Não há quaisquer menções a posições dos agentes econômicos, inclusive do Banco Central, no mercado de derivativos de câmbio.

Contudo, o crescimento do volume de transações financeiras nos mercados de derivativos pode permitir ao Banco Central intervenções para defesa cambial, bem como atitudes de especulação em compra/venda de derivativos, por parte dos demais agentes econômicos. A autoridade monetária pode fragilizar sua posição futura de reservas em virtude das intervenções presentes no mercado de derivativos, o que na hipótese de formação de expectativas racionais, pode acarretar atitudes imediatas dos demais agentes econômicos, fazendo com que a crise cambial se manifeste também com a subida dos preços das opções de dólar. O incremento pode ser significativo, tornando a reversão das posições proibitiva.

Neste sentido, Aurélio e Silva (1999) e Oliveira (2004) abordam aspectos distintos e complementares da intervenção do Bacen no mercado de derivativos de câmbio em momentos de crise cambial.

Aurélio e Silva (1999) supõem<sup>80</sup> a existência de um ataque especulativo em setembro de 1997. Como os autores não utilizam instrumental econométrico, a crise é detectada a partir da grande perda de reservas verificada no período – somente em 28.10.97, evadiram-se 15,7% das reservas totais do Banco Central. Esta seria a definição de crise implícita dos autores: a grande variação de reservas.

Os dados utilizados são diários (01.09 a 31.10.97) e a análise restringe-se a este único episódio de ataque sobre o câmbio, limitando inferências generalizantes. As conclusões deste texto devem ser tiradas apenas para o episódio em questão. A partir da reflexão sobre as posições compradas e vendidas no mercado de derivativos e da atuação do Banco Central do Brasil (BCB), analisando movimentação de reservas, venda de derivativos e taxa de juros, os autores concluem: “a intervenção do BCB no mercado futuro de dólar foi um instrumento poderoso de defesa da estabilidade da taxa de câmbio e diminuiu as pressões para um aumento ainda maior das taxas de juros” (AURÉLIO; SILVA, 1999, p. 536).

Lopes (2003) corrobora a conclusão de Aurélio e Silva (1999). Lopes (2003) acha imperiosa a intervenção do Banco Central no mercado de derivativos, em 1997. Nas palavras do autor:

Por um lado, os especuladores podem comprar dólares futuros na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) com um pequeno depósito inicial, algo em torno de 1,5% do montante comprado. Em outras palavras, um especulador precisaria apenas de 15 milhões de dólares para suportar uma aposta de um bilhão de dólares. Por outro lado, os bancos são a contrapartida desta aposta por meio de operações de arbitragem, eles precisariam comprar um bilhão de dólares no mercado *spot*, o que reduziria as reservas. Era claramente ineficiente encarar uma pressão especulativa ou por *hedging* no mercado futuros ofertando um montante ilimitado de dólares no mercado *spot*. Para sustentar a banda cambial com um montante limitado de reservas, mesmo em um regime de controle parcial de capitais, o Banco

---

<sup>80</sup> Utiliza-se o termo supor tendo em vista que os autores não estabelecem quaisquer parâmetros quantitativos para enquadrar uma crise cambial a partir da variação de reservas ou de quaisquer outros elementos.

Como já foi visto na seção 3.2, o período de setembro de 1997 pode ou não ser enquadrado como crise cambial, conforme o número de desvios padrão escolhido como gatilho para delimitação da crise.

Central tinha que estar desejoso de vender ilimitados montantes de dólares futuros (LOPES, 2003, p.91).

Esta política de compra no mercado futuro realizada através do Banco do Brasil se iniciou a partir do pânico de 28 de outubro de 1997. Desde então, o Banco Central passou a calcular em tempo real a arbitragem entre o mercado futuro e *spot* de câmbio considerando a remuneração do CDI e o custo de linhas de empréstimo de curto prazo dos bancos brasileiros. Segundo Lopes (2003, p. 45), em 15 de dezembro de 1997, “a posição vendida do BCB no mercado de futuros brasileiro somava 50% das reservas internacionais e 72% de todo o mercado”. Logo, a intervenção do BCB possibilitou uma menor subida no nível da taxa de juros para proteger o câmbio, reduzindo o custo da manutenção do regime cambial.

Oliveira (2004) não se concentra diretamente na atuação do Bacen no mercado de derivativos e em seu impacto sobre a taxa de juros. Sua principal preocupação é comprovar se a oferta de derivativos de câmbio pelo Bacen é absorvida pelas instituições financeiras e repassada ao setor produtivo nos períodos de crise cambial ou se, simplesmente, o Banco Central atua tentando minimizar o risco sistêmico.

A idéia subjacente para justificar a intervenção do Banco Central seria que “o mercado de *hedge* desabaria nos períodos de crise cambial e o setor produtivo do país ficaria exposto a uma volatilidade de câmbio que, na melhor das hipóteses, aumentaria o custo do capital das firmas e, na pior das hipóteses, geraria um ciclo destrutivo de falência”, hipótese de Mishkin (2001) e Blejer e Schumaker (2000).

O período analisado difere do de Aurélio e Silva (1999) e abrange do primeiro semestre de 1999 ao segundo semestre de 2002. Oliveira (2004) usa um banco de dados inédito de 74.000 contratos de *swaps* cambiais fechados entre 1318 empresas e 43 instituições financeiras com operações no Brasil. O BCB interveio no mercado de derivativos de câmbio naquele tempo através de dois ativos financeiros indexados ao dólar: títulos cambiais da dívida pública (NBC – E e NTN – D) e contratos de *swap*. O estudo restringe-se ao *swap*<sup>81</sup> porque este é o principal instrumento de derivativo de

---

<sup>81</sup> Cumpre ressaltar que “a diferença principal entre estes títulos de dívida e os contratos de *swap* é que estes últimos não têm um principal a devolver, limitando-se a entregar aos compradores a diferença entre a desvalorização cambial e o DI (taxa de juros pós-fixada em real)” (OLIVEIRA, 2004, p. 7).

câmbio, conforme a Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) e a Central de Títulos Privados (Cetip).

A caracterização de crise cambial é realizada com base na variação da taxa de câmbio nominal. A média do desvio padrão da variação da taxa de câmbio nominal nos dois períodos de crise (primeiro semestre 1999 e segundo semestre de 2002) é de 5,0%; nos demais (julho 1999 a abril de 2002), esta média é de cerca de 1,8%, correspondente a pouco mais de um terço da apresentada nos períodos de crise.

Oliveira (2004) utiliza um VAR, para considerar a possibilidade de simultaneidade entre a intervenção do Bacen e a atuação das instituições financeiras, tendo como variável dependente a variação do estoque líquido de *swaps* cambiais e como indicadores – constante, intervenções do Banco Central no mercado de derivativos (consideradas como sendo a média + - 2 desvios padrão das variações do valor em dólar do *hedge* cambial em poder do mercado (títulos indexados ao dólar + *swaps* cambiais)), variação do cupom cambial, variação do ibovespa, variação do CDI.

Seu principal resultado é que, em momentos de crise cambial, “As instituições financeiras não repassam as intervenções do BCB para o setor real da economia (... )” (OLIVEIRA, 2004, p. 14). Portanto, a atuação do Banco Central nestes mercados, de 1999 a 2002, teria propiciado a redução do risco sistêmico.

A preocupação do Banco Central com o risco sistêmico na década de 1990 não se inicia com sua atuação no mercado de futuros de dólares em 1997. Sola, Garman e Marques (2001) salientam que o problema do *moral hazard* brasileiro foi contornado pelo PROER (Programa de Estímulo à Reestruturação e ao Fortalecimento do Sistema Financeiro Nacional) e pelo PROES (Programa de Incentivo à Redução do Setor Público Estadual na Atividade Bancária). Os programas, que envolveram a reestruturação do sistema bancário entre 1995 e 1996, prestaram socorro ao sistema bancário público (bancos estaduais) e a bancos privados de porte. Ao mesmo tempo, foram implementadas regras compatíveis com o Acordo da Basileia no que concerne ao capital necessário das instituições financeiras, normas de monitoramento, inclusive com

---

Observe que a compra/venda de *swaps* representa menor movimentação futura de reservas do que se a intervenção da autoridade monetária se der através do mercado de títulos de dívida.

a criação de classificação de risco dos ativos e prescrição para os atos de intervenção e fechamento das instituições bancárias, com afastamento dos acionistas principais da direção.

Esta atuação do Banco Central ajudou na prevenção da ocorrência de uma crise gêmea na economia brasileira.

Cumpre ressaltar que, neste grupo de estudos, nenhum dos autores se preocupou em investigar:

- a) causas da crise;
- b) indicadores antecedentes da crise.

A ênfase tanto de Aurélio e Silva (1999) como de Oliveira (2004) é a análise da atuação do Banco Central e seus efeitos sobre a economia nos momentos de crise.

### **3.7 Considerações finais – Diversas formas de definir crises e diferentes conclusões**

Ao longo do capítulo, mostramos diversas maneiras de mensurar a pressão no mercado de câmbio a que é submetida uma economia frente a um ataque especulativo. Foram 28 modos para calcular o IPMC (na literatura nacional e internacional) e ainda um índice de fragilidade financeira a “la Minsky”. Esta diversidade de referenciais revela uma dificuldade freqüente nas ciências sociais, onde os fenômenos são irreplicáveis e o estabelecimento do que seria uma referência geral torna-se tarefa árdua. Vinte e sete anos depois da publicação do modelo canônico de Krugman (1979), persiste a busca pelos aspectos comuns entre países e episódios históricos de crises cambiais que possam corroborar, refutar ou aprimorar as nossas explicações da realidade – os modelos econômicos. E, o ponto de partida para todo trabalho empírico, a definição da variável dependente ainda não é consensual.

As conclusões dos diversos trabalhos empíricos acerca das crises cambiais que feriram a economia brasileira são variadas e, em muitos casos, contraditórias. Parte da contradição pode decorrer das metodologias utilizadas para estimar a variável dependente chave – crise.

O IPMC, convertido em variável binária, padece de um mal de raiz: não reflete a intensidade da crise. Ademais, como já mencionado neste capítulo, tem natureza dependente da amostra e incorpora arbitrariedade na escolha do ponto limite para identificação da crise.

Em alguns estudos internacionais como Eichengreen, Wyplosz e Rose (1996), ocorre ainda uma criação artificial de correlação na variável dependente quando os pesquisadores estabelecem que três, seis ou até dezoito meses depois do momento identificado como crise devem ser considerados como de tranqüilidade.

Acrescente-se ainda as críticas de Moreira, Pinto e Souza (2004, p. 74), que registram que o IPMC não capta as crises nas seguintes situações:

- a) “em que os ataques especulativos são combatidos por meio de redução de mobilidade de capitais (centralização cambial etc.);
- b) em que, na ocorrência de ataques especulativos, a redução do nível de reservas é compensada pela captação de recursos externos, de forma que no limite pode não haver variações no nível de reservas internacionais;
- c) em que, na ocorrência de ataques especulativos, a autoridade monetária intervém no mercado cambial por meio de operações de derivativos (mercado a termo), o que é relevante inclusive no contexto da crise asiática.”

Em suma, qualquer intervenção do governo ou da autoridade monetária que signifique menor variação da taxa de câmbio no sentido de desvalorização da moeda nacional, menor redução do nível das reservas internacionais e menor incremento das taxas de juros, mascara a intensidade da pressão cambial e o grau de vulnerabilidade da economia a ataques especulativos (MOREIRA; PINTO; SOUZA, 2004, p. 74-75).

Dado o exposto, realizaremos no próximo capítulo, uma tentativa de averiguar se a não confluência das conclusões dos pesquisadores nacionais sobre as crises cambiais recentes decorre das diferenças na composição dos indicadores de crise e na regra para definir o ponto limite desta. No capítulo cinco, buscaremos ir um pouco além, contornaremos alguns dos problemas incorporados nos trabalhos empíricos que utilizam regressão logística, usando uma metodologia alternativa para estimar a probabilidade de desvalorização cambial – o método de *drift adjustment* de Svensson (1991 e 1993).

## CAPÍTULO 4

### O PROBLEMA DO USO DE VARIÁVEIS BINÁRIAS PARA ANÁLISE DAS CRISES CAMBIAIS

Do que viemos discutindo até o momento, a identificação de crises cambiais passa por critérios quantitativos e qualitativos. Na perspectiva quantitativa, indicadores que revelem uma grande variação cambial, ou grande perda de reservas, ou ainda reversão dos fluxos de capitais ou abrupta subida das taxas de juros ou redução dos meios de pagamentos nacionais, ou variação do preço no mercado de ações ou a combinação destas circunstâncias, são utilizados para aferir o instante da crise cambial. Diversas formas de identificação de crises levaram à construção de diferentes maneiras de cálculo dos índices de pressão sobre o mercado de câmbio (IPMC), como foram expostas no Anexo III .

Entretanto, a forma de identificação de crises cambiais é objeto de controvérsia entre economistas. Além disto, no que concerne à economia brasileira, os estudos das crises cambiais brasileiras, no período de 1982 até 1999, apresentam conclusões não consensuais sobre os condicionantes das mesmas. Desta maneira, a literatura pertinente indica a presença de elementos descritos por modelos de primeira, segunda e terceira gerações. Há falta de confluência de explicações sobre o problema, o que nos leva a indagar se esta divergência é resultado dos diferentes períodos examinados em cada trabalho ou das maneiras distintas usadas para identificar as crises decorrentes das variadas metodologias de cálculo do índice de pressão sobre o mercado de câmbio.

A importância da resposta a esta indagação é mais do que acadêmica. Os resultados dos trabalhos científicos são apropriados pelos *policy makers* para justificar ou dar maior sustentação às suas atuações. É fundamental averiguar se, de fato, as conclusões são alteradas conforme o momento histórico em análise, ou se a diversidade de maneiras para identificar uma crise afeta as conclusões dos trabalhos, marginal ou significativamente.<sup>82</sup>

---

<sup>82</sup> Há uma questão epistemológica importante que diz respeito ao fato de que as construções de modelos explicativos podem ser conjunturalmente determinadas ou se podemos aceitar uma teoria explicativa geral, para a economia brasileira.

Neste capítulo, serão identificadas as crises cambiais pelas quais passou o país a partir de cinco diferentes metodologias. Investigar-se-á se, em um mesmo período histórico, as variáveis condicionantes de crise se alteraram conforme a forma de cálculo do IPMC e da regra de determinação do instante de crise.

#### **4.1 Calculando os índices de pressão sobre o mercado de câmbio (IPMC)**

Inicialmente, o IPMC será calculado para dois períodos: de janeiro de 1990 a janeiro de 2006 e de julho de 1994 a janeiro de 1999. A escolha destes períodos decorre de três razões:

- a) São os períodos mais recentes para os quais estão disponíveis os dados necessários e compatíveis estatisticamente<sup>83</sup> para análise;
- b) o período anterior a 1990 precede à abertura comercial, ao processo de privatização das estatais e a outras medidas associadas ao Consenso de Washington, apresentando características bem distintas da situação atual da economia brasileira, comprometendo a aplicabilidade dos resultados para a atual conjuntura<sup>84</sup>;
- c) entre 1994 e 1999, o governo brasileiro encontrava-se em um arranjo cambial do tipo *soft peg*.<sup>85</sup> Neste caso, seria conveniente observar que fatores levam à instabilidade deste tipo de regime.

Três índices foram calculados, com periodicidade mensal, para os anos de 1990-2006 e 1994-1999. Foram seguidas as metodologias de Pereira e Seabra (2004), Lopes e Moura (2001) e Castro (1999). A partir destes diferentes índices, foram estabelecidos critérios para a construção da variável binária que assume valor “um”, para os instantes de crise e “zero”, quando há tranquilidade. Desta maneira, obteve-se três séries que retratam, por diferentes metodologias, os instantes de crise vivenciados pela economia brasileira para os referidos períodos. A estas três séries de variáveis binárias,

---

<sup>83</sup> Os dados de déficit do setor público, acima e abaixo da linha, são calculados em diferentes órgãos, até durante a década de 1980, e os valores de cada uma destas séries diferem conforme a instituição responsável pela estatística.

<sup>84</sup> Durante a década de 1980, existia apenas uma “geração” de modelos de crise de balanço de pagamentos - a primeira. Estes modelos descreveram satisfatoriamente as crises a que foram acometidas as economias sul-americanas naquele período. A partir da década de 1990, à medida que novos eventos se desenrolavam (crise do *Exchange Rate Mechanism* do Sistema Monetário Europeu e crise Asiática), duas gerações de modelos de crises cambiais foram construídas. Para maiores detalhes sobre este assunto, reveja os capítulos 1 e 2 desta tese.

<sup>85</sup> Oficialmente, o regime cambial brasileiro é descrito como flutuante a partir de 1999. Souza (2005, p.24) investiga o câmbio brasileiro de 1999 a 2002, constatando que “enquanto os fundamentos externos da economia brasileira não estiverem suficientemente consolidados, o recurso a instrumentos que evitem desalinamentos cambiais excessivos deve ocorrer sempre que situações extremas ponham em risco o controle da inflação ou a estabilidade do balanço de pagamentos”.

acrescentaram-se mais duas: uma descrita por Miranda (2002) e outra construída, tomando como base a metodologia descrita em Murta, Brasil e Samohyl (2003).

Cumpre ressaltar que Pereira e Seabra (2004) calculam o índice de pressão sobre o mercado de câmbio (IPMC) mas não estabelecem um ponto de corte para a elaboração da variável binária e delimitação do instante de crise. Estes autores, conforme descrito no capítulo 3, não utilizaram modelos *logit*, prescindindo portanto de uma regra de formação para a variável binária. Desta maneira, tomamos a liberdade de discriminar uma norma para criação da variável binária, a partir do IPMC idealizado pelos autores citados. O ponto de limite para caracterizar a crise foi a média do IPMC acrescida de 1,5 desvio padrão<sup>86</sup>. Denominaremos este novo índice Pereira e Seabra (2004) modificado.

Inicialmente, devemos analisar as diferentes variáveis envolvidas no cálculo dos IPMCs. Conforme já descrito no Capítulo 3, o índice busca retratar a pressão existente sobre o mercado cambial. A maneira mais evidente desta pressão é a mudança do regime cambial ou a desvalorização abrupta e de grande porte da taxa de câmbio. Esta situação refere-se aos momentos em que o Banco Central não conseguiu deter os efeitos dos ataques especulativos sobre o câmbio.

A perspectiva dos estudiosos de crises cambiais é que índice de pressão sobre o mercado de câmbio deva ser capaz de refletir as expectativas dos agentes com relação à possibilidade de uma eventual desvalorização cambial de grande porte. Como não existem formas objetivas de mensurar as expectativas, os índices acabam captando o ato reflexo das autoridades monetárias diante do que avaliam que seja a expectativa do mercado. Em outras palavras, os índices captam a reação do Banco Central, ao que ele avalia ser a expectativa de mercado. Esta reação pode se dar de inúmeras maneiras, como será abordado mais tarde, neste mesmo capítulo. O modo de reação do Banco Central, mais facilmente apreendido pelos agentes, ante a possibilidade de um ataque especulativo, é a perda de reservas. Outra reação do Banco Central é a subida da taxa de juros, impondo aos especuladores a expectativa do ônus da perda do rendimento financeiro.

---

<sup>86</sup> Este ponto é arbitrado levando em consideração que é a escolha mais comum dentre as mais de vinte formas estudadas para geração da variável binária. Optamos pela criação desta variável binária por esta apresentar aspectos originais conforme exposto adiante neste capítulo.

O IPMC deve descrever tanto ocasiões em que o Banco Central é capaz de conter os ataques especulativos sobre o câmbio como quando se efetiva a mudança abrupta da taxa cambial e/ou de regime cambial. Desta maneira, a pressão sobre o mercado de câmbio pode ser averiguada através da atuação de elevação da taxa de juros e perda de reservas do Banco Central.

Analisemos agora, cada um dos IPMCs calculados.

Castro (1999) constrói o IPMC inspirada nas idéias de Eichengreen, Wyplosz e Rose (1994), de Sachs (1996) e Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1997 e 1998). Desta maneira, a autora elabora um índice com as seguintes variáveis: reservas internacionais (conceito de liquidez total), meios de pagamentos amplo (M2), índice de taxa de câmbio efetiva (IPA-DI), taxa de juros selic, taxa de juros *prime-rate* média norte-americana (CASTRO, 1999).

Estabelece assim, um índice a partir das variações percentuais da razão entre as reservas internacionais e M2, das variações percentuais<sup>87</sup> da diferença entre a taxa de juros selic e a taxa de juros *prime* média e a variação do índice da taxa de câmbio efetiva (IPA-DI). Todas estas variações são divididas pelos respectivos desvios padrão. Desta forma, as variações são expressas em termos de desvios padrão. A idéia original de usar o indicador reservas/M2 é de Sachs (1996). A capacidade potencial de intervenção do Banco Central é tanto mais forte quanto maior esta razão. Pois, teoricamente, a autoridade monetária poderia defender plenamente a moeda nacional se dispusesse de recursos suficientes para converter todos os ativos de liquidez mais imediata (M2) em moeda estrangeira. Logo, quando há uma variação negativa neste componente do índice, a pressão sobre o mercado de câmbio aumenta. A utilização da diferença entre a taxa de juros nacional e internacional considera que quando há aumento nesta diferença, o Banco Central está buscando reter capital estrangeiro sob forma de moeda nacional. Portanto, a subida dos juros deve ser indicativa de maior pressão sobre o câmbio. Por fim, a desvalorização cambial é a expressão mais evidente da forte pressão sobre o câmbio. A autora considerou a taxa de câmbio efetiva por ser esta que melhor retrata o alívio ou o agravamento da pressão sobre o balanço de pagamentos, especialmente, quando são considerados períodos com diferentes patamares inflacionários.

---

<sup>87</sup> Variações percentuais entre o mês t e o mês t-1.

Lopes e Moura (2001)<sup>88</sup> têm um índice onde são levadas em consideração as variações percentuais<sup>89</sup> das reservas internacionais (conceito de caixa) medidas em termos de desvios padrão e as variações percentuais das diferenças entre a taxa de juros CDI-*over* e *prime-rate* americana. Como tanto a série reservas internacionais (conceito de caixa) como taxa de juros CDI-*over* foram interrompidas, substituímos as mesmas pelas reservas internacionais (conceito liquidez total) e taxa de juros (*over*/Selic). As séries substitutas têm correlação de 0,99 com as originais quando são considerados os períodos anteriores à interrupção da coleta de dados.

Conforme já mencionado neste capítulo, o indicador de Pereira e Seabra (2004) aqui disposto não é o do artigo original. Apresentamos uma versão modificada apenas preservando os componentes. Dentre todos os trabalhos analisados para a economia brasileira utilizando modelos de crise cambial de primeira, segunda e terceira gerações, Pereira e Seabra (2004) e Moreira, Pinto e Souza (2004) foram os únicos que centralizaram seu foco na questão de crises bancárias geminadas a crises cambiais. O índice estimado por Pereira e Seabra (2004) é original no que se refere à inclusão de uma variável que reflete diretamente a aversão do mercado à moeda nacional - elemento comum em crises cambiais e bancárias. Esta inovação nos levou a converter o IPMC originalmente calculado por Pereira e Seabra (2004) em uma variável binária. No trabalho citado, o IPMC foi utilizado em estimações de dados de painel. Tendo em vista que as séries do *International Finance Statistics* citadas por Pereira e Seabra (2004) não puderam ser reconstruídas para todo os meses do período 1990-2006, tomamos a liberdade de utilizar algumas das mesmas variáveis, tendo como fonte de dados o Bacen e o IPEA. Esta experiência foi motivada pela importância de testar um índice que aborda aspectos não incorporados aos demais modelos analisados.

As variáveis envolvidas no IPMC de Pereira e Seabra (2004) modificado são as variações percentuais medidas em termos de desvios padrão: das reservas internacionais

---

<sup>88</sup> Os autores descrevem seu índice considerando a variação percentual da diferença das reservas internacionais brasileiras e americanas. Contudo, ao tentarmos replicar os resultados obtidos pelos autores para o período 1994-1999, estes somente foram iguais quando são desconsideradas as reservas norte-americanas.

De fato, os autores inspiraram-se em textos que analisaram a crise do *Exchange Rate Mechanism* Europeu. Naquela análise, é razoável a utilização da variação percentual da diferença das reservas de cada país relativamente às reservas alemãs. No caso brasileiro, esta transposição, tomando como referência as reservas norte-americanas, não é conveniente.

<sup>89</sup> Variações percentuais entre o mês t e o mês t-1.

(conceito liquidez total<sup>90</sup>); das taxas de câmbio (livre); de M2 (deflacionado pelo IGP-DI)<sup>91</sup> e pela diferença entre taxa de juros Selic e taxa de juros dos fundos federais dos Estados Unidos.

Neste caso, esperamos que a pressão sobre o câmbio deva ser tanto maior quando houver redução no nível de reservas ou de M2 (representando fuga da moeda nacional), aumento do diferencial de juros nacional e estrangeiro e aumento da taxa de câmbio (desvalorização da moeda nacional).

Esclarecidos os componentes dos vários IPMCs, cumpre ainda explicar como foram construídas as variáveis binárias crise e tranqüilidade, conforme as metodologias de Miranda (2002) e Murta, Brasil e Samohyl (2003).

Miranda (2002) não realiza a construção do IPMC para os anos de 1982 a 1999. Ele apenas constrói a variável binária crise e tranqüilidade a partir de três critérios: desvalorização cambial discreta e acentuada; grande perda das reservas internacionais e mudança de regime cambial. O autor também fez uso do texto de Garcia e Valpassos (2000) e Bonomo e Terra (1999) para definir os períodos de crise. Ambos os textos antecedem aos anos de 1999 a 2006, portanto, construímos o índice de pressão sobre o mercado de câmbio para estes anos utilizando apenas as variáveis reservas internacionais e câmbio e, a partir dele, definimos os instantes de crise como sendo aqueles em que o IPMC ultrapassa a sua média acrescida de 1,5 desvio padrão.

Murta, Brasil e Samohyl (2003) consideram para identificar os momentos de crise a taxa de variação da taxa de câmbio real acumulada nos últimos três meses maior que 15% ou a taxa de variação mensal do câmbio real superior a 4% e a 2,54 vezes o desvio padrão desta série.

Um aspecto importante do indicador binário de Murta, Brasil e Samohyl (2003) é que ele não assinala falsas crises. Ele sempre identifica os momentos em que os ataques especulativos são bem sucedidos em promover uma alteração expressiva no câmbio.

---

<sup>90</sup> Inclui os créditos imediatos a receber.

<sup>91</sup> No artigo original, os autores não deflacionam M2, já que analisam um período de baixo patamar inflacionário 1995 a 2000. Como nossa intenção é utilizar M2 de 1990 a 2006, e a variabilidade de taxas de inflação é bem expressiva neste período, consideramos necessário este processo.

Por outro lado, o indicador é incapaz de detectar os instantes em que ocorreram ataques especulativos contra o câmbio que redundaram em perda de reservas, ou mudança na taxa de juros ou quaisquer outros elementos da política monetária ou de normas cambiais.

O primeiro ponto a ser analisado com relação a esta série de indicadores é a semelhança existente entre eles. Todos os autores buscam identificar os períodos em que ocorreram crises cambiais e por quanto tempo estas se prolongaram. Deveríamos supor que todos os caminhos levassem a Roma, ou seja, ainda que através de diferentes metodologias os instantes identificados como crises deveriam ser comuns, na maior parte das vezes.

De imediato, constata-se que dentre os cento e noventa e três meses analisados<sup>92</sup>, a metodologia de construção da variável binária que apresenta maior número de períodos de crise é a de Lopes e Moura (2001). São registrados vinte e quatro instantes de crise conforme estes autores. A metodologia de Pereira e Seabra (modificada) aponta para treze instantes de crise. Miranda (2002) e Murta, Brasil e Samohyl (2003) atestam a existência de doze momentos de crises, ao passo que a metodologia de Castro (1999) apresenta dez meses em crise.

Cumpre ressaltar que apenas dois meses são indicados como crise em todos os cinco métodos: novembro de 1990 e janeiro de 1999. A primeira data refere-se ao reflexo da abertura comercial que acompanhou uma redução das exportações e uma expressiva elevação das importações exclusive petróleo, de 9,6%. Estes dois movimentos geraram o pior superávit comercial desde 1986 até 1990: US\$ 10,7 bilhões (OLIVEIRA *et al.*, 1993). A segunda data corresponde ao abandono das bandas cambiais do Plano Real.

Mais três datas são apontadas como crise por quatro métodos conjuntamente: setembro de 1991 (maxidesvalorização cambial em 30.09), setembro de 1998 (reflexo da crise cambial russa em agosto) e abril de 2000 (quando há aumento dos preços do petróleo, consoante Nascimento (2003)).

---

<sup>92</sup> No anexo IV, estão disponíveis as séries de variáveis binárias obtidas a partir destas cinco metodologias.

O segundo aspecto a ser analisado é a matriz de correlação entre os diversos IPMC. Esta mede o grau de associação linear entre as séries. Uma análise inicial partindo da correlação existente entre os índices (Tabela 1) revela que:

- a) Os índices de pressão sobre o mercado de câmbio podem ser bastante distintos, conforme o período considerado, como revelam os dados de correlação entre Castro e Pereira e Seabra modificado entre 1990 e 2006 e entre 1994 e 1999;
- b) métodos que apresentam alto grau de correlação como é o caso de Castro (1999) e Lopes e Moura (2001) podem não necessariamente indicar, na maior parte das vezes, os mesmos instantes de crise, já que o limite de corte para definir a variável binária pode ser bem diferente – no caso: média +1,5 desvio padrão para Castro (1999) e média + 1,0 desvio padrão para Lopes e Moura (2001).

**Tabela 1 – Correlação (Spearman) entre os IPMC (1990-2006 e 1994-1999)**

	<b>Correlação 90-06</b>	<b>Correlação 94-99</b>
Castro-Lopes e Moura	0,820849207	0,919802126
Lopes e Moura -Pereira e Seabra (mod.)	0,683230445	0,869147691
Castro- Pereira e Seabra (modificado)	0,605367916	0,952665027

**Fonte:** Elaboração própria através do *software SPSS*.

O terceiro ponto a ser estudado é a matriz de correlação entre as variáveis binárias indicadoras de crise e tranqüilidade. Para este fim, obtivemos a correlação por rank das variáveis binárias, calculando o coeficiente de correlação por rank – Kendall tau.

**Tabela 2 – Correlação entre as variáveis binárias (1990-2006 e 1994-1999)**

<b>Correlações –Kendall -tau</b>	<b>90-06</b>	<b>94-99</b>
Castro - Lopes e Moura	0,47863	0,68641
Castro - Pereira e Seabra mod.	0,59004	1
Castro - Miranda	0,42384	0,48105
Castro - Murta	0,23023	0,56656
Lopes e Moura - Pereira e Seabra mod.	0,33726	0,68641
Lopes e Moura - Miranda	0,48819	0,70083
Lopes e Moura - Murta	0,22809	0,38889
Pereira e Seabra mod.- Miranda	0,44446	0,48105
Pereira e Seabra mod.- Murta, Brasil e Samohyl	0,10202	0,56656
Miranda - Murta, Brasil e Samohyl	0,28913	0,43033

**Fonte:** Elaboração própria através do *software SPSS*.

Constata-se que no período mais extenso (1990-2006), a correlação entre os diferentes métodos é baixa ou intermediária, atingindo no máximo, 0,59 para Castro (1999) e Pereira e Seabra (2004) modificado. Observe que, apesar do IPMC de Castro

(1999) e Lopes e Moura (2001) serem bastante semelhantes, a variável binária construída a partir deles é bem díspare, em virtude da regra para determinar o ponto limite de crise. Desconfia-se, a priori, que como os instantes indicados por crise são bastante divergentes conforme a metodologia escolhida, provavelmente, os resultados no que concerne aos fatores condicionantes da crise também devem ser discrepantes.

#### **4.2 Utilizando um modelo *logit*<sup>93</sup>**

O IPMC foi construído para que se obtenha uma variável binária a ser utilizada como variável dependente de modelos *Logit/Probit*<sup>94</sup> na avaliação de fatores que podem levar a uma crise cambial. Nestes modelos, estima-se o vetor dos coeficientes das variáveis independentes.

Os cinco autores,<sup>95</sup> para os quais recalcularmos o IPMC para 1990-2006, estimaram modelos *logit* para diferentes períodos, revelando explicações antagônicas para as crises cambiais brasileiras.

Nos próximos dois tópicos, propomos analisar, em primeiro lugar, se os resultados obtidos foram influenciados pela regra de formação das variáveis dependentes. E, em segundo, se as variáveis envolvidas no IPMC, ou ainda, se o ponto limite para determinar a partir de onde o IPMC representaria uma situação de crise, geraram variáveis binárias que apontavam para instantes de crise ou caracterizações de crise cambial muito diferentes. E, então, se cada estimação realizada a partir de variáveis dependentes tão diversamente formadas, apresentam resultados semelhantes quando o mesmo período é analisado.

#### **4.3 As variáveis envolvidas e dados**

Realizaremos primeiramente, cinco agrupamentos de novas estimações. Cada autor para o qual recalcularmos o IPMC obteve um modelo mais bem ajustado para

---

<sup>93</sup> Uma exposição detalhada sobre o modelo *logit*, testes e medidas de ajustamento pode ser obtida no Anexo IV desta tese.

<sup>94</sup> “Historicamente, a principal motivação para o uso da regressão *logit* era que a função de distribuição acumulada *logit* poderia ser calculada mais rapidamente do que a função de distribuição acumulada normal. Com o surgimento de computadores mais eficientes, essa distinção não é mais importante” (STOCK; WATSON, 2004, p. 209).

<sup>95</sup> Cumpre ressaltar, mais uma vez, que Pereira e Seabra (2004) realizaram a estimação através de dados de painel.

descrever os condicionantes de crises cambiais no Brasil. Tomaremos as variáveis explicativas de cada um destes modelos e reestimaremos o vetor de coeficientes do modelo *logit*, com as variáveis dependentes estabelecidas conforme as cinco diferentes metodologias. Buscaremos analisar se com a alteração no cálculo da variável dependente, se as variáveis independentes:

- a) Permanecem significativas ;
- b) têm o mesmo sinal estimado ou com magnitude semelhante;
- c) possuem contribuição marginal semelhante em cada modelo.

#### 4.3.1 O Período de 1990 a 2006

##### *4.3.1.1 Estimações utilizando as variáveis independentes sugeridas por Miranda*

Iniciaremos o exercício de estimação considerando as idéias de Miranda (1999; 2002). No modelo descrito pelo referido autor, para 205 observações, nas décadas de 1980 e 1990, as variáveis estatisticamente significantes são: M1, taxa de venda do dólar fixada pelo Banco Central, taxa de câmbio efetiva real, taxa internacional de juros, taxa internacional de juros na forma quadrática, saldo da balança comercial e controle de fluxos de capitais. A estimação desta especificação para o período 1990-2006, utilizando os indicadores binários calculados a partir da metodologia de Miranda (1999; 2002) gera uma regressão de baixa capacidade preditiva e cuja única variável significante é a constante e isto em nível de significância de 10% !

Da mesma forma, quando estimamos os parâmetros dos modelos *logit*, usando as diferentes metodologias de cálculo de variável binária para determinar os instantes de crise, os resultados também são pobres, conforme pode ser constado na Tabela 3. Apenas a estimação usando o índice de Murta, Brasil e Samohyl (2003) apresenta resultados satisfatórios, com pseudo  $R^2$  de MacFadden<sup>96</sup> atingindo 0,50.

Observe ainda que poucas variáveis aparecem como significativas nas diversas estimações.

---

<sup>96</sup> O pseudo  $R^2$  de McFadden assemelha-se ao  $R^2$  da regressão linear, variando entre 0 e 1. Quanto mais próximo de 1, melhor ajustado estará o modelo. O *E-views* calcula esta estatística a partir da seguinte fórmula:1-  $[\ln(F)/\ln(F_r)]$ ; onde  $\ln(F)$  é o logaritmo natural da função de máxima verossimilhança calculada com todos os regressores e  $\ln(F_r)$  é o logaritmo natural da função de máxima verossimilhança restrita (com todos os coeficientes, excetuando a constante, são restritos a zero).

**Tabela 3 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação utilizando todas as variáveis consideradas significativas nos textos originais de Miranda (1999 e 2002) – Modelo Logit – Brasil (1990-2006)**

Metodologia do Indicador Binário	Cons-ante	M1	Dummy Controle de Fluxos de Capitais	Taxa de Câmbio Efetiva	Taxa de Câmbio Livre	Taxa de Juros Inter Nacional	Taxa de Juros Internacional ao Quadrado	Saldo da Balança Comercial	Hannan-Quinn Critério de Informação	Pseudo R <sup>2</sup> de McFadden
<b>Miranda</b>	-7,4044 (4,10) (0,07)	0,0085 (0,01) (0,55)	-0,2954 (2,00) (0,88)	0,0220 (0,02) (0,43)	-0,0002 (-0,00) (0,73)	0,3696 (1,14) (0,74)	0,008 (0,12) (0,94)	-0,2162 (0,39) (0,58)	0,56	0,08
<b>Castro</b>	-10,3632 (7,42) (0,16)	-0,0054 (0,01) (0,74)	0,2953 (2,28) (0,89)	0,0489 (0,035) (0,17)	-0,0000 (0,00) (0,89)	0,4149 (2,42) (0,86)	0,036 (0,22) (0,87)	-1,2549 (0,69) (0,06)	0,46	0,20
<b>Lopes e Moura</b>	-8,0802 (2,98) (0,00)	0,0315 (0,01) (0,025)	2,7452 (1,47) (0,06)	0,0262 (0,02) (0,21)	-0,0000 (0,00) (0,75)	0,3939 (0,66) (0,55)	-0,038 (0,08) (0,63)	-0,4731 (0,27) (0,09)	0,77	0,14
<b>Pereira e Seabra Modificado</b>	-4,0690 (4,75) (0,39)	-0,039 (0,01) (0,01)	-1,2976 (2,43) (0,59)	0,0589 (0,03) (0,09)	-0,0000 (0,00) (0,57)	-1,224 (1,74) (0,48)	0,1878 (0,18) (0,30)	-1,1572 (0,62) (0,06)	0,51	0,23
<b>Murta, Brasil e Samohyl</b>	-24,2269 (7,42) (0,00)	0,0240 (0,02) (0,36)	1,8407 (2,50) (0,46)	0,2167 (0,06) (0,00)	0,0000 (0,00) (0,99)	-2,437 (1,47) (0,09)	0,3467 (0,17) (0,04)	-1,6176 (0,96) (0,09)	0,36	0,50

**Fonte:** Estimações próprias realizadas através do software *E-views*.

**Nota:** O primeiro termo entre parênteses é o desvio padrão da estimativa; já o segundo, é o denominado *p-value*. Dado o *p-value*, o leitor pode determinar imediatamente se rejeita ou aceita a hipótese de que o verdadeiro valor do coeficiente é zero, contra a hipótese alternativa que difere de zero. Por exemplo, se o *p-value* é inferior a 0,10, isto indica que com nível de significância de 10%, há evidencia para rejeição da hipótese nula.

Quando se estima a especificação ótima a partir do indicador obtido pela metodologia de Miranda (1999; 2002), para o período 1990-2006, constata-se que as variáveis M1, taxa de venda do dólar fixada pelo Banco Central, taxa de câmbio efetiva real e controle dos fluxos de capitais podem ser excluídas pois não são significativas e podem ser dispensadas pelo critério de informação (Hannan-Quinn)<sup>97</sup>. A especificação se reduz para uma função da constante, da taxa de juros internacional e do saldo da balança comercial. O modelo acaba envolvendo um número menor de variáveis independentes e sua capacidade preditiva cai muito em relação à estimação original do artigo de Miranda (2002). O pseudo- $R^2$  de McFadden despenca de 0,36 no artigo original de 2002 para 0,06, na nossa estimativa de 2006.

Se forem realizadas quatro estimativas tomando como referência as variáveis independentes que sugerem o melhor modelo para Miranda, obtém-se a Tabela que segue.

**Tabela 4 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação obtida a partir do modelo mais bem ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia de Miranda (1999 e 2002) – Modelo Logit – Brasil (1990-2006)**

Metodologia do Indicador Binário	Constante	Taxa de Juros Internacional	Saldo da Balança Comercial	Hannan-Quinn Critério de Informação	Pseudo $R^2$ de McFadden
<b>Miranda</b>	-4,30 (1,16) (0,00)	0,33 (0,19) (0,08)	-0,25 (0,31) (0,42)	0,48	0,06
<b>Castro</b>	-7,11 (2,00) (0,00)	0,77 (0,31) (0,01)	-0,71 (0,47) (0,12)	0,38	0,17
<b>Lopes e Moura</b>	-2,56 (0,77) (0,00)	0,15 (0,13) (0,27)	-0,16 (0,21) (0,43)	0,78	0,02
<b>Pereira e Seabra Modificado</b>	-5,80 (1,35) (0,00)	0,60 (0,21) (0,00)	-0,32 (0,34) (0,34)	0,47	0,14
<b>Murta, Brasil e Samohyl</b>	-5,46 (1,16) (0,00)	0,50 (0,18) (0,00)	0,20 (0,26) (0,43)	0,47	0,09

**Fonte:** Estimativas próprias realizadas através do software *E-views*.

**Nota:** O primeiro termo, entre parênteses, é o desvio padrão da estimativa; já o segundo, é o denominado *p-value*.

<sup>97</sup> Somente dispomos na tabela o critério de informação de Hannan Quinn; entretanto, para a análise, foram calculados também os de Schwarz e Akaike.

Constatamos na Tabela 4, que no modelo usando a variável independente gerada pela metodologia de Castro (1999), a variável taxa de juros internacional é significativa, mas, em Lopes e Moura (2001), ela é completamente irrelevante!

Quando buscamos o modelo *logit* melhor ajustado usando todas as variáveis independentes sugeridas por Miranda (1999; 2002) para o período 1990-2006 e tendo como variáveis dependentes os demais índices (Castro (1999), Pereira e Seabra (2004) modificado, Murta Brasil e Samohyl (2003), Lopes e Souza (2001)) obtém-se alguns resultados interessantes. Constatase que, para a grande maioria das especificações estimadas, as variáveis independentes consideradas relevantes para Miranda (1999; 2002) não são significativas no período 1990-2006. Contudo, para o indicador de crise cambial que considera apenas as grandes desvalorizações cambiais, como instantes de crises (idéia de Murta, Brasil e Samohyl (2003)), obtemos um modelo com pseudo- $R^2$  de McFadden de 0,44 e envolvendo como variáveis independentes, a *dummy* de controles de fluxos de capitais, M1, a taxa de juros internacional e a taxa de câmbio efetiva real – todos os parâmetros associados a estas variáveis sendo significativos em nível de 10%.

**Tabela 5 – Melhores especificações obtidas para os diversos índices: variáveis independentes utilizadas originalmente por Miranda (2002) – Modelo *Logit* – Parâmetros Estimados – Brasil (1990-2006)**

Metodologia do Indicador Binário	Constante	Saldo da Balança Comercial	Taxa de Juros Internacional	M1	Taxa de Câmbio Efetiva	dummy de Controle de Fluxos de Capital	Pseudo $R^2$
<b>Castro</b>	-7,11 (2,00) (0,00)	-0,71 (0,47) (0,12)	0,77 (0,31) (0,01)	-x-	-x-	-x-	0,17
<b>Miranda</b>	-4,30 (1,16) (0,00)	-0,25 (0,31) (0,42)	0,33 (0,19) (0,08)	-x-	-x-	-x-	0,06
<b>Pereira e Seabra</b>	-8,32 (3,63) (0,02)	-1,03 (0,52) (0,05)	0,77 (0,25) (0,00)	-0,03 (0,01) (0,02)	0,04 (0,03) (0,15)	-x-	0,21
<b>Lopes e Moura</b>	-5,60 (1,42) (0,00)	-x-	0,20 (0,14) (0,16)	0,02 (0,01) (0,00)	-x-	1,51 (0,81) (0,06)	0,09
<b>Murta, Brasil e Samohyl</b>	-26,2 (6,80) (0,00)	-x-	0,77 (0,34) (0,02)	0,04 (0,02) (0,05)	0,15 (0,04) (0,00)	2,89 (1,29) (0,02)	0,44

**Fonte:** Estimações próprias realizadas através do software *Eviews*.

**Nota:** O primeiro termo entre parênteses é o desvio padrão da estimativa, já o segundo é o denominado *p-value*.

Os demais modelos mais bem ajustados, quando consideramos as variáveis independentes acima descritas, são pouco explicativos, com pseudo  $R^2$  McFadden

abaixo de 0,21. Ademais, as variáveis independentes cujos parâmetros estimados são considerados significativos diferem conforme a metodologia adotada para construção da variável binária.

Somente dois parâmetros estimados, associados às variáveis independentes, se revelam significativos em todas as especificações mais bem ajustadas – a taxa de juros internacional e a constante. Observe que esta constatação poderia dar margem ao *policy maker* atribuir a fatores externos (taxa de juros internacional) as motivações das crises cambiais brasileiras no período.

É fundamental ressaltar que o índice de Miranda (1999; 2002), quando utilizado em um modelo *logit* com as variáveis independentes consideradas relevantes nos trabalhos de 1999 e 2002, estimando o modelo para o restrito período de 1994-1999, apresenta outros resultados que serão vistos mais adiante, neste capítulo.

#### *4.3.1.2 Estimações utilizando as variáveis independentes sugeridas por Murta, Brasil e Samohyl*

Em seu modelo original, de Murta, Brasil e Samohyl (2003) atribuem à taxa de câmbio efetiva ou ao saldo em transações correntes, à taxa de desemprego e ao comportamento das reservas, o papel de condicionantes das crises cambiais brasileiras de 1992 a 1999.

Ao experimentarmos realizar estimações com as variáveis independentes citadas e o indicador binário construído a partir da metodologia de Murta, Brasil e Samohyl (2003), constatamos que a especificação estimada apresenta a variável desemprego com um sinal negativo. Este fato não faz sentido do ponto de vista econômico. A proposta dos modelos de segunda geração é de que o aumento da taxa de desemprego eleva o custo do governo em manter a taxa cambial, aumentando, portanto a probabilidade de crise. Logo, eliminamos a variável desemprego da estimação.

Obtemos, assim, os resultados da Tabela 6.

**Tabela 6 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação obtida a partir do modelo melhor ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia de Murta, Brasil e Samohyl (2003) – Modelo Logit – Brasil (1990-2006)**

Metodologia do Indicador Binário	Constante	Taxa de Câmbio Efetiva	Reservas Internacionais	Hannan-Quinn Critério de Informação	Pseudo R <sup>2</sup> de McFadden
<b>Miranda</b>	0,73 (0,74)	-0,02 (0,29)	-0,03 (0,04)	0,49	0,05
<b>Castro</b>	1,84 (0,42)	-0,02 (0,20)	-0,05 (0,00)	0,40	0,13
<b>Lopes e Moura</b>	-0,97 (0,57)	0,00 (0,91)	-0,03 (0,01)	0,77	0,04
<b>Pereira e Seabra Modificado</b>	3,06 (0,15)	-0,03 (0,11)	-0,07 (0,00)	0,43	0,21
<b>Murta, Brasil e Samohyl</b>	-5,96 (0,02)	0,05 (0,03)	-0,08 (0,00)	0,40	0,23

Fonte: Estimações próprias realizadas através do software *E-views*.

Nota: O termo entre parênteses é o *p-value*.

Ressaltamos que a taxa de câmbio efetiva é utilizada diretamente para a construção da variável binária de Murta, Brasil e Samohyl (2003). As reservas por sua vez, são componentes dos demais indicadores binários calculados. Assim, caímos em uma forma circular de pensar em que os componentes do índice explicam o indicador binário e pouco se esclarece sobre as condicionantes de uma crise cambial.

Ademais, os efeitos marginais das reservas sobre a probabilidade de desvalorização são muito distintos, conforme a metodologia do indicador binário. A diferença é de cerca de três vezes entre o maior efeito marginal e o menor. Como a unidade de medida das reservas utilizada nas estimações era bilhões de dólares, isto quer dizer que, em uma especificação, o declínio de um bilhão de dólares<sup>98</sup> produziria o mesmo efeito que o de três bilhões em outra.

Constatamos que, na maior parte dos modelos, a taxa de câmbio efetiva não é significativa. Se formos obter as melhores especificações a partir das variáveis independentes sugeridas por Murta, Brasil e Samohyl (2003), teremos que os modelos mais bem ajustados serão os descritos na Tabela 7.

<sup>98</sup> Cumpre ressaltar que o saldo médio mensal da balança comercial brasileira no período foi de 817 milhões de dólares.

**Tabela 7 – Melhores especificações obtidas para os diversos índices: variáveis independentes utilizadas originalmente por Murta, Brasil e Samohyl (2003) – Modelo Logit – Parâmetros estimados – Brasil (1990-2006)**

Metodologia do Indicador Binário	Constante	Taxa de Câmbio Efetiva	Saldo de Transações Correntes	Reservas Internacionais	Taxa de Desemprego	Pseudo R <sup>2</sup>
<b>Castro</b>	-x-	-x-	-0,00	-0,16	-x-	0,31(*)
<b>Miranda</b>	1,56	-x-	-0,00	-0,06	-x-	0,15
<b>Pereira e Seabra</b>	-x-	-x-	-0,00	-0,14	-x-	0,33(*)
<b>Lopes e Moura</b>	-3,28	-x-	-0,00	-0,08	0,33	0,19
<b>Murta, Brasil e Samohyl</b>	-5,96	0,05	-x-	-0,08	-x-	0,23

**Fonte:** Estimações próprias realizadas através do software *E-views*.

**Notas:** 1. Todos os parâmetros estimados são significativos em nível de 10%.

2. (\*) Valor obtido na especificação que inclui a constante.

#### 4.3.1.3 Estimações utilizando as variáveis independentes sugeridas por Lopes e Moura

Lopes e Moura (2001) testaram as seguintes variáveis como condicionantes de crises: relação importação/exportação, nível de preços, *dummy* de condições externas, necessidade de financiamento do setor público como proporção do PIB (resultado primário), razão base monetária/PIB e taxa de desemprego. Como os dados mensais de finanças públicas do ano de 1990 são precários, sendo impossível reconstituir uma série mensal de necessidade de financiamento do setor público, realizamos as estimações para o período 1991-2006.

O modelo mais bem ajustado para o indicador binário de Lopes e Moura (2001) envolveu apenas as variáveis *dummy* e taxa de desemprego. Esta mesma especificação, quando utilizada com as variáveis dependentes obtidas pelas demais metodologias, geraram os resultados expressos na Tabela seguinte:

**Tabela 8 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação obtida a partir do modelo melhor ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia de Lopes e Moura – Modelo Logit – Brasil (1991-2006)**

Metodologia do Indicador Binário	Constante	Taxa de Desemprego (%)	Dummy de Condições Externas	Hannan-Quinn Critério de Informação	Pseudo R <sup>2</sup> de McFadden
<b>Miranda</b>	-0,29 (0,89)	-0,29 (0,18)	2,38 (0,00)	0,42	0,13
<b>Castro</b>	-0,75 (0,76)	-0,26 (0,28)	1,66 (0,06)	0,35	0,06
<b>Lopes e Moura</b>	-4,94 (0,00)	0,24 (0,13)	1,83 (0,00)	0,70	0,07
<b>Pereira e Seabra Modificado</b>	1,97 (0,36)	-0,51 (0,02)	1,37 (0,12)	0,40	0,10
<b>Murta, Brasil e Samohyl</b>	-2,22 (0,36)	-0,08 (0,71)	-33,58 (1,00)	0,37	0,02

**Fonte:** Estimações próprias realizadas através do software *E-views*.

**Nota:** O termo entre parênteses é o denominado *p-value*.

Como se pode depreender da Tabela acima, os resultados são pobres. A principal explicação para as crises brasileiras, segundo Lopes e Moura (2001), em seu artigo original, seriam as crises externas. Observamos que, quando um período mais longo é estudado e são usadas outras metodologias, a *dummy* de condições externas torna-se não significativa em duas das cinco estimativas iniciais.

As melhores especificações obtidas para as diferentes metodologias de construção das variáveis binárias são as expostas na Tabela 9.

**Tabela 9 – Melhores especificações obtidas para os diversos índices: variáveis independentes utilizadas originalmente por Lopes e Moura (2001) – Modelo Logit – Parâmetros estimados – Brasil (1990-2006)**

Metodologia do Indicador Binário	Constante	Base monetária/PIB	Dummy de Condições Externas	IGP-DI	Taxa de Desemprego	Importação/Exportação	Pseudo R <sup>2</sup>
<b>Castro</b>	-9,35 (0,00)	11,11 (0,09)	-x-	-0,03 (0,02)	-x-	6,76 (0,01)	0,23
<b>Miranda</b>	-3,28 (0,00)	-x-	2,37 (0,00)	-x-	-x-	-x-	0,11
<b>Pereira e Seabra</b>	-3,77 (0,00)	11,39 (0,04)	-x-	-0,02 (0,00)	-x-	-x-	0,15
<b>Lopes e Moura</b>	-4,94 (0,00)	-x-	1,83 (0,13)	-x-	0,24 (0,13)	-x-	0,07
<b>Murta, Brasil e Samohyl</b>	-7,69 (0,00)	23,63 (0,00)	-x-	-0,03 (0,00)	-x-	-x-	0,24

**Fonte:** Estimações próprias realizadas através do software *E-views*.

**Nota:** O termo entre parênteses é denominado *p-value*.

Cumpre salientar que, as conclusões tiradas a partir das melhores especificações são díspares. Para Lopes e Moura, o efeito contágio, captado pela *dummy* das condições externas seria a melhor explicação para a crise. Nas estimativas realizadas a partir dos

indicadores binários que usaram as metodologias de Castro (1999), Pereira e Seabra modificado e Murta, Brasil e Samohyl (2003), as condições monetárias apresentam papel fundamental para explicar as crises, que seria coerente com modelos de primeira geração.

#### 4.3.1.4 Estimações utilizando as variáveis independentes sugeridas por Castro e Pereira e Seabra

As estimações realizadas a partir das variáveis independentes utilizadas em Castro (1999) produziram especificações com maior grau de explicação como se pode constatar ao examinar o Pseudo  $R^2$  de MacFadden. Os melhores modelos foram bastante semelhantes e a variável crédito interno líquido como proporção do PIB apresentou um efeito marginal sobre a probabilidade de desvalorização que variou de 2,71 conforme a metodologia de Murta, Brasil e Samohyl (2003) a 7,23 consoante metodologia de Miranda (1999; 2002).

**Tabela 10 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação melhor ajustada para a variável dependente, conforme a metodologia de Castro (1999) – Modelo Logit – Brasil (1990-2006)**

Metodologia do Indicador Binário	Constante	Índice de Preço de Importação	Crédito Interno Líquido	Hannan-Quinn Critério de Informação	Pseudo $R^2$ de McFadden
<b>Miranda</b>	-10,87 (3,11)	0,06 (0,02)	29,12 (6,51)	0,31	0,43
<b>Castro</b>	-10,73 (2,88)	0,06 (0,02)	18,41 (4,86)	0,34	0,27
<b>Lopes e Moura</b>	-3,66 (2,07)	0,08 (0,02)	26,60 (5,56)	0,57	0,30
<b>Pereira e Seabra Modificado</b>	-9,80 (2,49)	0,06 (0,02)	16,52 (4,34)	0,42	0,23
<b>Murta, Brasil e Samohyl</b>	-11,28 (2,54)	0,07 (0,02)	10,90 (4,35)	0,42	0,20

**Fonte:** Estimações próprias realizadas através do software E-views.

**Nota:** Todos os parâmetros estimados são significativos em nível de 5%, excetuando o parâmetro associado ao índice de preço de importação da regressão cuja variável dependente é construída a partir da metodologia de Lopes e Moura (2001), cuja estatística z é 0,41. O termo entre parêntese é o desvio padrão do parâmetro estimado.

**Tabela 11 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação obtida a partir do modelo melhor ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia de Castro (1999) – Média dos efeitos marginais**

Metodologia do Indicador Binário	Constante	Índice de Preço de Importação	Crédito Interno Líquido
<b>Miranda</b>	-2,70313	0,016085	7,235761
<b>Castro</b>	-2,676385	0,016934	4,5902297
<b>Lopes e Moura</b>	-0,90689	0,002078	6,575522
<b>Pereira e Seabra Modificado</b>	-2,4426	0,015854	4,115239
<b>Murta, Brasil e Samohyl</b>	-2,81382	0,01975	2,71791

**Fonte:** Estimações próprias realizadas através do software *E-views*.

**Tabela 12 – Melhores especificações obtidas para os diversos índices: variáveis independentes utilizadas originalmente por Castro (1999) – Modelo Logit – Parâmetros estimados – Brasil (1990-2006)**

Metodologia do Indicador Binário	Constante	Índice de Preço de Exportação	Índice de Preço de Importação	Crédito Interno Líquido	Hannan-Quinn Critério de Informação	Pseudo R <sup>2</sup> de McFadden
<b>Miranda</b>	-10,87	-x-	0,06	29,12	0,31	0,43
<b>Castro</b>	-10,73	-x-	0,06	18,41	0,34	0,27
<b>Lopes e Moura</b>	-3,66	-x-	0,08	26,60	0,57	0,30
<b>Pereira e Seabra Modificado</b>	-9,80	-x-	0,06	16,52	0,42	0,23
<b>Murta, Brasil e Samohyl</b>	-2,35	-0,13	0,10	13,14	0,41	0,26

**Fonte:** Estimações próprias realizadas através do software *E-views*.

**Nota:** Todos os parâmetros estimados são significativos em nível de 5%, excetuando:

- o parâmetro associado ao índice de preço de importação da regressão cuja variável dependente é construída a partir da metodologia de Lopes e Moura, cuja estatística z é 0,41;
- a constante da regressão cuja variável dependente é construída a partir da metodologia de Murta, Brasil e Samohyl (2003).

No que concerne a Pereira e Seabra (2004), as variáveis independentes utilizadas pelos autores não puderam ser reconstituídas para todo o período. Parte delas, como é o caso da variável de contágio que envolve dados de diversos países latino-americanos, somente podendo ser obtida trimestralmente e, mesmo assim, não para todos os trimestres de 1990-2006. A variável de maior destaque, no trabalho citado, é aquela que busca associar o crédito das autoridades monetárias ao setor bancário em relação ao PIB. Para representar esta variável, foram selecionadas três séries temporais: operações de crédito do sistema financeiro/PIB, operações de crédito do sistema financeiro privado/PIB e operações de crédito do sistema financeiro público/PIB. A

idéia central é que os problemas de solvência bancária, decorrentes da maior exposição ao risco estão presentes nas crises cambiais recentes de países emergentes.

A estimação de modelos com estas séries como variáveis independentes levou a resultados ambíguos. Ora o parâmetro associado a operações de crédito aparecia com sinal negativo, ora positivo. Na maior parte das vezes o sinal associado ao parâmetro foi o negativo. Isto é pouco intuitivo, vez que implicaria que à medida que houvesse maior exposição ao risco, menor seria a probabilidade de crises cambiais. Desta forma, os modelos utilizando as variáveis citadas foram desprezados.

#### 4.3.2 A análise do período 1994-1999

Dois aspectos merecem ser ressaltados na análise das estimativas para o período de 1994-1999. Neste intervalo de tempo, os indicadores binários de Castro (1999) e Pereira e Seabra (2004) são idênticos – ambos assinalam os mesmos três instantes de crise.

Por outro lado, o indicador binário baseado na metodologia de Murta, Brasil e Samohyl (2003) apresenta apenas um momento de crise – janeiro de 1999, quando há alteração do regime cambial. Isto se revela um problema para a estimativa do modelo *logit*. A variável dependente apresenta apenas um instante em que assume o valor um (1) dentro dos cinqüenta e cinco meses. Desta forma, algumas vezes na estimativa, temos a impossibilidade de cálculo porque a matriz é quase singular ou ainda, uma única variável independente quando assume valor acima de determinado patamar acaba sendo perfeita previsora do instante de crise. Ademais, observamos que, para este indicador, neste período de tempo, se simplesmente, estabelecermos todos os meses entre julho de 1994 e janeiro de 1999 como momentos de tranquilidade, acertaremos 98,2% das vezes!

A exemplo do período 1990-2006, iniciamos a análise a partir de estimativas usando as variáveis dependentes consideradas relevantes para a explicação das crises cambiais brasileiras por Miranda (1999; 2002). Os principais resultados estão descritos nas três tabelas que seguem.

**Tabela 13 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação obtida a partir do modelo melhor ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia de Miranda (1999 e 2002) – Modelo Logit – Brasil (1994-1999)**

Metodologia do Indicador Binário	Constante	Taxa de Juros Internacional	Saldo da Balança Comercial	Taxa de câmbio efetiva	M1	Hannan-Quinn Critério de Informação	Pseudo R <sup>2</sup> de McFadden
<b>Miranda</b>	-115,35 (47,77) (0,01)	10,61 (4,44) (0,01)	-2,95 (1,72) (0,08)	0,51 (2,05) (0,03)	0,10 (0,05) (0,04)	0,58	0,46
<b>Lopes e Moura</b>	-145,40 (82,32) (0,07)	10,88 (6,15) (0,07)	-4,44 (1,97) (0,02)	0,82 (0,53) (0,12)	0,13 (0,07) (0,06)	0,55	0,55
<b>Pereira e Seabra Modificado e Castro</b>	-171,34 (145,80) (0,23)	12,99 (10,93) (0,23)	-10,11 (12,01) (0,39)	0,68 (0,64) (0,28)	0,31 (0,35) (0,36)	0,38	0,69
<b>Murta, Brasil e Samohyl</b>				Maior que 100,47 prevê perfeitamente o instante de crise.			

**Fonte:** Estimações próprias realizadas através do software *E-views*.

**Nota:** O primeiro termo entre parênteses é o desvio padrão da estimativa; já o segundo, é o denominado *p-value*.

**Tabela 14 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação obtida a partir do modelo melhor ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia de Miranda (1999 e 2002) – Média dos efeitos marginais – Brasil – (1994 – 1999)**

Metodologia do Indicador Binário	Constante	Saldo da Balança Comercial	Taxa de Juros Internacional	M1	Taxa de Câmbio Efetiva
<b>Miranda</b>	-28,55181	-0,73237	0,026113	2,628503	0,127918
<b>Lopes e Moura</b>	-35,83294	-1,09497	0,033453	2,682916	0,204506
<b>Pereira e Seabra Modificado e Castro</b>	-42,51707	-2,510251	0,078838	3,22326	0,170443

**Fonte:** Estimações próprias realizadas através do software *E-views*.

**Tabela 15 – Melhores especificações obtidas para os diversos índices – Variáveis independentes utilizadas originalmente por Miranda (2002) – Modelo Logit – Parâmetros estimados – Brasil (1994-1999)**

Metodologia do Indicador Binário	Constante	Saldo da Balança Comercial	Taxa de Juros Internacional	Taxa de Câmbio	Taxa de Câmbio Efetiva	M1	Hannan-Quinn Criterio de Informação	Pseudo R <sup>2</sup>
<b>Miranda</b>	-115,35 (47,77) (0,01)	-2,95 (1,72) (0,08)	10,61 (4,44) (0,01)	-x-	0,51 (2,05) (0,03)	0,10 (0,05) (0,04)	0,58	0,46
<b>Pereira e Seabra Modificado e Castro</b>	-27,98 (14,79) (0,05)	-3,54 (2,25) (0,11)	-x-	19,56 (11,94) (0,10)	-x-		0,33	0,57
<b>Pereira e Seabra Modificado e Castro</b>	-25,50 (11,54) (0,02)	-2,71 (1,51) (0,07)	-x-	-x-	0,25 (0,13) (0,06)		0,40	0,40
<b>Lopes e Moura</b>	-328,28 (198,13) (0,09)	-6,84 (3,53) (0,05)	27,38 (15,82) (0,08)	67,06 (38,51) (0,08)	1,15 (0,87) (0,18)		0,46	0,68
<b>Lopes e Moura</b>	-122,27 (60,05) (0,04)	-6,16 (2,74) (0,02)	13,25 (7,01) (0,05)	36,89 (17,26) (0,03)	-x-		0,49	0,57
<b>Murta, Brasil e Samohyl</b>				Maior que 1,5019 prevê perfeitamente o instante de crise.	Maior que 100,47 prevê perfeitamente o instante de crise.			

Fonte: Estimações próprias realizadas através do software *E-views*.

Nota: O primeiro termo entre parênteses é o desvio padrão da estimativa, já o segundo é o denominado *p-value*.

Comparando estas estimativas com as realizadas para o período mais extenso – de 1990 a 2006, constatamos que as do intervalo de tempo em que o país adotava um regime de bandas cambiais, apresentam melhor ajustamento, qualquer que seja o método de construção da variável dependente. O saldo da balança comercial se revela como significativo em praticamente todas as estimativas, assim como a taxa cambial. Já a taxa de juros internacional, que estivera presente em todas as mais bem ajustadas especificações entre 1990 e 2006, desaparece para as estimativas que utilizam a variável binária construída consoante a metodologia de Pereira e Seabra (2004) modificada e Castro (1999). Observamos que as conclusões são bem distintas.

No período 1990-2006, o *policy maker* poderia arguir que a prevenção de crises cambiais seria impossível vez que estas seriam condicionadas por uma variável sobre a qual o governo brasileiro não tinha controle – a taxa de juros internacional. Já entre 1994 e 1999, tendo em vista o papel do saldo da balança comercial no sentido de reduzir a vulnerabilidade externa, medidas que pudessem incrementar a competitividade das exportações brasileiras, teriam efeito sobre a possibilidade de advento de crises.

Outro exercício semelhante foi realizado utilizando como variáveis independentes as sugeridas por Lopes e Moura (2001) e Murta, Brasil e Samohyl (2003) para 1994-1999. As estimações foram menos bem ajustadas que as anteriores usando as variáveis de Miranda, conforme se depreende das Tabelas 16 a 21.

**Tabela 16 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação obtida a partir do modelo melhor ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia Lopes e Moura (2001) – Modelo Logit – Brasil (1994-1999)**

Metodologia do Indicador Binário	Constante	Relação Importação/Exportação	Dummy de Condições Externas	Hannan-Quinn Critério de Informação	Pseudo R <sup>2</sup> de McFadden
<b>Miranda</b>	-8,85 (5,28) (0,09)	4,63 (4,40) (0,29)	2,30 (1,20) (0,05)	0,60	0,25
<b>Lopes e Moura</b>	-14,84 (6,27) (0,01)	9,50 (4,85) (0,04)	2,65 (1,25) (0,03)	0,57	0,39
<b>Pereira e Seabra Modificado e Castro</b>	-13,62 (6,84) (0,04)	8,54 (5,37) (0,11)	1,27 (1,32) (0,33)	0,47	0,22
<b>Murta, Brasil e Samohyl</b>	Impossível estimar – próximo a matriz singular				

**Fonte:** Estimações próprias realizadas através do software *E-views*.

**Nota:** O primeiro termo entre parênteses é o desvio padrão da estimativa já o segundo é o denominado *p-value*.

Cumpre ressaltar que a relação importação/exportação em muito se assemelha à variável saldo da balança comercial. De fato, são duas maneiras de representar a mesma situação do comércio exterior de bens de um país. Desta forma, a significância desta relação corrobora as conclusões obtidas nas estimativas usando as variáveis dependentes de Miranda (2002).

Observamos ainda que quando analisamos o período que abrange grande diversidade de regimes cambiais - 1990 a 2006, esta confluência<sup>99</sup> de variáveis significativas não existiu.

<sup>99</sup> Saliente-se que no caso das melhores especificações obtidas para os diversos índices, a variável relação importação/exportação não aparece na especificação que envolve o indicador binário obtida pela metodologia exposta em Miranda (2002).

**Tabela 17 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação obtida a partir do modelo melhor ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia de Lopes e Moura (2001) – Média dos efeitos marginais – Brasil – 1994 – 1999**

Metodologia do Indicador Binário	Constante	Relação Importação/exportação	Dummy de Condições Externas
<b>Miranda</b>	-2,201357247	1,151361615	0,572450649
<b>Lopes e Moura</b>	-3,672579292	2,352145265	0,657544733
<b>Pereira e Seabra Modificado e Castro</b>	-3,398747009	2,13148913	0,31787158

**Fonte:** Estimações próprias realizadas através do software *E-views*.

**Tabela 18 – Melhores especificações obtidas para os diversos índices: variáveis independentes utilizadas originalmente por Lopes e Moura (2001) – Modelo *Logit* – Parâmetros estimados – Brasil (1994-1999)**

Metodologia do Indicador Binário	Constante	Base Monetária/PIB	Dummy de Condições Externas	IGP-DI	Taxa de Desem-prego	Importação/ Exportação	Pseudo R <sup>2</sup>
<b>Miranda</b>	-6,78 (3,17) (0,03)	8,91 (7,99) (0,26)	2,37 (1,20) (0,04)	-x-	-x-	-x-	0,26
<b>Pereira e Seabra Modificado e Castro</b>	-26,99 (13,21) (0,04)	20,74 (11,46) (0,07)	-x-	-x-	-x-	13,22 (7,96) (0,09)	0,38
<b>Lopes e Moura</b>	-14,84 (6,27) (0,01)	-x-	2,65 (1,25) (0,03)	-x-	-x-	9,50 (4,85) (0,04)	0,39
<b>Murta, Brasil e Samohyl</b>		Maior que 0,522 prevê perfeitamente o instante de crise.		Maior que 148,9 prevê perfeita-mente o instante de crise.			

**Fonte:** Estimações próprias realizadas através do software *E-views*.

**Nota:** O primeiro termo entre parênteses é o desvio padrão da estimativa, já o segundo é o denominado *p-value*.

**Tabela 19 – Parâmetros estimados para os diversos índices – Especificação obtida a partir do modelo melhor ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia de Murta, Brasil e Samohyl (2003) – Modelo Logit – Brasil (1994-1999)**

Metodologia do Indicador Binário	Constante	Conta Corrente	Reservas Internacionais	Hannan-Quinn Critério de Informação	Pseudo R <sup>2</sup> de McFadden
<b>Miranda</b>	2,10 (2,80) (0,45)	-0,00 (0,00) (0,05)	-0,14 (0,06) (0,03)	0,56	0,32
<b>Lopes e Moura</b>	-0,18 (2,73) (0,94)	-0,00 (0,00) (0,01)	-0,14 (0,07) (0,04)	0,51	0,47
<b>Pereira e Seabra Modificado e Castro</b>	-1,38 (3,45) (0,68)	-0,00 (0,00) (0,05)	-0,09 (0,07) (0,20)	0,45	0,28
<b>Murta, Brasil e Samohyl</b>	5,45 (7,98) (0,49)	-0,00 (0,00) (0,72)	-0,24 (0,21) (0,26)	0,27	0,30

**Fonte:** Estimações próprias realizadas através do software *E-views*.

**Nota:** O primeiro termo entre parênteses é o desvio padrão da estimativa, já o segundo é o denominado *p-value*.

**Tabela 20 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação obtida a partir do modelo melhor ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia de Murta, Brasil e Samohyl (2003) – Média dos efeitos marginais – Brasil (1994-1999)**

Metodologia do Indicador Binário	Constante	Conta Corrente	Reservas Internacionais
<b>Miranda</b>	0,521866	-0,00023	-0,035359248
<b>Lopes e Moura</b>	-0,04619	-0,00045	-0,0354495
<b>Pereira e Seabra Modificado e Castro</b>	-0,3455	-0,00028	-0,022916
<b>Murta, Brasil e Samohyl</b>	1,362158	-9,74492E-05	-0,06088

**Fonte:** Estimações próprias realizadas através do software *E-views*.

**Tabela 21 – Melhores especificações obtidas para os diversos índices: variáveis independentes utilizadas originalmente por Murta, Brasil e Samohyl (2003) – Modelo *Logit* – Parâmetros estimados – Brasil (1994-1999)**

Metodologia do Indicador Binário	Constante	Taxa de Câmbio Efetiva	Saldo de Transações Correntes	Reservas Internacionais	Taxa de Desemprego (1)	Pseudo R <sup>2</sup>
<b>Miranda</b>	2,10 (2,80) (0,45)	-x-	-0,00 (0,00) (0,05)	-0,14 (0,06) (0,03)	-x-	0,32
<b>Pereira e Seabra Modificado e Castro</b>	-14,08 (9,29) (0,12)	-x-	-x-	-0,14 (0,07) (0,04)	1,12 (0,54) (0,04)	0,44
<b>Lopes e Moura</b>	-x-	-x-	-0,00 (0,00) (0,01)	-0,14 (0,05) (0,00)	-x-	0,47 (*)
<b>Murta, Brasil e Samohyl (2)</b>		Maior que 112,9395 prevê perfeitamente o instante de crise.				

**Fonte:** Estimações próprias realizadas através do *software E-views*.

**Nota:** O primeiro termo entre parênteses é o desvio padrão da estimativa, já o segundo é o denominado *p-value*.

No caso das estimativas envolvendo as variáveis consideradas significativas no trabalho original de Murta, Brasil e Samohyl (2003), o saldo de transações correntes aparece como significativo para as especificações mais bem ajustadas usando o indicador binário de Miranda (1999; 2002) e Lopes e Moura (2001). Isto poderia soar como um fortalecimento do papel do saldo da balança comercial sobre as crises já que este último faz parte do saldo de transações correntes. Contudo, cumpre registrar que o desvio padrão associado ao parâmetro do saldo de transações correntes é demasiado grande, podendo inclusive, na construção dos intervalos de confiança, levar a valores dos parâmetros positivos – o que não faria sentido do ponto de vista econômico. Um valor estimado positivo indicaria que o aumento do saldo em transações correntes acarretaria incremento na probabilidade de crise cambial!

Finalmente, o uso da variável explicativa crédito interno líquido como percentual do PIB produziu modelos com pseudo R<sup>2</sup> de McFadden igual ou superior a 0,35 para todos os indicadores binários selecionados, conforme descrito nas Tabelas 22 e 23.

**Tabela 22 – Parâmetros estimados para os diversos índices - Especificação melhor ajustada para a variável dependente, conforme a metodologia de Castro (1999) – Modelo Logit – Brasil (1994-1999)**

Metodologia do Indicador Binário	Constante	Índice de Preço de Importação	Crédito Interno Líquido	Hannan-Quinn Critério de Informação	Pseudo R <sup>2</sup> de McFadden
<b>Miranda</b>	-10,46 (33,00) (0,75)	0,01 (0,34) (0,95)	99,38 (58,19) (0,08)	0,26	0,81
<b>Pereira e Seabra Modificado e Castro</b>	17,81 (21,19) (0,40)	-0,23 (0,22) (0,30)	22,29 (12,55) (0,07)	0,34	0,53
<b>Lopes e Moura</b>	18,50 (14,07) (0,18)	-0,23 (0,15) (0,12)	32,75 (14,71) (0,02)	0,51	0,47
<b>Murta, Brasil e Samohyl</b>	4,34 (35,06) (0,90)	-0,10 (0,36) (0,78)	13,56 (13,16) (0,30)	0,26	0,36

**Fonte:** Estimações próprias realizadas através do software *E-views*.

**Nota:** O primeiro termo entre parênteses é o desvio padrão da estimativa já o segundo é o denominado *p-value*.

**Tabela 23 – Parâmetros estimados para os diversos índices – Modelo Logit – Brasil (1994-1999)**

Metodologia do Indicador Binário	Constante	Crédito Interno Líquido	Hannan-Quinn Critério de Informação	Pseudo R <sup>2</sup> de McFadden
<b>Miranda</b>	-8,70 (4,22) (0,03)	99,95 (58,02) (0,08)	0,21	0,81
<b>Pereira e Seabra Modificado e Castro</b>	-4,56 (1,29) (0,00)	25,45 (11,11) (0,02)	0,32	0,47
<b>Lopes e Moura</b>	-3,49 (0,87) (0,00)	29,54 (11,74) (0,01)	0,51	0,40
<b>Murta, Brasil e Samohyl</b>	-5,37 (1,87) (0,00)	16,58 (8,97) (0,06)	0,21	0,35

**Fonte:** Estimações próprias realizadas através do software *E-views*.

**Nota:** O primeiro termo entre parênteses é o desvio padrão da estimativa já o segundo é o denominado *p-value*.

**Tabela 24 – Parâmetros estimados para os diversos índices: especificação obtida a partir do modelo melhor ajustado para a variável binária, utilizando a metodologia de Castro (1999) – Média dos efeitos marginais – Brasil (1994-1999)**

Metodologia do Indicador Binário	Constante	Crédito Interno Líquido
<b>Miranda</b>	-2,14194	24,58044
<b>Pereira e Seabra Modificado e Castro</b>	-1,134439	6,324477
<b>Murta, Brasil e Samohyl</b>	-1,34227	4,140981
<b>Lopes e Moura</b>	-0,86465	7,298478

**Fonte:** Estimações próprias realizadas através do software *E-views*.

A despeito da especificação simples (envolvendo apenas uma variável independente) e mais bem ajustado (se considerarmos o pseudo  $R^2$  de McFadden), os modelos acima descritos terão pouca aplicabilidade. Dependendo da metodologia utilizada para determinar o indicador binário, o efeito marginal da variável significativa crédito interno líquida pode ser até 6 vezes maior. Ou seja, a expansão de 1% do PIB do crédito interno líquido produziria, dependendo da forma de cálculo da variável dependente, o mesmo efeito que 6% do PIB!

De qualquer maneira, os resultados são reveladores vez que as crises cambiais ocorridas no período de 1994-1999 são condicionadas pela variável crédito interno líquido como proporção do PIB. O crédito interno líquido é expresso pela diferença entre a variação da base monetária e a variação das reservas internacionais. É uma medida do excesso de “monetização” de uma economia. Observe que há duas motivações para que este seja significativo:

- a) Como salientamos no capítulo 3, cada regime cambial traz subjacente um arranjo monetário, logo, mudanças cambiais devem ser acompanhadas de alterações na esfera monetária e vice-versa;
- b) como os indicadores binários consideram variáveis sobre as quais o Banco Central atua na defesa da moeda nacional, o que acontece na esfera monetária deve afetar esta atuação do Bacen na defesa da moeda nacional.

Logo, há certa tautologia no crédito interno líquido como condicionante de crise cambial.

#### **4.4 Considerações finais – A metodologia de definição das variáveis binárias e as diferentes conclusões**

O exercício econométrico realizado neste capítulo traz indícios de que a metodologia de construção da variável binária indicadora de crise influencia as conclusões obtidas na literatura nacional no que concerne aos fatores condicionantes de crise cambial.

Há alteração das variáveis independentes consideradas significativas, mudanças de magnitudes dos parâmetros estimados e de seus efeitos marginais, até mesmo nos modelos mais bem ajustados – aqueles que consideraram a variável crédito interno líquido.

Outro aspecto importante a ser frisado é que:

- a) as especificações obtidas para o período 1994-1999 são mais bem ajustadas que as do período 1990-2006;
- b) as variáveis consideradas significativas nos dois períodos são bem distintas.

Estes dois itens citados revelam que diferentes regimes cambiais são passíveis de ter diferentes fatores condicionantes de crises. Provavelmente, no caso da economia brasileira, para instantes de *soft pegs* os modelos de crise de balanço de pagamentos parecem ser mais explicativos e talvez, mais úteis.

De qualquer forma, dada a variabilidade das significâncias, dos valores dos parâmetros estimados (com mudança inclusive de sinais) e dos efeitos marginais esperados de cada variável sobre a probabilidade de crise estimada, é impossível concluir, categoricamente, quais são, de fato, os fatores desencadeadores das crises cambiais brasileiras. O grau de subjetividade implícito na construção dos índices pode levar, portanto, ao mau uso pelos *policy makers* das conclusões obtidas pelos pesquisadores.

De fato, o ponto chave da construção da variável binária, como já chamamos atenção, é que esta variável busca refletir as expectativas de mercado quanto ao comportamento do câmbio a partir das “reações do Banco Central”. Dois aspectos devem ser salientados no que concerne às reações do Bacen. Primeiramente, nem sempre que o Bacen sobe a taxa de juros ou reduz suas reservas, isto decorre da tentativa de manter a taxa de câmbio. A subida da taxa de juros pode ser uma tentativa de conter demanda interna e uma inflação de demanda incipiente. A perda de reservas pode decorrer da resposta a um choque de oferta, como a subida do barril de petróleo.

Em segundo lugar, o nível de reservas e de taxas de juros não são as únicas maneiras do Bacen tentar controlar o câmbio. Em 1997, por exemplo, para estimular a entrada de capitais, o governo reduziu o prazo médio mínimo de amortização dos empréstimos externos. Esta medida se refletiu nos indicadores de crise que incluíam entre seus componentes a variação de reservas, mas passou totalmente desapercebida em indicadores como os de Murta, Brasil e Samohyl (2003). Listamos ainda outras seis medidas tomadas, durante o ano de 1998, pelo Banco Central que visavam manter o câmbio estável:

- a) A circular 2.813, de 18.03.98, facultou a aplicação de recursos externos de investidores estrangeiros (representantes de interesses coletivos), indevidamente aplicados em fundos de investimento financeiro, em fundos de renda fixa – capital estrangeiro;
- b) a instrução 278, de 08.05.98, da CVM, regulamentou as aplicações em fundos mútuos de investimento em empresas emergentes – capital estrangeiro;
- c) a circular 2.822, de 3.06.98, alterou e consolidou a regulamentação de captação de recursos no exterior para concessão de empréstimos e financiamentos a atividades rurais e agroindustriais;
- d) a circular 2.832, de 24.8.98, permitiu o ingresso de recursos externos, a título de “adiantamento para futuro aumento de capital” para projetos de interesse do governo brasileiro;
- e) a resolução 2.524, de 30.07.98, impôs condições para o ingresso ou saída do país de importância superior a R\$ 10 mil, ou seu equivalente em outras moedas;
- f) a circular 2.836, de 08.09.98, introduziu simplificações nas operações de câmbio de exportações até U\$ 10 mil ou seu equivalente em outras moedas, registradas no Siscomex.

Constatamos que qualquer uma destas medidas pode atenuar as variações nas reservas, nas taxas de juros ou de câmbio, de forma a que os movimentos nos índices de pressão sobre o mercado de câmbio podem ser reduzidos, quando de fato, o mercado podia estar bastante propício a um ataque especulativo.

Este é um aspecto fundamental a ser salientado. Todos os indicadores binários de crise são tentativas de apreender o comportamento do mercado através de um espelho: a atuação da autoridade monetária sobre determinadas variáveis. O que buscamos chamar atenção é que os indicadores comumente utilizados são incapazes de apreender a multiplicidade de formas de atuação do Banco Central em resposta às tensões do mercado de câmbio.

Os indicadores são limitados, pois, mesmo variáveis que são monitoradas, como o comportamento da taxa de juros, podem levar a conclusões enganosas. Por exemplo, durante o ano de 2004 e 2005, as taxas de juros subiram 3,15 pontos percentuais. Entretanto, o intuito governamental subjacente ao referido aumento era conter uma possível inflação e não o controle do câmbio. A atuação do governo no mercado de câmbio foi no sentido de compra de reservas para que o câmbio se desvalorizasse.

Outro ponto essencial destacado no trabalho de Aurélio e Silva (1999, p. 536) é que “a intervenção do BCB no mercado futuro de dólar foi um instrumento poderoso de

defesa da estabilidade da taxa de câmbio e diminuiu as pressões para um aumento ainda maior das taxas de juros”.

Observe que a atuação do Bacen junto ao mercado futuro de dólar não se reflete diretamente sobre o nível de reservas, sobre a taxa de juros, a taxa de câmbio *spot* ou a oferta monetária atuais. O impacto desta medida é sobre as expectativas dos agentes, influenciando a trajetória futura do câmbio. Esta é a falha dos indicadores binários listados – nenhum reflete as expectativas do mercado com relação ao comportamento do câmbio. Na melhor da hipótese, refletem a atuação do Banco Central sobre determinadas variáveis em resposta ao que ele crê que sejam as expectativas do mercado. Ressaltamos que estas mesmas expectativas se alteram na medida em que o Banco Central age.

## CAPÍTULO 5

### UMA ALTERNATIVA AOS MODELOS *LOGIT*

Até o momento, foram realizadas exposições dos métodos usados para caracterizar crises cambiais. Também foram analisados os principais resultados empíricos das investigações sobre as possíveis causas dessas crises para a economia brasileira no período recente: de março de 1982 a janeiro de 2006.<sup>100</sup>

Constatamos que uma das metodologias mais comumente utilizadas para aferir os condicionantes das crises cambiais, a estimativa de uma regressão *logit*, leva a resultados divergentes, conforme as diferentes regras de formação da variável binária dependente.

A fim de contornarmos parte dos problemas decorrentes do uso dos *logit* para a análise da problemática de crises cambiais, sugerimos o método do *drift adjustment*, descrito adiante.

O método do *drift adjustment* pode ser utilizado para períodos de bandas cambiais, sendo, portanto, aplicável ao período de julho de 1994 a janeiro de 1999, da economia brasileira. Ele apresenta a vantagem de tornar desnecessária a construção de uma variável binária representativa de crise. Realiza-se a estimativa da probabilidade de desvalorização cambial e esta é a variável dependente das regressões que buscam esclarecer os fatores desencadeadores de crise.

Desta forma, este capítulo será desenvolvido em seis partes. Na primeira, explicamos como se calculam as estimativas de desvalorizações esperadas e as probabilidades de desvalorização do câmbio. Na segunda, descreveremos as variáveis envolvidas nas regressões, os sinais esperados para os parâmetros associados às mesmas e as motivações para suas inclusões nos modelos. Na terceira parte, explicitamos as vantagens desta metodologia alternativa em relação aos modelos *logit*. Na quarta parte, fazemos a análise dos resultados dos modelos mais bem ajustados para explicar a

---

<sup>100</sup> No capítulo 3 desta tese, são analisados os textos que estudaram os condicionantes das crises cambiais brasileiras no período 1982 a 2000. No capítulo 4, foram realizados exercícios com cinco diferentes metodologias de cálculo do IPMC para janeiro de 1990 a janeiro de 2006.

realidade brasileira. Na quinta parte, investigamos os momentos de maior pressão sobre o mercado de câmbio entre fevereiro de 1999 e janeiro de 2006. E, finalmente, comentaremos as relações entre crises cambiais e crises financeiras do Estado.

### **5.1 O cálculo das estimativas de desvalorizações esperadas e das probabilidades de desvalorização do câmbio**

As estimativas das magnitudes das desvalorizações esperadas são calculadas a partir do método de *drift adjustment* descrito por Svensson e outros autores em diversos textos.<sup>101</sup> O método é de fácil implementação, uma vez que envolve uma regressão linear.

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.<sup>102</sup>

Para regimes de bandas cambiais, as flutuações das taxas cambiais envolvem dois componentes – um, decorrente dos realinhamentos realizados pela autoridade monetária, alterando a paridade central da banda e, o outro, o movimento oscilatório decorrente de variações da própria taxa dentro da banda.

Svensson (1991 e 1993) 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) utilizou o método de mínimos quadrados ordinários para ajustar a equação:

---

<sup>101</sup> Sobre o assunto, vide Rose e Svensson (1995; 1994) e Svensson (1991; 1993).

<sup>102</sup> 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)

$$(x_{t+\Delta t} - x_t) / \Delta t = \sum_i \alpha_i + \beta x_t + \gamma \delta_t + u_{t+\Delta t} \quad (1)$$

Onde:

$\delta_t$  = diferencial entre taxa de juros doméstica (i) e taxa de juros estrangeira ( $i^*$ );  
 $\alpha_i$  = diferentes interceptos entre realinhamentos da banda cambial vis-à-vis o dólar americano;

$\Delta t$  = prazo de maturidade dos títulos;

$x_t \equiv s_t - c_t$ ;

$s_t$  = logaritmo natural do preço *spot* da moeda estrangeira em termos da moeda 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.

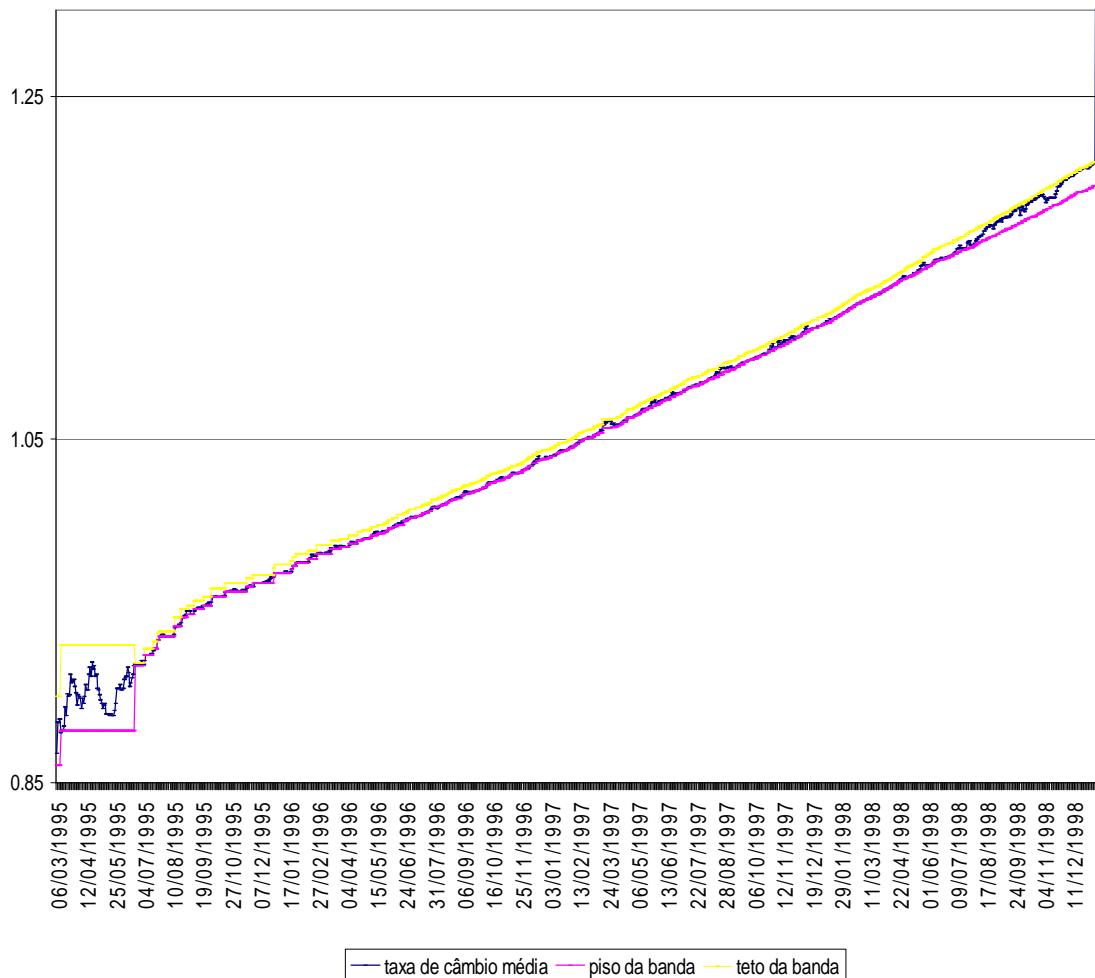
Para o Brasil, buscamos estimar as expectativas de desvalorização, a partir de dados diários, entre 03 de julho de 1994 e 31 de janeiro de 1999. A data inicial foi selecionada levando em consideração a data de mudança da URV para o Real. Os primeiros seis meses do Plano Real foram desconsiderados porque constatamos que as taxas de juros e de inflação eram demasiadamente elevadas, assim como a volatilidade do câmbio.

A causa da escolha do final do período é 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 apresentarem periodicidade mínima mensal.

O método do *drift adjustment* será 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 Anexo V desta tese.

O aspecto que envolve maior dificuldade no uso do método *drift adjustment* é em que datas estarão os diferentes interceptos ( $\alpha_i$ ). Em Rose e Svensson (1994), há a inserção de uma *dummy* para cada realinhamento do *Exchange Rate Mechanism*. Esta tarefa é simplificada, para o caso europeu, vez que os realinhamentos são bem mais espaçados, em termos temporais, 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%. Situações semelhantes ocorreram nos anos de 1997 e 1998, apenas sendo a dimensão do ajuste médio mensal da taxa cambial um pouco mais elevada. 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. Optamos, pois, pela inclusão de apenas uma variável indicando o intercepto já que, como podemos perceber no Gráfico 4, os realinhamentos no período mantêm praticamente os mesmos coeficientes angular e linear.



**Gráfico 4 – Limites das bandas cambiais e a taxa de câmbio (1995/1999)**

**Fonte:** BCB/Agência Estado/MCM Consultores (dados originais) – Elaboração própria.

Desta maneira, obtemos, a partir da equação 1, as estatísticas para os três grupos de períodos, antes das bandas cambiais (01 de julho de 1994 a 05 de março de 1995), durante (06 de março de 1995 a 15 de janeiro de 1999) e depois (16 a 31 de janeiro de 1999), respectivamente.

A partir daí, estimamos 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 de 1994 a março de 1995 e de 15 a 31 de janeiro de 1999, o câmbio é flutuante e calculamos a estimativa da desvalorização cambial a partir de diferentes especificações econometrísticas, relacionando a taxa cambial e as diferenças entre a taxa de juros doméstica e internacional. Estimamos também as expectativas de desvalorizações nestes períodos.

Os dados obtidos são diários e, a partir destes, construímos a série de estimativas de desvalorização mensal, usando as médias mensais das estimativas de desvalorizações esperadas 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<sup>103</sup>.

A partir das estimativas de probabilidade de desvalorização cambial, podemos agora, averiguar quais as variáveis macroeconômicas que podem influenciar as crises cambiais.<sup>104</sup>

## 5.2 As variáveis envolvidas e dados

Na literatura internacional, no uso do método do *drift adjustment*, destaca-se o texto de Jeanne (1997). O autor considerou, inicialmente, para o estudo da economia francesa em 1992, cinco variáveis para analisar as causas de crises cambiais: taxa de câmbio real; saldo da balança comercial/PIB; taxa de desemprego; déficit público e dívida pública/PIB.

As duas últimas variáveis acabaram por ser descartadas pela crença de Jeanne (1997) da pouca importância dessas enquanto determinantes da credibilidade do franco francês. Este pensamento é justificado pelo fato de que o déficit orçamentário daquele

<sup>103</sup> Este valor corresponde à média de desvalorização mensal no período.

<sup>104</sup> O gráfico 11A, do Anexo V, retrata as probabilidades de desvalorização estimadas.

país, no período em análise, estava entre os mais baixos da Europa, o mesmo acontecendo com a dívida do setor público.

Nos estudos sobre as crises cambiais brasileiras, apenas um texto – Lyrio e Dewachter (2000), utiliza o método do *drift adjustment* para obter as estimativas de probabilidades de desvalorização (de março de 1995 a dezembro de 1998). Ainda assim, o interesse desses autores é, a partir dessas estimativas, investigar a possibilidade de ataques especulativos auto-realizáveis. A sua hipótese central é a ocorrência de mudanças de estado da economia nacional, mudanças estas cujas probabilidades de ocorrência, independem dos fundamentos e seguem um processo do tipo Markoviano. Logo, a preocupação de Lyrio e Dewachter (2000) é com a possibilidade da probabilidade de desvalorização cambial se elevar independentemente de quaisquer alterações nos fundamentos da economia brasileira.

As conclusões de Lyrio e Dewachter (2000) acabam por corroborar as idéias de Menezes, Moreira e Souza (2005) que atestam os maus fundamentos da economia brasileira no período em análise. Ambas as pesquisas concluem que a economia estava destinada a unicidade de equilíbrio, sendo prevista a fatal ocorrência de um ataque especulativo contra o câmbio.

Talvez por Lyrio e Dewachter (2000) terem como objetivo central “a identificação de especulação auto-realizável” (p.1), os autores averiguam apenas se as variáveis – taxas de câmbio efetiva, reservas, taxas de inflação, razão entre o saldo da balança comercial e o PIB, taxa de desemprego e relação entre o déficit público e o PIB - são condicionantes das crises cambiais brasileiras. O resultado do modelo não linear dos autores é que apenas o nível de reservas é significativo para explicar a crise.

Conhecendo estes trabalhos e ainda os analisados no capítulo 3, resolvemos trabalhar com uma metodologia mais simples e por um período mais extenso do que o considerado por Lyrio e Dewachter (2000) para investigarmos variáveis de natureza mais estrutural como explicação dos condicionantes da crise cambial de 1999. Neste sentido, usamos as estimativas de probabilidade de desvalorização em um modelo linear. Quaisquer transformações não-lineares não estarão no método de estimação (como no caso do uso do *logit* e de *Markov-switching*) mas em transformações das variáveis explicativas.

Nossa primeira tarefa para implementar a regressão sugerida por Jeanne (1997) é a seleção das variáveis explicativas das crises brasileiras. Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998) realizaram um trabalho importante sobre indicadores que se mostraram representativos (estatisticamente significantes) na maior parte dos estudos empíricos (KLR, 1998, p.12): reservas internacionais, taxa de câmbio real, crescimento do crédito doméstico, crédito do setor público e inflação doméstica. Agregamos estas informações às de Jeanne e selecionamos mais algumas variáveis, que consideramos relevantes, para testar sua influência sobre as crises cambiais brasileiras entre julho/1994 e janeiro/1999. As variáveis escolhidas estão dispostas em quatro temas ou grupos de variáveis, não mutuamente excludentes, conforme o Quadro 3.

Temas ou Grupos	Variáveis			
Crédito Doméstico	Reservas/M2	Crédito Interno Líquido		
Situação Fiscal do Setor Público	Déficit Operacional do Setor Público (% PIB)	Dívida Total do Setor Público (% PIB)	(% ) da Dívida Total do Setor Público Indexada ao Câmbio	
Competitividade Internacional	Taxa de Câmbio Efetiva Real	Saldo da Balança Comercial (% PIB)	Saldo de Transações Correntes (% do PIB)	Relação Câmbio/salário Corrigida pela Produtividade
Custo Social	Taxa de Desemprego	Taxa de Inflação		

**Quadro 3 – Variáveis explicativas selecionadas**

**Fonte:** Elaboração Própria

No primeiro grupo, enquadra-se 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 Banco Central deve deter reservas suficientes não somente para converter a base monetária em moeda estrangeira, na defesa do câmbio, mas também suficientes para converter os ativos de grande liquidez

em moeda estrangeira.<sup>105</sup> Esperamos que o coeficiente associado a esta variável seja negativo.

Também incluímos neste grupo o crédito interno líquido. Esta variável indica excesso de monetização e consequente expansão dos meios de pagamentos nacionais relativamente à disponibilidade de reservas. O sinal esperado do parâmetro estimado para esta variável é positivo.

No segundo grupo, estão tanto variáveis que refletem a situação das finanças públicas, como o déficit público e a dívida pública.

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 “necessidade 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, deduzida a atualização monetária dos saldos da dívida interna.

---

<sup>105</sup> Esta variável já foi usada por Sachs, Tornell e Velasco (1996).

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).

O resultado primário (acumulado nos últimos 12 meses) expresso como percentual do PIB, pode representar a situação fiscal do setor público. O conceito operacional envolve componentes financeiros de juros reais e atualização monetária. Tais componentes financeiros também podem estar representados pela variável dívida total do setor público, medida como percentual do PIB nacional.

Diversos autores, como Lopes e Moura (2001) e Castro (1999), testaram o papel das necessidades de financiamento do setor público (resultado primário) na ocorrência de crises cambiais. Os parâmetros estimados foram não significativos. Desta maneira, optamos pelo uso da necessidade de financiamento do setor público, conceito operacional. O componente financeiro deste indicador, ao menos teoricamente, deve influenciar a maneira como se distribui a riqueza sob a forma dos diversos ativos financeiros da economia – domésticos e estrangeiros.

O percentual da dívida pública indexada ao câmbio foi incluído neste grupo para representar a insegurança do mercado em relação à política cambial. Na medida em que o governo perde credibilidade na manutenção do regime cambial, maior percentual de sua dívida tende a ser lançado com remuneração vinculada ao câmbio para sinalizar ao mercado que uma mudança cambial acarretaria forte ônus ao setor público e, portanto, não deveria ser esperada. Por outro lado, este processo estimula os agentes privados a atacar o câmbio, para assim, apropriar-se dos ganhos advindos da desvalorização cambial.

Quaisquer dos parâmetros associados às três variáveis deste grupo devem apresentar sinal positivo.

No terceiro grupo, encontram-se as variáveis relacionadas à competitividade real da economia brasileira, como é o caso da taxa de câmbio real, do saldo da balança comercial e em transações correntes e relação câmbio/salário corrigida pela produtividade.

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. As mesmas razões levaram a incluir a variável relação câmbio/salário ajustada pela produtividade.

Para representar o saldo da balança comercial, usamos duas variáveis: a relação do próprio com o PIB e a razão valor das exportações e valor das importações (fob). Esperamos que quanto maiores forem estas razões, menos necessária será a desvalorização cambial para melhorar a competitividade internacional.

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

O quarto grupo abrange 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, como discutimos anteriormente, particularmente após a crise do *European Exchange Rate Mechanism*. Tais modelos refletem o conflito entre os objetivos internos e externos da política econômica. O pressuposto é que 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<sup>106</sup>. Os objetivos internos podem ser impossíveis<sup>107</sup> de serem

---

<sup>106</sup> Obstfeld (1994).

<sup>107</sup> Não é necessário que haja a impossibilidade de manter os objetivos internos. Na realidade, é suficiente que a manutenção da taxa cambial implique um elevado custo para a função bem-estar social da economia.

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 objetivo e a incorporam na maneira como estabelecem suas expectativas. O governo, por sua vez, sabedor desta incorporação, também se utiliza desta informação para estabelecer o seu comportamento ótimo.

Esperamos 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.

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

Cumpre-nos ressaltar a inovação envolvida na seleção das variáveis descritas no grupo situação fiscal do setor público. No que concerne às variáveis testadas como possíveis determinantes de crises cambiais, o *survey* de Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998) lista nove categorias em torno das quais as variáveis independentes se agrupariam, e a literatura brasileira aborda elementos de todas elas: conta de capital, perfil de dívida, conta corrente do balanço de pagamentos, variáveis internacionais, liberalização financeira, outras variáveis financeiras/monetárias, setor real, variáveis fiscais e fatores estruturais. No grupo perfil da dívida, constatamos, na literatura internacional, que os trabalhos sobre crises cambiais se concentraram em variáveis que refletem o volume de endividamento externo. Aspectos como o tipo de remuneração que os títulos da dívida geram ou o perfil do endividamento total (interno e externo) do setor público foram pouco explorados.

Também constatamos que variáveis como a taxa de câmbio efetiva real foram abordadas em algumas das estimativas realizadas para o Brasil no período. Contudo, nenhum dos autores realizou estimativas com a relação câmbio/salário corrigida pela produtividade. Esta relação tem baixa correlação com a taxa de câmbio efetiva e é uma boa medida da competitividade da indústria nacional, particularmente em instantes em

que há apreciação real da moeda doméstica acompanhada de ganhos de produtividade no setor industrial. Este fenômeno ocorreu no período 1994-1999.

Levando em consideração o exposto, optamos por testar, além dos elementos mais usuais, três indicadores inéditos na literatura nacional: dívida total do Setor Público medida em termos de percentual do PIB, proporção da dívida total do Setor Público indexada ao câmbio e relação câmbio/salário corrigida pela produtividade<sup>108</sup>.

A idéia subjacente é que, mesmo ocorrendo os ataques especulativos e crises cambiais no curto prazo, e se manifestando, algumas vezes, em poucos dias, a motivação intestina para a ocorrência destes pode ser de longo prazo. Os agentes econômicos podem antecipar uma trajetória temporalmente inconsistente da dívida do setor público que enfraqueceria o empenho da autoridade monetária na manutenção do regime cambial.

Buscamos, com a introdução destas três variáveis, ir além do raciocínio circular observado em algumas das estimativas obtidas no capítulo 4 onde, a falta de reservas leva a maior pressão sobre o mercado de câmbio, onde esta mesma pressão é mensurada pela falta de reservas!

A idéia de testarmos estas três variáveis é que o acometimento de crises cambiais na economia brasileira no período recente não seria resultado apenas de aspectos conjunturais (efeito contágio, política monetária demasiadamente expansionista etc.). De fato, a política monetária desenvolvida seria decorrente de limitações estruturais – a fragilidade financeira do Estado nacional.

Em última instância, as crises cambiais seriam reflexas da crise financeira do Estado brasileiro. E estas mesmas crises cambiais aprofundariam ainda mais a fragilidade financeira do setor público.

Com esta seleção, abrangemos todas as variáveis consideradas relevantes por Jeanne (1997) e pelo levantamento de Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998) e mais algumas, que consideramos essenciais para descrever o estado da economia nacional.<sup>109</sup>

---

<sup>108</sup> Junho/1994=100 – Índice.

<sup>109</sup> As fontes dos dados e os gráficos das variáveis em nível estão no Anexo V.

### 5.3 Vantagens do uso do indicador obtido a partir do método do *drift adjustment* em relação ao uso dos indicadores binários e estimação através de *logits*

A idéia de estimar a probabilidade de desvalorização de 1994-1999 em função dos possíveis condicionantes das crises cambiais ocorridas no período, apresenta quatro vantagens sobre os modelos *logit*.

Primeiramente, como estamos estimando a probabilidade de desvalorização a partir das variáveis independentes listadas na equação 1, a perda de informações pelo uso de uma variável binária é contornada. A variável dependente (a probabilidade de desvalorização) é contínua, sendo possível vislumbrar, nas regressões, a intensidade dos instantes de crise e de tranquilidade.

Um segundo aspecto a ser ressaltado é que a definição de crise perde seu caráter amostra dependente e arbitrário que acontece nas regras de formação de variáveis binárias. Quando da constituição das variáveis discretas binárias, um mês pode se constituir como período de crise até o momento em que for incluída na amostra uma crise de maior intensidade. O uso de variável contínua contorna este problema.

O terceiro ponto relevante é que a introdução de correlação arbitrária na variável dependente pode ser contornada. Esta correlação arbitrária foi gerada por alguns autores, como Eichengreen, Wyplosz e Rose (1996). Isto acontece quando, ao estabelecerem o instante de crise, há, paralelamente, a obrigatoriedade de que determinado número de meses posteriores também devem ser considerados como momentos de crise, assumindo também valores 1.

A quarta vantagem da metodologia sugerida neste capítulo é que o efeito marginal de cada variável independente sobre o fenômeno estudado (probabilidade de crise cambial) pode ser aferido diretamente.

## 5.4 Os resultados empíricos

Testamos diversas combinações entre as variáveis explicativas descritas na Tabela 25. As estimações realizadas, utilizando como variável dependente a probabilidade de desvalorização cambial, produziram quatro especificações mais bem ajustadas:

**Tabela 25 – Resultados empíricos: melhores especificações – Brasil 1994 -1999**

Variáveis Independentes e Diagnóstico	Especificação 1	Especificação 2	Especificação 3	Especificação 4
Dívida do Setor Público como Proporção do PIB (1 <sup>a</sup> diferença)	3,04 (0,31) (0,00)	-x-	-x-	-x-
Dívida do Setor público como Proporção do PIB (elevada ao cubo – 1a diferença)	-x-	5,90 (0,45) (0,00)	6,26 (0,47) (0,00)	5,13 (0,58) (0,00)
Proporção da Dívida Mobiliária Federal indexada ao Câmbio	-x-	-x-	-x-	0,54 (0,27) (0,05)
Relação Câmbio/salário Corrigida pela Produtividade (numero índice 1994=100) (1a diferença)	-x-	-x-	(-0,23) (0,11) (0,04)	-x-
Constante	-0,04 (0,04) (0,35)	-0,05 (0,03) (0,18)	-0,06 (0,03) (0,03)	-0,05 (0,03) (0,11)
R <sup>2</sup> ajustado	0,63	0,76	0,77	0,77
Estatística Durbin Watson	1,45	1,67	1,59	1,76
Teste de Linearidade de Ramsey	F=11,70	F=3,10	F=3,20	F=2,71
Teste de Heterocedasticidade dos Resíduos. Breusch-Pagan	Variância constante (1%)	Variância constante (5%)	Variância constante (5%)	Variância constante (1%)

**Fonte:** Elaboração própria a partir de estimações realizadas no *software Stata*.

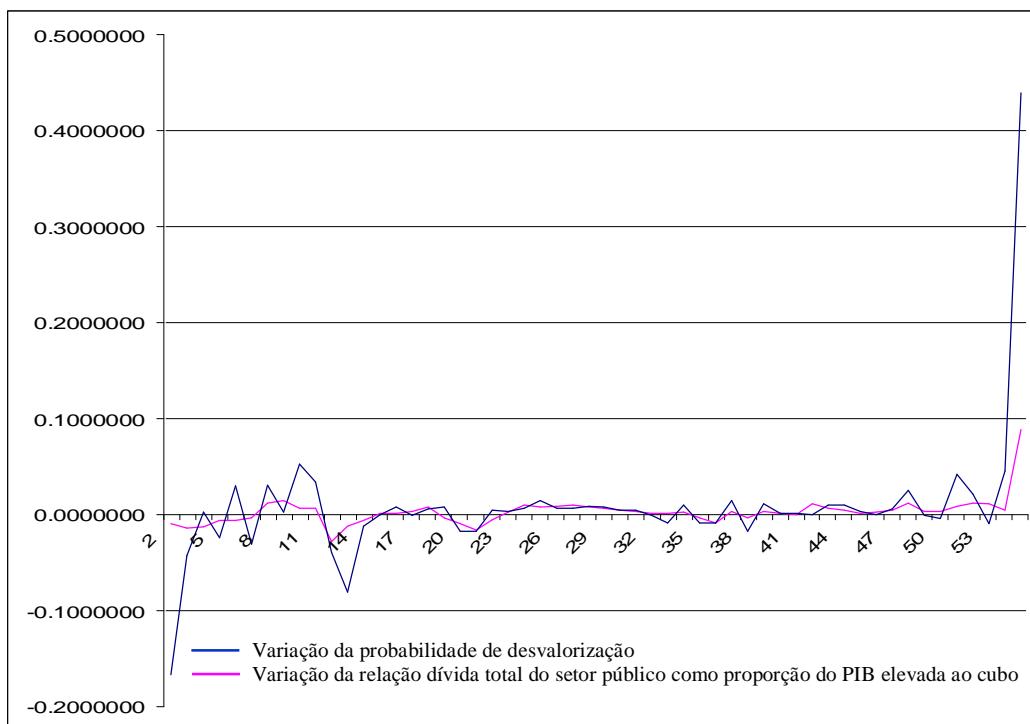
**Nota:** O primeiro termo entre parênteses é o desvio padrão da estimativa; já o segundo, é o denominado *p-value*. Dado o *p-value*, o leitor pode determinar imediatamente se rejeita ou aceita a hipótese de que o verdadeiro valor do coeficiente é zero, contra a hipótese alternativa que difere de zero. Por exemplo, se o *p-value* é inferior a 0,10, isto indica que com nível de significância de 10%, há evidencia para rejeição da hipótese nula.

As especificações um e três apresentam resultados do teste de Durbin Watson dentro da zona de indefinição (em nível de 5%). Desta maneira, optamos pelo uso dos modelos dois e quatro.

Observamos que os sinais associados aos parâmetros estimados foram coerentes. A explicação econômica subjacente à especificação 2 é que a variação da probabilidade

de desvalorização é explicada pela variação da dívida do setor público como proporção do PIB (elevada ao cubo). O fato da probabilidade de desvalorização relacionar-se de forma não linear com a dívida total do setor público como proporção do PIB faz sentido do ponto de vista econômico. É razoável pensar que, quando a proporção da dívida em relação ao PIB estiver em patamares baixos, a influência sobre a probabilidade de desvalorização seja pequena. Na medida em que aquela razão se expande, o impacto sobre a probabilidade de desvalorização se expande mais do que proporcionalmente.

A relação entre o aumento da probabilidade de desvalorização cambial e a evolução da dívida pública/PIB (elevada ao cubo) pode ser visualizada no Gráfico 5.



**Gráfico 5 – Variação da probabilidade de desvalorização e Variação da relação dívida total do setor público como proporção do PIB elevada ao cubo – Brasil: julho de 1994 a janeiro de 1999**

**Fonte:** BCB (dados originais da dívida) e Estimativas da autora das probabilidades de desvalorização – Elaboração própria.

O aumento da razão dívida/PIB corrói a credibilidade do governo quanto à possibilidade de manutenção do regime cambial. Desta forma, os agentes passam a demandar ativos financeiros com indexação cambial.

A especificação 4 reflete este fenômeno. Comprometido com a manutenção da inflação em níveis baixos, o governo brasileiro esterilizou parte dos recursos estrangeiros que ingressavam no país. Neste processo, expande-se a dívida interna do setor público. Cumpre ressaltar que, neste sentido, a fragilidade financeira do setor público, em virtude do pecado original, se manifestou, no período, aumentando a dívida interna em vez da externa.

Algumas conjecturas podem ser levantadas acerca da exclusão de determinadas variáveis nas regressões que envolvem os condicionantes de crises cambiais. O fato de não incluir a taxa de desemprego, como preconizam os modelos de crise de balanço de pagamentos de segunda geração, pode ser explicada por um formato diferente da função custo do governo a ser minimizada. Deveríamos esperar que o governo 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 do Plano Real, ocasião em que a atuação do governo federal se concentrou na estabilização dos preços.

Dada a relevância do componente fiscal (dívida/PIB) observada na melhor especificação, não podemos excluir de todo a possibilidade de adequação de modelos de primeira geração à economia brasileira – conclusão bem diferente de alguns dos estudos *logit* que atribuíram grande importância a fatores externos à economia nacional (taxa de juros internacional, efeito de contágio) para explicar as crises cambiais no período.

## 5.5 Análise do período de fevereiro de 1999 a janeiro de 2006

O método do *drift adjustment* é aplicável a regimes de bandas cambiais. Portanto, o período entre julho de 1994 e janeiro de 1999 é adequado para sua aplicação, ainda que o tipo de regime de bandas possa diferir um pouco ao longo dos meses, como bem salienta Modenesi (2005). Há uma banda assimétrica entre julho e setembro de 1994, sem intervenções da autoridade monetária no mercado de câmbio. Entre outubro de 1994 e fevereiro de 1995, as intervenções do Banco Central são tentativas de evitar sobrevalorização do Real. A partir de março de 1995 até outubro,

verificamos um regime de mini-bandas de flutuação e, a partir de outubro, até o abandono do regime cambial (janeiro de 1999) as mini-bandas passam a ser sistematicamente ajustadas.

A crise cambial de 1999 levou à transição para um sistema de flutuação cambial, no qual o método de *drift adjustment* para estimativa das probabilidades de desvalorização não deve ser usado.

A flutuação cambial, como sugere o estudo de Bubula e Otker-Robe (2003) encontra-se entre os regimes cambiais onde é reduzida a freqüência de crises, relativamente ao regime de bandas.

Desta maneira, se tomarmos como idéia de crise apenas as grandes variações cambiais, teremos apenas os dois meses seguidos à crise de 1999 e os meses de junho e julho de 2002, como possíveis instantes de crise.

Os meses de fevereiro e março de 1999 podem ser explicados pelos condicionantes das crises cambiais descritos no tópico 5.4. Já as grandes variações cambiais registradas em junho e julho de 2002, são freqüentemente atribuídas à possível vitória do candidato de oposição Luís Inácio Lula da Silva. Nas palavras do Banco Central do Brasil (2002a, p. 5):

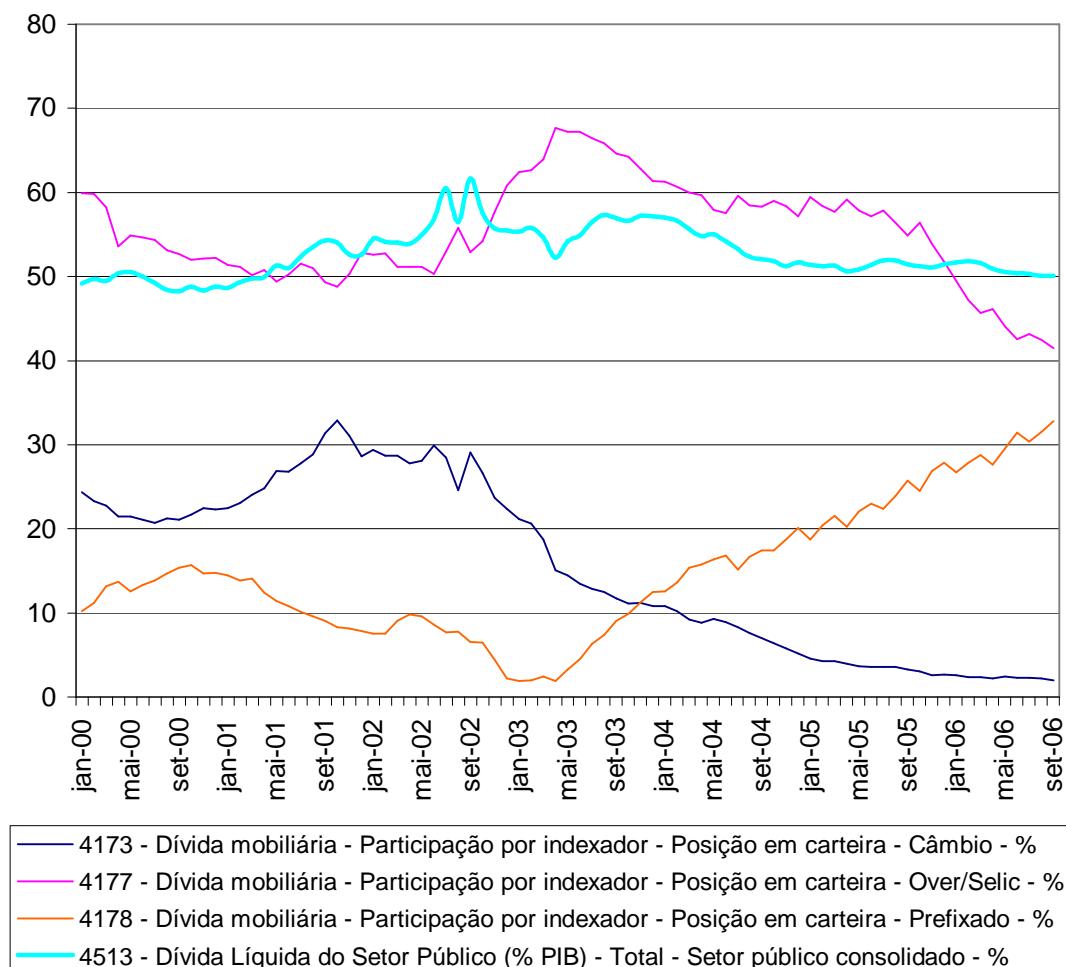
Em Política Cambial, acompanha-se a crescente valorização do dólar dos Estados Unidos frente ao Real, reflexo, em parte, das incertezas inerentes a ano de eleição presidencial e seu impacto nas expectativas de agentes econômicos internos e externos. Ao final do trimestre, a valorização do dólar chegou a 22,4%, sendo 1,7% em abril, 6,8% em maio e 12,8% em junho. O segundo trimestre representou o início de turbulências no mercado de câmbio que levou o governo a realizar saque de US\$ 10 bilhões no FMI entre outras medidas: aumento da meta de superávit primário de 3,5% para 3,75% do PIB; recompra pelo governo de US\$ 3 bilhões em títulos da dívida externa e redução do piso de reservas internacionais líquidas de US\$ 20 bilhões para US\$ 15 bilhões. A propósito, em junho o Banco Central intervieio pela primeira vez em 2002 no mercado de câmbio, ofertando US\$ 345 milhões em termos líquidos (grifo nosso).

A pressão se prolonga no trimestre seguinte e as eleições permanecem como principal influência no mercado de câmbio, como atesta o Banco Central do Brasil (2002b, p. 6):

A volatilidade da taxa de câmbio em agosto e a crescente valorização do dólar dos Estados Unidos em setembro estiveram relacionadas a condições internas e externas, embora a mais forte influência sobre o

mercado de câmbio tenha sido o cenário político interno, dominado pelo processo eleitoral, que se concentrou no período em análise. A perspectiva de alternância presidencial, que cresceu ao longo de trimestre e que culminaria na vitória para a presidência do grupo de oposição foi apontada pelo mercado como fator determinante para a retração no fluxo de capitais para o Brasil e, principalmente, para o forte incremento nas remessas. (...) Como reflexo do ambiente de incerteza, o Bacen realizou intervenções no mercado de câmbio em todos os meses do trimestre, com vendas líquidas de US\$ 1,2 bilhão em julho, US\$ 1,7 bilhão em agosto e US\$ 1,9 bilhão em setembro.

A incerteza e a pressão foram acompanhadas pela piora de indicadores de dívida líquida do setor público em 2002, como podemos observar na Tabela 26. Entre junho e agosto de 2002, a dívida total do setor público consolidado como percentual do PIB atinge seu maior patamar, chegando a mais de 60% do PIB como demonstrado no Gráfico 6.



**Gráfico 6 – Dívida pública total do Setor Público como percentual do PIB e participação dos indexadores – câmbio, over-selic e pré-fixados na dívida pública mobiliária federal interna. Brasil (2000-2006)**

**Fonte:** Banco Central do Brasil (dados originais). Elaboração própria.

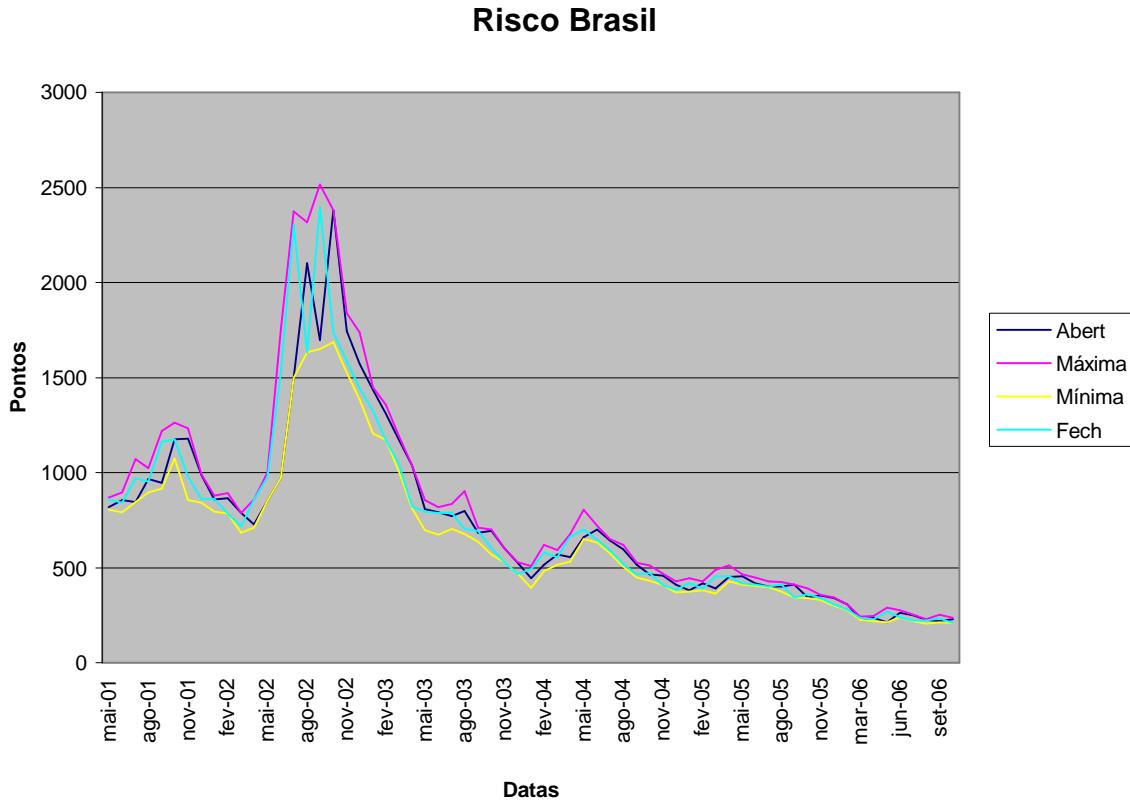
**Tabela 26 – Saldo em transações correntes e dívida total do setor público – Expressos como proporção do PIB – Brasil (1994-2005)**

Período	Saldo em transações correntes como percentual do PIB (acumulado em 12 meses)	Dívida Total do Setor Público como Percentual do PIB
<b>Dezembro 1994</b>	-4,27	30,3
<b>Dezembro 1995</b>	-2,02	30,8
<b>Dezembro 1996</b>	-6,73	33,2
<b>Dezembro 1997</b>	-5,97	34,3
<b>Dezembro 1998</b>	-5,90	41,7
<b>Dezembro 1999</b>	-4,72	49,0
<b>Dezembro 2000</b>	-4,02	48,8
<b>Dezembro 2001</b>	-4,55	52,6
<b>Dezembro 2002</b>	-1,66	55,5
<b>Dezembro 2003</b>	0,82	57,2
<b>Dezembro 2004</b>	1,93	51,7
<b>Dezembro 2005</b>	1,79	51,5

**Fonte:** Banco Central do Brasil (dados originais). Elaboração própria.

Constatamos que, no segmento externo, o comportamento do risco-Brasil apresentou os patamares mais elevados nos meses que antecedem à eleição de 2002, conforme se verifica no Gráfico 7.

Desta maneira, ainda que a motivação imediata para a grande oscilação do câmbio possa ser atribuída à incerteza de natureza política, os frágeis fundamentos macroeconômicos criaram o terreno fértil para o crescimento do preço da moeda estrangeira (dólar).



**Gráfico 7 – Risco Brasil: maio 2001 a agosto 2006**  
 Fonte: Bloomberg (dados originais). Elaboração própria.

## 5.6 Considerações finais – Crise financeira do Estado e crise cambial

Menezes, Moreira e Souza (2005, p. 453) concluem que, entre 1994 e 1999, a economia brasileira estava em uma zona de credibilidade nula onde o estoque da dívida externa elevado fatalmente acarretaria o abandono da paridade cambial, mesmo “à revelia das expectativas dos agentes”.

O modelo para análise das crises cambiais brasileiras de julho de 1994 a janeiro de 1999 que desenvolvemos, segue na mesma linha de raciocínio de Menezes, Moreira e Souza (2005), na medida em que atribui ao crescimento da dívida total do setor público o aumento da probabilidade de desvalorização cambial.

A ligação entre a fragilidade financeira do setor público e crise cambial pode ser explicada pelo comportamento de três variáveis: saldo de transações correntes do

balanço de pagamentos, taxa de juros e dívida do setor público. Explicaremos, rapidamente, como se deram estas conexões no período 1994-1999.

No anúncio do programa de estabilização, ainda no final de 1993, o governo falava na idéia de instituir a URV após a realização de ajuste fiscal na economia. Temia-se que houvesse uma crise fiscal em virtude da estabilização dos preços decorrente do denominado “efeito Bacha”<sup>110</sup>.

Em 1993 e 1994, apenas foram implementados o Plano de Ação Imediata (PAI) e o Fundo Social de Emergência (FSE). O primeiro previa a redução dos gastos públicos; a criação do imposto provisório sobre movimentação financeira (IPMF); a redução de transferências da União para os Estados e Municípios; mudanças e saneamento dos bancos estaduais e a ampliação do Programa Nacional de Desestatização (PND)<sup>111</sup>. O segundo desvinculava determinadas receitas da União que passou a reter 20% da arrecadação do IPMF, adicional de 3% sobre o lucro e 0,75% sobre a receita operacional bruta dos bancos, além de 100% do imposto de renda do funcionalismo público.

Para Barbosa e Loureiro (2003, p. 22), o ajuste fiscal não foi aprofundado em virtude das: “(...) Dificuldades políticas para aprovação das reformas estruturais, a especulação em torno da própria URV e o calendário político apertado”.

Em planos de estabilização de preços alicerçados em âncoras cambiais, como foi o caso do Plano Real, é comum um processo inicial de apreciação da moeda nacional, deslocando parte da demanda doméstica para produtos importados. No caso brasileiro, a apreciação real gerou a reversão dos saldos dos balanços de pagamentos em transações correntes que foram representativos de 2% do PIB em julho de 1994 e alcançaram -7% em outubro de 1998. Este excesso de absorção necessita ser compensado por ingressos de capitais, facilitados pela liquidez internacional e pelo

---

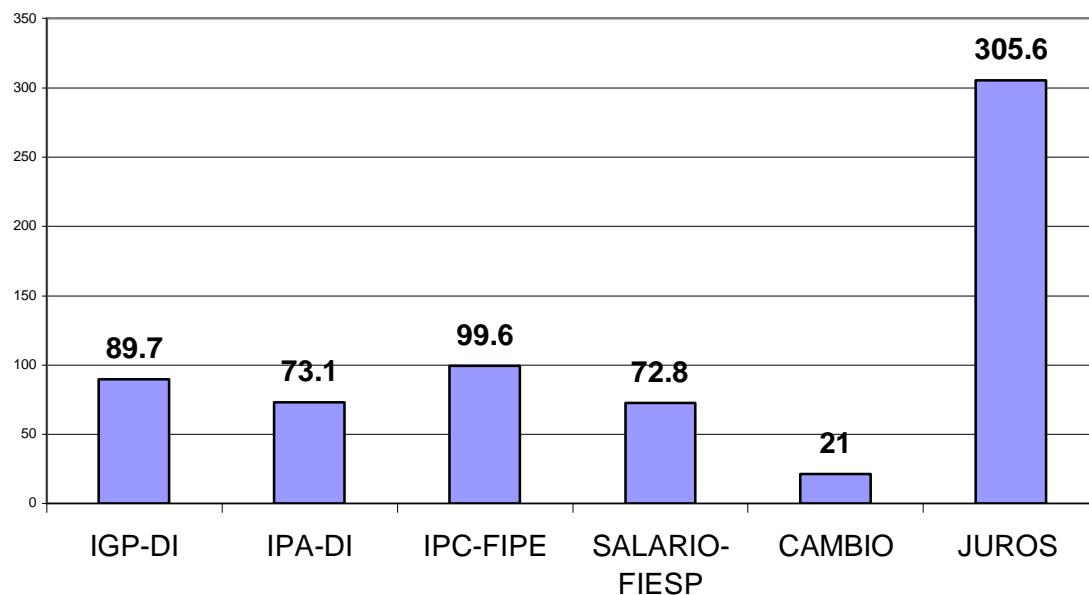
<sup>110</sup> O efeito Bacha é uma espécie de efeito Oliveira-Tanzi às avessas. Nas palavras do próprio Bacha (1995, p. 5):

a inflação, portanto, presta um duplo serviço ao Tesouro Nacional: a geração do imposto inflacionário e a redução do gasto real. A conclusão era de que o controle da inflação pressupunha que o governo equilibrasse seu orçamento *ex ante*, isto é mostrasse determinação política de cortar do orçamento os excessos de gastos que eram previamente erodidos pela inflação ou financiados pelo imposto inflacionário.

<sup>111</sup> Cumpre-nos ressaltar que o PND implicou o reconhecimento de “esqueletos” fiscais que contribuíram para elevar o endividamento do setor público.

crescimento da taxa de juros interna face a estrangeira. O movimento de elevação da taxa de juros *over-selic* acaba representando tríplice papel: conter a demanda interna; atrair capitais estrangeiros de curto prazo para financiar o déficit em transações correntes e manter o regime de bandas cambiais. Mas, a permanência do regime cambial acarreta efeitos colaterais: a redução da taxa de crescimento do PIB; aumento do desemprego e desequilíbrio fiscal.

A subida da taxa de juros, conforme descrito no Gráfico 8 excedeu em muito todos os principais índices de preços nacionais, bem como os de salário e, a própria variação do câmbio – que se manteve aquém da inflação do período.



**Gráfico 8 – Variação de preços, massa de salários e taxas de juros – julho de 1994 a dezembro de 1998 (em percentual)**

**Fonte:** Beluzzo e Almeida (2002)

A esterilização do aumento das reservas acarretou o incremento da dívida pública mobiliária federal que, inicialmente, entre 1994 e 1996, apresentava um processo gradativo de alongamento dos prazos dos papéis e elevação da parcela pré-fixada. Contudo, a partir de 1997, o tesouro passa a ter maiores dificuldades para continuar esta tarefa. A manutenção da política cambial, com a taxa de juros ultrapassando os 40% ao mês, em 1997, interrompendo o gradualismo que se teve em

1996<sup>112</sup>, provocou dificuldades na emissão de novos títulos pré-fixados. Houve uma quebra de expectativas quanto à viabilidade deste tipo de política monetária.

Ao longo do primeiro semestre de 1998, em junho, é abandonada a emissão de títulos pré-fixados e, em dezembro do mesmo ano, os títulos indexados ao câmbio (21%) e à taxa de juros *over-selic* (69,1%) já representam mais de 90% da dívida pública mobiliária federal. O percentual da dívida pública total atinge 40% do PIB em outubro de 1998.

Na medida em que a fragilidade financeira do setor público torna-se evidente, a crença na sua capacidade de uso dos mecanismos de defesa do câmbio declina.

A defesa do câmbio enfraqueceu o setor público e a sua fraqueza o incapacita a defender o câmbio. A administração da estabilidade de preços não pode mais ser realizada por meio da ancoragem cambial e o governo adota o regime de metas de inflação em 1999.

Dentro do regime de metas inflacionárias, o estoque da dívida pública permanece elevado<sup>113</sup>. Para manter o percentual da dívida pública em relação ao PIB constante, é necessário o crescimento do superávit primário suficiente para compensar o excesso de aumento do juro real sobre o crescimento do produto deduzido das receitas de senhoriagem. Logo, para melhorar os indicadores do perfil de endividamento, o Governo necessita reduzir as taxas de juros reais, expandir o PIB e aumentar o seu superávit primário.

A partir de 2003, como podemos constatar no Gráfico 6, podemos registrar algumas mudanças no perfil de endividamento do setor público. A composição dos indexadores da dívida mobiliária federal interna se altera, tornando-se irrigária o componente de natureza cambial. Estas medidas, aliadas ao ambiente externo favorável de aumento das exportações<sup>114</sup>(que tornaram o saldo em transações correntes como

---

<sup>112</sup> A média da taxa de juros anual *Selic*, entre os meses de janeiro de 1996 e outubro de 1997 foi de 25%.

<sup>113</sup> A participação títulos indexados à taxa selic (46,7%) e ao IPA-DI (15,1%) na dívida pública mobiliária federal ainda é expressiva. Posição de Outubro/2006.

<sup>114</sup> O aumento das exportações foi favorecido pela fase de crescimento por que passa a economia mundial. Somente na década de 1970, observamos taxas de expansão das economias emergentes tão altas.

percentual do PIB positivo), bem como a redução do risco-Brasil<sup>115</sup>, reduziram a vulnerabilidade da economia brasileira a choques externos.

Enfim, a conjuntura atual (2006) se apresenta mais sólida em seus fundamentos do que em 1994-2003. Entretanto, a alta participação dos títulos indexados à taxa *selic* e ao IPA-DI na dívida pública mobiliária federal ainda permanece como um problema estrutural da economia nacional, restringindo o uso dos instrumentos de política monetária e fiscal do governo.

---

<sup>115</sup> Vide Gráfico 7.

## CONCLUSÃO

O estudo de crises cambiais ainda está em sua juventude. Se tomarmos, como ponto de partida, o modelo seminal de Krugman (1979), há somente vinte e sete anos de estudos mais formalizados. Se tomarmos como ponto de partida a utilização deste referencial teórico para a realização do primeiro estudo econométrico - Blanco e Garber (1986), a linha de pesquisa é ainda mais recente.

Nos anos de 1990, em virtude da gravidade e freqüência das crises cambiais, numerosos trabalhos, tanto na área internacional, como nacional foram desenvolvidos. O esforço dos pesquisadores se refletiu no surgimento de três gerações de modelos.

A aplicação empírica dessa teoria apresenta dificuldades que vão desde da transformação do conceito qualitativo de crise cambial em algo mensurável, como foi discutido no capítulo 1, passando pela existência dos dados para estimação, até a decisão de que tipo de técnica econométrica poderia ser mais adequada.

Nosso trabalho buscou contribuir com o estudo das crises cambiais. Detivemos-nos sobre o caso brasileiro, sobre o qual existem poucos textos nas revistas internacionais. Para tal fim, analisamos os condicionantes de nossas crises cambiais no período de 1990-2006.

Inicialmente, realizamos o inédito *survey* dos principais estudos empíricos sobre o assunto e constatamos:

- a) que estes abrangem dados até dezembro de 2000;
- b) que diferentes abordagens econométricas são utilizadas: estimação de regressão *logit/probit*, análise de dados de painel, mudança de regime (*Markov-switching*) e decomposição fatorial;
- c) que a técnica econométrica mais comumente presente nos artigos é o uso de modelos *logit*;
- d) que as conclusões sobre os determinantes das crises cambiais não são consensuais.

A dissonância da comunidade acadêmica sobre as crises brasileiras é atribuída em parte à diferença dos períodos analisados, em parte à diversidade dos enfoques econométricos.

Estudando os modelos *logit*, tecemos a hipótese de que uma razão provável para a não confluência de resultados, mesmo quando autores analisavam períodos que divergiam apenas em poucos meses, poderia ser a forma como a variável binária dependente (crise) era obtida.

A fim de testar nossa hipótese, recalculamos a variável binária de crise, para o período de 1990-2006, consoante cinco metodologias diferentes.

Utilizando estas variáveis dependentes, reestimamos as regressões *logit*, tendo como variáveis regressoras aquelas consideradas significativas pela literatura nacional.

Os resultados revelam grande variabilidade das significâncias, dos valores dos parâmetros estimados e dos efeitos marginais esperados de cada variável sobre a probabilidade de crise estimada. Não é afastada a hipótese de que a forma como se constrói a variável dependente influencia as conclusões obtidas na literatura nacional no que concerne aos fatores condicionantes da crise cambial. Resultados semelhantes foram obtidos para o período de bandas cambiais deslizantes entre 1994 e 1999.

A construção da variável binária envolve subjetividade e arbitrariedade, quer na seleção dos seus componentes, quer na definição do ponto limite de corte para estabelecer o instante de crise. A intenção dos pesquisadores é que a variável busque refletir as expectativas de mercado quanto ao comportamento do câmbio e à possibilidade de um ataque especulativo. Como inexiste uma maneira de medir diretamente estas expectativas, esta mensuração se dá a partir das reações do Banco Central. Dois aspectos devem ser salientados no que concerne às reações do Banco Central (Bacen). Primeiramente, nem sempre que o Bacen sobe a taxa de juros ou reduz suas reservas isto decorre da tentativa de manter a taxa de câmbio. A subida da taxa de juros pode ser uma tentativa de conter demanda interna e uma inflação de demanda incipiente. A perda de reservas pode decorrer da resposta a um choque de oferta, como a elevação do preço do barril de petróleo. Desta maneira, estes componentes do indicador podem estar refletindo outra preocupação do Banco Central, não forçosamente seu intuito de manter um determinado regime cambial.

Em segundo lugar, os componentes mais comumente utilizados, como o nível de reservas e de taxas de juros não são as únicas maneiras do Bacen tentar controlar o câmbio. Em 1997, por exemplo, para estimular a entrada de capitais, o governo reduziu o prazo médio mínimo de amortização dos empréstimos externos. Esta medida se refletiu nos indicadores de crise que incluíam entre seus componentes a variação de reservas, mas passou desapercebida em indicadores como os de Murta, Brasil e Samohyl. E, uma das formas de atuação bem sucedida do Bacen em conter o ataque especulativo de 1997 no Brasil – a intervenção no mercado de futuros, não é considerada em quaisquer dos indicadores binários. Esta atuação apenas é destacada no trabalho de Aurélio e Silva (1999).

Constatamos assim, que todos os indicadores binários de crise são tentativas de apreender o comportamento do mercado através de um espelho: a atuação da autoridade monetária sobre determinadas variáveis. Os indicadores são incapazes de apreender a multiplicidade de formas de atuação do Banco Central em resposta às tensões do mercado de câmbio.

No caso do mercado futuro de dólar, a atuação do Bacen pode não ser refletida diretamente sobre o nível de reservas, sobre a taxa de juros, a taxa de câmbio *spot* ou a oferta monetária atuais. O impacto desta medida é sentido sobre as expectativas dos agentes, influenciando a trajetória futura do câmbio. Esta é uma falha dos indicadores binários listados – nenhum reflete diretamente as expectativas do mercado com relação ao comportamento do câmbio. Na melhor da hipótese, refletem a atuação do Banco Central sobre determinadas variáveis em resposta ao que ele crê que sejam as expectativas do mercado. Ressalte-se que estas mesmas expectativas se alteram na medida em que o Banco Central age.

Desta forma, dada a diversidade de resultados obtidos pelos diferentes indicadores binários e a deficiência destes de captar as reais expectativas do mercado, torna-se impossível concluir, categoricamente, quais seriam, os fatores condicionantes das crises cambiais brasileiras. Por outro lado, o grau de subjetividade implícito na construção dos índices, pode levar ao uso indevido pelos *policy makers* das conclusões obtidas pelos autores.

Consideramos que, apesar da evolução constante da literatura sobre crises cambiais que tem incorporado elementos empíricos que se revelam importantes, após os diversos episódios de crises ocorridos de 1990 a 2001, a teoria e os testes empíricos ainda estão atrasados em relação à contínua sofisticação dos instrumentos financeiros e quanto aos veículos de especulação.

Aprofundamo-nos um pouco mais no nosso exercício e sugerimos uma alternativa ao uso das variáveis binárias – o cálculo de estimativas de desvalorizações esperadas e das probabilidades da desvalorização do câmbio. Estas estimativas são obtidas a partir do método do *drift adjustment* (ROSE; SVENSSON, 1995; 1994; SVENSSON, 1991; 1993).

Salientamos ainda que, apesar desta metodologia apresentar algumas vantagens em relação ao uso das variáveis binárias, tem a limitação de sua utilização ser restrita a regimes de bandas cambiais.

Este último exercício permitiu a obtenção de modelos mais bem ajustados que os demais estudos na literatura nacional. Os resultados obtidos por nossa metodologia fortalecem as idéias sustentadas nos trabalhos que apontam o declínio dos fundamentos, com um papel decisivo nas crises cambiais recentes. Encontramos como condicionante das crises cambiais brasileiras de 1994-1999 um fator estrutural: o crescimento da razão dívida do setor público em relação ao PIB.

A idéia subjacente a esta conclusão é que, mesmo eventos que ocorrem no curto prazo, como são os ataques especulativos e as crises cambiais, podem apresentar condicionantes para sua ocorrência de natureza estrutural.

Como sugestão de pesquisas futuras (tanto na esfera nacional como internacional), estão: a construção de índices que apreendam melhor os mecanismos de atuação do Bacen e as novas formas de especulação (com atuação no mercado de derivativos) e também o uso de outros métodos econométricos para corroborar ou refutar os resultados obtidos até o presente na literatura nacional. Desta forma, poderemos nos aproximar de resultados mais convergentes.

## REFERÊNCIAS

- ABIAD, A. Early warning systems: a survey and a regime-switching approach. **IMF Staff Papers**, Washington: International Monetary Fund, v. 3, n. 32, p. 1-60, feb. 2003.
- AGÉNOR, P. R.; BHANDARI, J. S.; FLOOD, R. P. Speculative attacks and models of balance of payments crises. **IMF Staff Papers**, Washington: International Monetary Fund, v. 2, n. 39, p. 357-94, 1992.
- ALEJANDRO, C. D. Goodbye financial repression, hello financial crash. **Journal of Development Economics**, Amsterdam: North Holland, v. 19, n. 1-2, p. 39-53, 1985.
- ARGENTINA: economic indicators real sector. Disponível em: <<http://www.latin-focus.com/latinfocus/countries/argentina>>. Acesso em: 09 mai. 2006.
- ARROW, K. **Essays in the theory of risk-bearing**. Chicago: Markhan, 1971.
- ASSIS, M. de. A origem das crises financeiras internacionais: fracos fundamentos ou puro contágio?: uma análise empírica. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto: Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, v. 6, n. 3, p. 463-483, 2002.
- AURÉLIO, M. M. **Crises de balanço de pagamentos**: teoria e políticas de defesa do regime cambial. 1999. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade de São Paulo, São Paulo, 1999.
- AURÉLIO, M. M; SILVA, M. E.; Crise cambial e intervenções em mercados de derivativos de câmbio. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto: Ribeirão Preto: Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, v. 3, n. 4, 1999.
- BACHA, E. Plano Real: uma avaliação preliminar. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, BNDES, n. 3, jun. 1995.
- BAIG, T.; GOLDFAJN, I. The russian default and the contagion to Brazil. **IMF Working Paper**, Washington: International Monetary Fund, v. 00, n. 16, p. 1-47, oct. 2000.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Análise do mercado de câmbio**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2002a
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Análise do mercado de câmbio**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2002b
- BARBOSA, F. H. E LOUREIRO, A.S. Dívida Pública e Prêmio de Risco dos Títulos Públicos no Brasil. **Notas Técnicas do Banco Central do Brasil**. Brasília: Banco Central do Brasil, n.42, nov. 2003
- BARRO, R. J. Economic growth in East Asia before and after the financial crisis. **NBER Working Paper**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, n. 8330, p. 1-42, jun. 2001.
- BELUZZO, L.G; ALMEIDA, J. G. Plano Real: do sucesso aos impasses. In: **Depois da queda: a economia brasileira da crise da dívida aos impasses do Real**, Rio de Janeiro, Ed. Civilização Brasileira, p.361-404, 2002.

BLACKBURN, K. Collapsing exchange rate regimes and exchange rate dynamics: some further examples. **Journal of International Money and Finance**. Amsterdam: North Holland, n. 7, p. 373-385, 1988.

BLANCO, H.; GARBER, P. M. Recurrent devaluation and speculative attacks on the Mexican Peso. **Journal of Political Economy**, Amsterdam, v. 94, n. 1, p. 148-166, feb. 1986.

BLEJER, M. I.; SHUMAKER, L. Central banks use of derivatives and other contingent liabilities: analytical issues and implications. **IMF Working Paper**, Washington: International Monetary Fund, n .00/66, p. 1-18, 2000.

BONOMO, M.; TERRA, C. The political economy of exchange rate policy in Brazil: 1964-1997. **EPGE – Ensaio Econômico**, Rio de Janeiro: FGV, n. 341, p.1-42, jan. 1999.

BORDO, M.; EICHENGREEN, B.; KLINGEBIEL, D.; MARTINEZ-PERIA, M.S. Is the crisis problem growing more severe? **Economic Policy**, Oxford, UK; Malden, USA: CEPR, n. 32, p. 51-82, 2001.

BORENSZTEIN, E. R.; GELOS, R. G. A panic prone pack?: the behavior of emerging market mutual funds. **IMF Working Papers**, Washington: International Monetary Fund, n. 00/198, p. 1-36, dec. 2000.

BRAZIL: economic indicators real sector. Disponível em: <<http://www.latin-focus.com/latinfocus/countries/brazil>>. Acesso em: 09 mai. 2006.

BUBULA, A.; OTKER-ROBE, I. Are pegged and intermediate exchange rate regimes more crisis prone? **IMF Working Paper**, Washington: International Monetary Fund, n. 03/223, p 1-36, 2003.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. The evolution of exchange rate regimes since 1990: evidence from de facto policies. **IMF Working Paper**, Washington: International Monetary Fund, n. 02/155, p. 1-45, 2002.

BUITER, W. H. Borrowing to defend the exchange rate and the timing and magnitude of speculative attacks. **Journal of International Economics**, Amsterdam, n. 23, p. 221-239, nov. 1987.

\_\_\_\_\_. Borrowing to defend the exchange rate and the timing and magnitude of speculative attacks. **NBER Working Paper**, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, n. 1844, p. 1-35, jan. 1988.

CALDAS, S. Câmbio: as tragédias do Real. **O Estado de São Paulo**, São Paulo, 04 jul. 2004. Disponível em: <<http://www.estadao.com.br/ecolunistas/caldas/04/07/caldas040704.htm>>. Acesso em: 03 jan. 2006.

CALVO, G.; IZQUIERDO, A.; TALVI, E. Sudden stops, the real exchange rate and fiscal sustainability: Argentina's lessons. In: ANNUAL MEETINGS OF THE BOARD OF GOVERNORS, jul. 2002. Fortaleza, Brasil. **Paper...** Fortaleza, Brasil: Inter-American Development Bank and Inter America Investment Corporation, 2002. p. 1-48. (Mimeo gr.).

CALVO, S.; REINHART, C. Capital flows to Latin América: is there evidence of contagion effects? **Policy Research Working Paper**, Washington: The World Bank Economic Development Institute and International Monetary Fund, n. 1619, p. 1-36, jun. 1996.

- \_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. Fear of floating. **NBER Working Paper**, Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research, n. 7993, p. 1-64, nov. 2000.
- \_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. **When capital inflows come to a sudden stop**: consequences and policy options. Maryland: University of Maryland, 1999. p. 1-31. (Mimeoogr.)
- CANUTO, O. O problema do peso e as eleições. **Valor Econômico**. 04 jun. 2002. Disponível em: <<http://www.eco.unicamp.br/artigos/artigo252.htm>>. Acesso em: 29 ago. 2005.
- CARAMAZZA, F.; RICCI, L.; SALGADO, R. Trade and financial contagion in currency crises. **IMF Working Papers**, Washington: International Monetary Fund, n. 00/55, p. 1-47, 2000.
- CARVALHO, F. J. C. *et al.* Regimes Cambiais. In: **Economia monetária e financeira: teoria e prática**. Rio de Janeiro: Campus, 2001. p. 408-428.
- CASTRO, I. S. B. **Modelos de crises de balanço de pagamentos**. 1999. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade de São Paulo, São Paulo, 1999.
- CASTRO, I. S. B.; LEITE, J. C. L. Estimando probabilidades de ocorrência de crises cambiais no Brasil (1994-1999). In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Salvador: **Anais ...** Salvador: ANPEC, 2003. 18p.
- CHANG, R.; VELASCO, A. Financial fragility and exchange rate regime. **NBER Working Paper**, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, n. 6469, p. 1-40, mar. 1998.
- COLE, H.; KEHOE, T. J. A self-fulfilling model of Mexico's 1994-1995 debt's crisis". **Journal of International Economics**, Amsterdam: North Holland, v. 41, p. 309-303, 1996.
- CORSETTI, G; PESENTI, P.; ROUBINI, N. What caused the Asian currency and financial crisis? part I: a macroeconomic overview. **NBER Working Paper**, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, n. 6833, p. 1-61, dec. 1998.
- COWAN, K.; GREGORIO, J. de. International borrowing, capital controls and the exchange rate: lessons from Chile. **NBER Working Papers**, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, n. 11382, p. 1-67, 2005.
- CUMBY, R. E.; WIJNBERGEN, S. V. Financial policy and speculative runs with crawling peg: Argentina 1979-1981. **Journal of International Economics**, Amsterdam: North Holland, n. 27, p. 111-127, 1989.
- DIAZ, F. G. The origin of Mexico's 1994 financial crisis. **The Cato Journal**, Washington: Cato Institute, v. 17, n. 3, 1998. 18 p.
- DORNBUSCH, R.; PARK, Y. C.; CLAESSENS, S. Contagion: understanding how it spreads. **The World Bank Research Observer**, Washington: The World Bank, v. 15, n. 2, p. 177-197, ago. 2000.
- DRAZEN, A. O contágio político nas crises monetárias. In: KRUGMAN, P. (Ed.). **Crises monetárias**. São Paulo: Makron Books, 2001. p. 47-76.
- \_\_\_\_\_. **Political contagion in currency crisis**. 1998. Disponível em: <<http://www.tau.ac.il/~drazen/ciewp39.pdf>>. Acesso em: 02 jan. 2006.

EDISON, H. Do indicators of financial crises work? An evaluation of an early warning system. **International Finance Discussion Papers**, Washington: Board of Governor of the Federal Reserve System., n. 675, p. 1-76, jul. 2000.

EDWARDS, S. **Contagion**: revised lecture 1999, world economic lecture, delivered at the University of Nottingham, october 28th. 2000. Disponível em: <[http://www.anderson.ucla.edu/faculty/sebastian.edwards/world\\_economy5.pdf](http://www.anderson.ucla.edu/faculty/sebastian.edwards/world_economy5.pdf)>. Acesso em: 21 dez. 2005.

EICHENGREEN, B. **A globalização do capital**: uma história do sistema monetário internacional. São Paulo: Editora 34, 2000.

\_\_\_\_\_. **Crises financeiras, análise, prevenção e gestão**. Rio de Janeiro: Campus, 2003.

EICHENGREEN, B.; HAUSMANN, R. Exchange rates and financial fragility. **NBER Working Paper**, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, n. 7418, p. 1-56, nov. 1999.

EICHENGREEN, B.; JEANNE, O. Crise monetária e desemprego. In: KRUGMAN, P. (Ed.). **Crises monetárias**. São Paulo: Makron Books, 2001. p. 1-46.

EICHENGREEN, B.; ROSE, A. K.; WYPLOZ, C. Speculative attacks on pegged exchange rates: an empirical exploration with special reference to the European monetary system. **NBER Working Paper**, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, n. 4898, p. 1-56, oct. 1994.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. Contagious currency crises. **NBER Working Paper**, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, n. 5681, p. 1-50, jul. 1996.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. Exchange market mayhem: the antecedents and aftermath of speculative attacks. **Economic Policy**, Oxford, UK; Malden, USA: CEPR, v. 21, p. 249-312, oct. 1995.

ELIASSON, A.-C.; KREUTER, C. **On currency crisis models**: a continuous crisis definition: Deutsche Bank research quantitative analysis. Disponível em: <[www.economia.uniroma2.it/ceis/conferenze\\_convegni/banking2001/papers/mercoledi/Eliasson-Kreuter.pdf](http://www.economia.uniroma2.it/ceis/conferenze_convegni/banking2001/papers/mercoledi/Eliasson-Kreuter.pdf)>. Acesso em: 15 jun. 2005.

ESQUIVEL, G.; LARRAIN, F. B. Explaining currency crises. **Faculty Research Working**, John F. Kennedy School of Government, Harvard University, n. 98-07, jun. 1998.

FEDERAL RESERVE OF DALLAS. **The Mexican economy since the tequila crisis**. 2000. Disponível em: <<http://www.dallasfed.org/research/indepth/2000/id0010.pdf>>. Acesso em: 02 jan. 2006.

FELDSTEIN, M. Lessons from Argentina. 2002. Disponível em: <<http://www.nber.org/~confer/2002/argentina02/feldstein.pdf>>. Acesso em: 10 out. 2006.

FLOOD, R. P.; GARBER, P. M. Collapsing exchange-rate regimes: some linear examples. **Journal of International Economics**, North Holland, n. 17, p. 1-13, 1984.

FLOOD, R. P.; HODRICK, R. J. Real aspects of exchange rate regime choice with collapsing fixed rates. **NBER Working Papers**, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, n. 1603, p. 1-39, 1985.

- FLOOD, R. P.; MARION, N. Perspectives on the recent currency crises literature. **NBER Working Paper**, Cambridge. MA: National Bureau of Economic Research, n. 6380, p. 1-57, 1998.
- FORBES, K.; RIGOBON, R. **Measuring stock-market contagion**: conceptual issues and empirical tests. Massachusetts: Massachusetts Institute of Technology, apr. 1998. (Mimeo).
- FRANKEL, J. A. No single currency regime is right for all countries at all times. **NBER Working Paper**, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, p. 1-49, n. 7338, set. 1998.
- FRANKEL, J. A.; ROSE, A. K. Currency crashes in emerging markets: an empirical treatment. **Journal of International Economics**, Amsterdam: North Holland, n. 41, p. 351-366, 1995.
- \_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. Currency crashes in emerging markets: empirical indicators. **NBER Working Paper**, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, n. 5437, p. 1-30, jan. 1996.
- FRIEDMAN, M. The case for flexible exchange rates. In: FRIEDMAN. **Essays in positive economics**. Chicago: The University Chicago, 1953.
- GARCIA, M. G. P.; VALPASSOS, M. V. F. Capital flows, capital controls and currency crises: the case of Brazil in the 1990s. In: LARRAIN, F. (Org.). **Capital flows, capital controls and currency crisis: Latin America in the 1990s**. v. 1. Michigan: University of Michigan, 2000.
- GERLACH, S.; SMETS, F. Contagious speculative attacks. **European Journal of Political Economy**, Amsterdam: North Holland, v. 11, n. 1, p. 5-63, 1995.
- GLICK, R.; HUTCHISON, M. Banking and currency crises: how common are twins? **Working Paper**, San Francisco: Federal Reserve Bank of San Francisco, Economic Research Department, Center for Pacific Basin Studies, n. PB 99-07, dec. 1999.
- GLICK, R.; ROSE, A. K. Contagion and trade: why are currency crises regional? **Working Paper Series**, San Francisco: Center for Pacific Basin Monetary and Economic Studies, Economic Research Department, Federal Reserve Bank of San Francisco, n. PB 98-03, sep. 1998.
- GOLDSTEIN, M.; KAMINSKY, G. L.; REINHART, C. M. **Assessing financial vulnerability**: an early warning system for emerging markets. Washington: Institute for International Economics, 2000.
- HALL, J. **Currency crisis hits hard Southern Africa**. 2002. Disponível em: <[http://www.afrol.com/Categories/Economy/Develop/econ012\\_rand\\_crisis.htm](http://www.afrol.com/Categories/Economy/Develop/econ012_rand_crisis.htm)>. Acesso em: 13 jun. 2005.
- HERRERA, S.; GARCIA, C. User's guide to an early warning system for macroeconomic vulnerability in Latin American Countries. **World Bank Working Paper**, Washington: World Bank, n. 2233, nov. 1999.
- HOLANDA, M. C.; CORREA, M. V. Contagion effect in Latin América big three. **Estudos Econômicos**, São Paulo: IPE-USP, v. 33, n. 3, p. 509-529, jul.-set. 2003.
- HVIDING, K.; RICCI, L. The case for building international reserves. **IMF Country Report**, South Africa: Selected Issues, n. 04-379, p. 37-45, dec. 2004.

- INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Lessons from the crisis in Argentina, policy development and review department, in consultation with the other departments.** 2003. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/np/pdr/lessons/100803.htm>>. Acesso em: 16 jan. 2006.
- JEANNE, O. Are currency crises self-fulfilling? a test. **Journal of International Economics**, Amsterdam: North Holland, n. 43, p. 263-286, 1997.
- \_\_\_\_\_. Currency crises: a perspective on recent theoretical developments. **Special Papers in International Economics**, Princeton: Department of Economics, Princeton University, n. 20, p. 1-52, mar. 2000.
- \_\_\_\_\_. Currency crises, sunspots and markov-switching regimes. **CEPR Discussion Paper Series**, London: Center for Economic Policy Research, n. 1990, 1998.
- JEANNE, O. ; MASSON, P. Currency crises, sunspots and markov-switching regimes. **Journal of International Economics**, Amsterdam: North Holland, n. 50, p. 327-350, 2000.
- KAMINSKY, G.; LIZONDO; REINHART, C. Leading indicators of currency crises. **IMF Staff Papers**, Washington: International Monetary Fund, v. 45, p. 1-48, mar. 1998.
- \_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. On crisis, contagion and confusion. **Journal of International Economics**, Amsterdam: North Holland, v. 1, n. 51, p. 145-163, 2000.
- \_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. The twin crises: the causes of banking and balance of payments crisis. **American Economic Review**, Nashville, TN: American Economic Association, p. 473-499, jun. 1999.
- KODRES, L. E.; PRITSKER, M. **A rational expectation model of financial contagion.** 2000. Disponível em: <<http://smealsearch2.psu.edu/cache/papers/Business/198/http%3a%2f%2fszzschaas.berkeley.edu%2fszfinancezszmkstress.pdf/laura-e-kodres-and.pdf>>. Acesso em: 02 jan. 2006.
- KRUGMAN, P. A model of balance of payments crises. **Journal of Money, Credit and Banking**, Ohio: Ohio State University, v. 11, p. 311-325, 1979.
- \_\_\_\_\_. **Analytical afterthoughts on the asian crisis.** 1999a. Disponível em: <<http://web.mit.edu/krugman/www/MINICRIS.htm>>. Acesso em: 10 jun. 2004.
- \_\_\_\_\_. Are currency crises self-fulfilling? In: BERNANKE, B.; ROTEMBERS, J. (Eds.). **NBER Macroeconomics Annual 1996**. Cambridge, MA: MIT Press, 1996. p. 345-407.
- \_\_\_\_\_. **Balance sheets, the transfer problems and financial crises.** 1999b. Disponível em: <<http://web.mit.edu/krugman/www/FLOOD.pdf>>. Acesso em: 25 mai. 2006.
- \_\_\_\_\_. **Currency crises:** synopsis: macroeconomic models and currency models examining current crises. 1998. Disponível em: <<http://www.pkarchive.org/>>. Acesso em: 31 ago. 2005.
- \_\_\_\_\_. Introdução. In: KRUGMAN, P. (Ed.). **Crises monetárias**. São Paulo: Makron Books, 2003. p. IX-XV.
- KUMAR, M.; MOORTHY, U.; PERRAUDIN, W. Predicting emerging market currency crashes. **IMF Working Paper**, Washington: International Monetary Fund, n. 02/07, 2002.

- LATIF, Z. **Regime de política econômica e a vulnerabilidade a ataques especulativos**: os casos de Brasil, Argentina e Chile. 2000. Tese (Doutorado) – FEA, Universidade de São Paulo, 2000.
- LEON, M. S. **Ataques especulativos sobre dívidas e regimes monetários**. 2002. Tese (Doutorado) – EPGF, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2002.
- LOPES, C. M.; MOURA, J. G. Ataques especulativos no Brasil: 1994-1999. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 29., 2001. Salvador: **Anais...** Salvador: ANPEC, 2001. 20p.
- LOPES, F. Notes on the brazilian crisis of 1997-99. **Brazilian Journal of Political Economy**, São Paulo: Editora 34, v. 23, n. 3, p. 91, jul.-sep. 2003.
- LYRIO, M.; DEWACHTER, H. Multiple equilibria and the credibility of the brazilian crawling peg 1995-1998. **International Finance**, Malden, MA: Blackwell, v. 3, n. 1, p. 1-23, 2000.
- MADDALA, G. S. Variáveis *dummy* e variáveis truncadas. In: MADDALA, G. S. **Introdução à econometria**. 3. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2003. p. 161-182.
- MASSON, P. Contagion: monsoonal effects, spillovers, and jumps between multiple equilibria. **IMF Working Papers**, Washington: International Monetary Fund, n. 98/142, p. 1-32, 1998.
- MCKINNON, R.; PILL, H. The overborrowing syndrome: are East Asian economies different? **Proceedings**, San Francisco: Federal Reserve Bank of San Francisco, p. 322-355, 1998.
- MCKINNON, R.; PILL, H. Credible liberalizations and international capital flows: the overborrowing syndrome. In: ITO, T.; KRUEGER, A. O. (Eds.). **Financial deregulation and integration in East Asia**. Chicago: University of Chicago, 1999.
- MEESE, R. Currencies fluctuation in the post-bretton woods era. **Journal of Economic Perspectives**, Nashville, TN: American Economic Association, v. 4, n. 1, p. 117-134, 1990.
- MEESE, R.; ROGOFF, K. Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit out of sample? **Journal of International Economics**, Amsterdam: North Holland, v. 14, n. 2, p. 3-24, 1983.
- MENEZES, A.; MOREIRA, T. B. S. O modelo de Krugman explica a crise cambial brasileira de janeiro de 1999? **Análise Econômica**, Rio Grande do Sul: Universidade Federal do Rio Grande do Sul, v. 19, n. 36, p. 85-104, 2001.
- MENEZES, A. C.; MOREIRA, T. B. S.; SOUZA, G. S. Credibilidade e crises cambiais: uma aplicação do modelo de Velasco. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto: Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, v. 9, n. 3, p. 445-463, jul.-set. 2005.
- MILESI-FERRETTI, G. M.; RAZIN, A. Current account reversals and currency crises: empirical regularities. **NBER Working Paper**, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, n. 6620, p. 1-54, jun. 1998.
- MINSKY, H. **It happen again?: essays on instability and finance**. New York: M. E. Sharpe, 1982.
- \_\_\_\_\_. **Stabilizing an unstable economy**. New Haven, Yale University, 1986.

- MISHKIN, F. S. Financial policies and the prevention of financial crises in emerging market countries. **NBER Working Paper**, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, n. 8087, jan. 2001.
- MIRANDA, M. C. **Crises cambiais e ataques especulativos no Brasil**. 1999. Dissertação (Mestrado) – Universidade de Brasília, Brasília, 1999.
- \_\_\_\_\_. **Crises cambiais e ataques especulativos no Brasil**. Brasília: Universidade de Brasília, 2002. 26 p. (Série textos para discussão, 266).
- MODENESI, A. M. **Regimes Monetários: teoria e a experiência do real**. Barueri , SP, Editora Manole Ltda., 2005
- MOLAN, M. K. **Ataques especulativos**: a experiência brasileira: participação do FMI na crise cambial. 2000. Dissertação (Mestrado) – Fundação Getúlio Vargas, São Pauo, 2000.
- MOLLO, M. L. R.; SILVA, M. L. F.; TORRANCE, T. Money and exchange rate regimes: theoretical controversies. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro: Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, v. 5, n. 1, jan.-jun. 2001.
- MOREIRA, T. B. S.; MENEZES, A. C.; SOUZA, G. S. E. Credibilidade e crises cambiais: uma aplicação do Modelo de Velasco. **Revista de Economia Aplicada**, Ribeirão Preto: Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, v. 9, n. 3, jul.-set. 2005.
- MOREIRA, T. B. S.; PINTO, M. B. de P.; SOUZA, G. da S. Uma metodologia alternativa para mensuração de pressão sobre o mercado de câmbio. **Estudos Económicos**, São Paulo: IPE-USP, v. 34, n. 1, p. 73-99, jan.-mar. 2004.
- MORENO, R. Depreciation and recessions in East Asia. **Economic Review**, San Francisco: Federal Reserve Bank of San Francisco, n. 3, p. 27-40, 1999a.
- \_\_\_\_\_. Pegging and macroeconomic performance in East Asia. **Working Paper**, San Francisco: Center for Pacific Basin Monetary and Economic Studies, Federal Reserve Bank of San Francisco, n. PB 00-03, 2000.
- \_\_\_\_\_. Was there a boom in money and credit prior to East Asia's recent currency crisis? **Economic Review**, San Francisco: Federal Reserve Bank of San Francisco, n. 1, 1999b.
- MURTA, L. R.; BRASIL, G. H.; SAMOHYL, R. W. Crise monetária brasileira de 1999: uma análise econométrica realizada com base em elementos teóricos de modelos de crises monetárias de primeira e segunda geração. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003. Porto Seguro, BA. **Anais...** Porto Seguro, BA: ANPEC, 2003. 20 p.
- MUSSA, M. **Argentina y el FMI**: del triunfo a la tragedia. Buenos Aires: World Publications e Planeta, 2002.
- NASCIMENTO, R. A mudança do papel do Estado Brasileiro: uma análise dos anos 50 aos anos 90. In: BENECKE, D. W.; NASCIMENTO, R. (Orgs.). **Opções de política econômica para o Brasil**. Rio de Janeiro: K. Adenauer, 2003. p. 187-206.
- OBSTFELD, M. The logic of currency crisis. **NBER Working Papers Series**, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, n. 4640, p. 1-64, feb. 1994.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. Exchange rate dynamics redux. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 4693, p. 1-32, 1994.

OLIVEIRA, F. N. **O mercado de hedge cambial no Brasil**: reação das instituições financeiras às intervenções do Banco Central. Brasília: Banco Central do Brasil, 2004. (Trabalhos para Discussão, 89).

OLIVEIRA *et al.* **Retrospectiva da economia brasileira**: perspectivas da economia brasileira: 1994. Rio de Janeiro: IPEA, 1993. p. 13-42.

OTKER; PAZARBASIAGLU. Speculative attacks and currency crises: the Mexican Exp. **IMF Working Paper**, Washington: International Monetary Fund, n. 95/112, 1995.

PARK, Y. C.; LEE, J.-W. Recovery and sustainability in East Asia. **NBER Working Paper**, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, n. 8373, jul. 2001.

PAULA, L. F. R.; ALVES JÚNIOR, A. J. Fragilidade financeira externa e os limites da política cambial no real. **Revista de Economia Política**, São Paulo: Editora, 34, n. 1, p. 72-93, jan.-mar. 1999.

PAZARBASIOGLU, C.; OTKER, I. Likelihood versus timing of speculative attacks: a case study of Mexico. **European Economic Review, Papers and Proceedings**, Amsterdam: North Holland, n. 41, p. 837-845, apr. 1997.

PENN WORLD DATA. Disponível em:

<<http://www.bized.ac.uk/dataserv/penndata/pennhome.htm>>. Acesso em: 31 ago. 2005.

PEREIRA, A. P. M.; SEABRA, F. Crises cambiais e bancárias na década de 1990: uma análise de painel aplicada a mercados emergentes. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32. 2004, João Pessoa. **Anais...** João Pessoa: ANPEC, 2004. 20 p.

PEREIRA, L. C. B. Inflação e câmbio. **Folha de São Paulo**, São Paulo, 09 mai. 2005.

Disponível em:  
<<http://www.bresserpereira.org.br/papers/TE/78MacroPosPlanoReal.pg.pdf>>. Acesso em: 03 jan. 2006a.

\_\_\_\_\_. **Macroeconomia pós-plano real**: as relações básicas. Disponível em:  
<[http://www.bresserpereira.org.br/ver\\_file.asp?id=1532](http://www.bresserpereira.org.br/ver_file.asp?id=1532)>. Acesso em: 03 jan. 2006b.

QUEIJEIRO, S. de V. *et al.* **Tiene importancia la forma de identificar las crisis cambiorias?** Oviedo: Departamento de Economia Aplicada, Universidade de Oviedo, 2005. (Mimeoogr.).

RADELET, S.; SACHS, J. O despontar da crise financeira do Leste Asiático. In: KRUGMAN, P. (Ed.). **Crises monetárias**. São Paulo: Makron Books, 2001. p. 121-189.

RIGOBON, R. **News, contagion and anticipation**: MIT, Sloan School of Management, and NBER. 2003. Disponível em:<<http://www.bsiggamma.com/conference/newsjel.pdf>>. Acesso em: 02 jan. 2006.

ROSE, A. K.; SVENSSON, L. E. O. European exchange rate credibility before the fall. **European Economic Review**, Amsterdam: North Holland, v. 38, p. 1185-1216, 1994.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. Expected and predicted realignments: the FF/DM exchange rate during E.M.S. **Scandinavian Journal of Economics**, Malden, MA: Blackwell, v. 97, n. 2, p. 173-200, 1995.

RÚSSIA ANNUAL GDP CHANGE. Disponível em: <[http://www.worldwidetax.com/russia/rus\\_gnp.asp](http://www.worldwidetax.com/russia/rus_gnp.asp)>. Acesso em: 09 mai. 2006.

SACHS, J. D; TORNELL, A.; VELASCO, A. Financial crises in emerging markets: the lessons from 1995. **Brooking Papers on Economic Activity**, Washington: Brookings Institution, n. 1, p. 147-215, 1996.

SALANT, S.; HENDERSON, D. Market anticipations of government policies and the price of gold. **Journal of Political Economy**, Amsterdam: North Holland, v. 86, p. 627-648, 1978.

SANDRONI, P. **Novíssimo dicionário de economia**. 10. ed. São Paulo: Best Seller, 2002. p. 411.

SCHULER, K. **Features and policy implications on recent currency crises**. Washington: Joint Economic Committee, United States Congress, 2001. 23 p.

\_\_\_\_\_. Fixing Argentina. **Policy Analysis**, Washington: Cato Institute n. 445, jul. 2002.

SILVA, A. B. O. *et al.* **Retrospectiva da economia brasileira em perspectivas da economia brasileira: 1994**. Rio de Janeiro: IPEA, 1993. p. 13-42.

SOLA, L.; GARMAN, C. C. B.; MARQUES, M. Central Banking reform and the overcoming of the moral hazard problem: the case of Brazil. **Brazilian Journal of Political Economy**, São Paulo: Editora 34, v. 21, n. 3, p. 40-64, jul.-sep. 2001.

SOUZA, F. E. P. Sem medo de flutuar? O regime cambial brasileiro pós-1998. **Estudos Econômicos**. São Paulo, IPE/USP, v. 35, p. 519-545, 2005.

SROUR, S. **Crises cambiais e currency boards**: um modelo relaxando a hipótese de PPP. Dissertação (Mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2001.

STOCK, J. H.; WATSON, W. M. **Ressão com uma variável dependente binária: econometria**. São Paulo: Pearson; Addison Wesley, 2004. p. 202-225.

SVENSSON, L. E. Assessing target zone credibility: mean reversion and devaluation expectations in the E.M.S. **IMF Working Papers**, Washington: International Monetary Fund, n. 91/96, 1991.

\_\_\_\_\_. O. Fixed exchange rates as a means to price stability: what have we learned? **NBER Working Paper**, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, n. 4504, p. 1-30, 1993.

TORRE, A. de la; GARCIA-SALTOS, R.; MASCARO, Y. **Banking, currency and debt meltdown: Ecuador in late 1990**. Disponível em: <[http://wbln0018.worldbank.org/LAC/LACInfoClient.nsf/1daa46103229123885256831005ce0eb/2bd83dfebb3f5a2c85256c3100545d45/\\$FILE/Ecuador-20Financial%20Crisis%20compiled.pdf](http://wbln0018.worldbank.org/LAC/LACInfoClient.nsf/1daa46103229123885256831005ce0eb/2bd83dfebb3f5a2c85256c3100545d45/$FILE/Ecuador-20Financial%20Crisis%20compiled.pdf)>. Acesso em: 15 jul. 2006.

TRICHES, D.; SILVA, S. S. Uma abordagem de economia política dos arranjos cambiais. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto: Ribeirão Preto: Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, v. 7, n. 3, p. 633-656, jul.-set. 2003.

VLAAR, P. J. G. **Currency crises models for emerging markets**. Disponível em: <<http://data.cbonds.info/publication/staff45.pdf>>. jan. 2000. Acesso em: 01 set. 2006.

WILLIAMSON, J. Are intermediate regimes vanishing? Tokyo, Japan, 1999. Palestra proferida na International Conference on Exchange Rate Regimes in Emerging Market Economies.

WILLMAN, A. The collapse of the fixed exchange rate regime with sticky wages and imperfect substitutability between domestic and foreign bonds. **European Economic Review**, Amsterdam: North Holland, n. 32, p. 1817-1838, 1988.

**ANEXOS**

## Anexo I

Como é feita a ponderação do IPMC para EWR (1994,1997)?

O índice é uma média ponderada das variações percentuais das taxas de câmbio (E), reservas(R) e juros (I).

IPMC =  $\alpha E - \beta R + \gamma I$ , onde  $\alpha, \beta, \gamma$  são os pesos.

Os pesos devem ser estabelecidos de forma que a volatilidade de cada componente ponderado seja igual e a soma dos pesos seja igual a 1.

Logo:

$$\alpha^2 \text{var}(E) = \beta^2 \text{var}(R) = \gamma^2 \text{var}(I)$$

$$\alpha + \beta + \gamma = 1$$

Resolvendo as equações teremos:

$$\text{IPMC} = E - \sigma(E) / \sigma(R)R + \sigma(E) / \sigma(i)I,$$

Onde:

$\sigma(E)$  = desvio-padrão da série da taxa de câmbio;

$\sigma(R)$  = desvio-padrão da série das reservas;

$\sigma(i)$  = desvio-padrão da série da taxa de juros.

## Anexo II

### 1<sup>a</sup> Parte:

#### Os Modelos de Obstfeld

Obstfeld (1994) apresenta dois modelos – um para quando o governo utiliza a taxa de juros na defesa do câmbio, outro onde investiga o papel dos choques na demanda agregada e no câmbio.

##### 1. Usando a taxa de juros para defender o câmbio

O primeiro modelo adota ainda as seguintes hipóteses:

- i. Economia onde é válida a hipótese de paridade do poder de compra;
- ii. A taxa cambial equivale ao nível de preços na economia;
- iii. O nível de reservas per se não influencia a possibilidade do advento de crises cambiais;
- iv. O tipo de formação de expectativas: previsão perfeita ;
- v. É válida a condição de paridade de juros descoberta;
- vi. Há livre mobilidade de capital;
- vii. O produto real (y) é suposto constante;
- viii. O modelo envolve dois períodos: 1 e 2;
- ix. O governo emite moeda nacional em liras<sup>116</sup> e participa de um mercado de moeda estrangeira, o marco.

No princípio do período 1 o governo detêm:

- i. Pagamentos a receber em marcos ( ${}_0f_1$ ) no período 1 e ( ${}_0f_2$ ) no período 2;
- ii. Obrigações em lira para pagar ao mercado para os períodos 1 e 2, denominadas respectivamente:  ${}_0D_1$  e  ${}_0D_2$ .

A maturidade da dívida pública será definida a partir do par ( ${}_0D_1$ ,  ${}_0D_2$ ), sendo o par ordenado ( $0$ ,  ${}_0D_2$ ) definidor de um perfil de dívida de longo prazo, ao passo que ( ${}_0D_1, 0$ ) é representativo de uma estrutura de maturidade de endividamento de curto prazo.

Os níveis de consumo do governo nos dois períodos são  $g_1$  e  $g_2$  determinados exogenamente e expressos em marcos.

Utilizando  $S_t$  para definir a taxa cambial no instante  $t$  e  $i$  a taxa de juros nominal paga aos empréstimos contraídos no período 1 e liquidados em 2 (já que só há dois

---

<sup>116</sup> A utilização das moedas lira e marco decorre do fato do autor haver criado o modelo inspirado pela crise do Sistema Monetário Europeu.

períodos nesta economia), e supondo que o governo tem como receita tributária uma porção  $\tau$  da renda e que pode expandir a oferta monetária de  $M_1$  para  $M_2$  no período 2, a restrição intertemporal do governo pode ser expressa por:

$$\frac{S_1(f_1) - oD_1}{(1+i)} + \frac{S_2(f_2) - oD_2}{(1+i)} = S_1 g_1 + \frac{S_2 g_2 - ty - (M_2 - M_1)}{(1+i)} \quad (1)$$

A demanda por dinheiro obedece a equação:

$$M_t = kS_t y, \text{ onde } k \text{ é uma constante} \quad (2)$$

A idéia primordial nos modelos que admitem crises auto-realizáveis é o estabelecimento das equações de comportamento/formação de expectativas dos participantes do mercado. Estas equações são dotadas de certa circularidade. Os agentes privados admitem que o governo comporta-se consoante determinada função objetiva e incorporam esta função em como formam suas expectativas. O governo, por sua vez, sabedor desta incorporação, também se utiliza desta informação para estabelecer seu comportamento ótimo.

Neste primeiro modelo as expectativas de desvalorização cambial são função do comportamento da taxa de juros. Obstfeld (1994) tenta pois, representar, de forma estilizada, um comportamento real comum. Governos enfrentam o dilema de conciliar o regime cambial com o comportamento da taxa de juros. Um comportamento da taxa de juros que onere sobremaneira a dívida pública pode fazer um governo ceder às pressões de desvalorização. Um governo com posição fiscal boa pode tomar emprestada moeda estrangeira no mercado internacional e soterrar possíveis ataques especulativos.

O governo comporta-se, então, de forma a minimizar a inflação e a taxa de tributação, comportamento este expresso pela a seguinte função objetiva:

$$f = 0,5t^2 + (q/2)s^2 \quad (3)$$

com  $s$  = taxa de depreciação da lira contra o marco, e como é válida a condição de paridade do poder de compra, equivale à taxa de inflação da economia; com  $\theta$  sendo o peso atribuído a depreciação relativamente à taxa de tributação.<sup>117</sup>

---

<sup>117</sup> A adoção de uma função quadrática é feita para facilitar os cálculos.

Sabemos que no período 1 a restrição representativa do fluxo de caixa do governo é:

$${}_1D_2 = (1+i)[{}_0D_1 + S_1 g_1 - S_1 ({}_0f_1) + \underline{S_1 ({}_1f_2)}] \quad (4)$$

$$(1+i^*)$$

Ou seja, no período 1, o débito que o governo adquirir em liras para o período seguinte deve ser igual a necessidade de fluxo de caixa que ele tem no período 1 acrescido de juros. A necessidade de caixa corresponde ao débito em liras que ele possui no início do período 1 ( ${}_0D_1$ ), acrescido dos gastos realizados naquele período e das obrigações denominadas em marcos devidas para o período 2, adquiridas no instante 1, subtraídas dos pagamentos recebidos em marcos no período 1 ( ${}_0f_1$ ).

Já para o período 2 a restrição pode ser expressa como:

$${}_1D_2 + {}_0D_2 - S_2 ({}_1f_2 + {}_0f_2) + S_2 g_2 = S_2 ty + M_2 - M_1 \quad (5)$$

Para compreender como o comportamento do governo é afetado pela possibilidade de desvalorização cambial, expressaremos as restrições (4) e (5) em termos de valores reais do débito do governo em lira no período 1.<sup>118</sup> Para a restrição (4) temos:

$${}_1d_2 = (1+i)[{}_0d_1 + g_1 - {}_0f_1 + \underline{{}_1f_2}] \quad (6)$$

$$(1+i^*)$$

onde  ${}_r d_r$  é o valor real do débito governamental em lira prometido em  $t$  para o período  $r$ .

Para a restrição (5), chamando  $(S_2 - S_1)/S_2$  de  $s$  temos:

$$s({}_1d_2 + {}_0d_2 + ky) + ty = -({}_1f_2 + {}_0f_2) + g_2 + ({}_1d_2 + {}_0d_2) \quad (7)$$

---

<sup>118</sup> Para compreender como o comportamento do governo é afetado pela possibilidade de desvalorização cambial, expressaremos as restrições orçamentárias do governo em termos de valores reais em lira no período 1.

$${}_1D_2 + {}_0D_2 - S_2 ({}_1f_2 + {}_0f_2) + S_2 g_2 = S_2 ty + M_2 - M_1 \text{ (dividindo por } S_1\text{).}$$

$${}_1d_2 + {}_0d_2 - S_2 ({}_1f_2 + {}_0f_2)/S_1 + S_2 g_2/S_1 = S_2 ty/S_1 + (M_2 - M_1)/S_1 \text{ (multiplicando por } S_1/S_2\text{).}$$

$$({}_1d_2 + {}_0d_2) S_1/S_2 - ({}_1f_2 + {}_0f_2) + g_2 = ty + [(kS_2 y - kS_1 y)/S_1] S_1/S_2$$

$$({}_1d_2 + {}_0d_2) S_1/S_2 = ty + ({}_1f_2 + {}_0f_2) - g_2 + ky(S_2 - S_1)/S_2$$

$$- [(S_2 - S_1)/S_2] ({}_1d_2 + {}_0d_2) + ({}_1d_2 + {}_0d_2) = ty + ({}_1f_2 + {}_0f_2) - g_2 + ky(S_2 - S_1)/S_2$$

$$- [(S_2 - S_1)/S_2] ({}_1d_2 + {}_0d_2) - ky(S_2 - S_1)/S_2 = ty + ({}_1f_2 + {}_0f_2) - g_2 - ({}_1d_2 + {}_0d_2)$$

Chamando  $(S_2 - S_1)/S_2$  de  $s$  temos:

$$s({}_1d_2 + {}_0d_2 + ky) + ty = -({}_1f_2 + {}_0f_2) + g_2 + ({}_1d_2 + {}_0d_2)$$

Desta maneira temos que o governo no instante 2 necessita minimizar a função objetiva, sujeita a restrição (7), o que requer a condição necessária:

$$\frac{qs}{(1d_2 + od_2 + ky)} = \frac{t}{y} \quad (8)$$

$$(1d_2 + od_2 + ky) = y$$

Substituindo o valor de  $\tau$  em (8) temos:

$$s = \frac{(1d_2 + od_2 + ky) / - (1f_2 + of_2) + g_2 + (1d_2 + od_2)l}{(1d_2 + od_2 + ky)^2 + qy^2} \quad (9)$$

Substituindo o valor de  $1d_2$  da equação (3) em (8) teremos como a depreciação ótima é afetada pela composição do débito do governo e pela taxa de juros de mercado prevalecente no período 1.

$$s = \frac{[((1+i)(od_1 + g_1 - of_1 + lf_2/(1+i^*)) + od_2 + ky) / - (1f_2 + of_2) + g_2 + (((1+i)(od_1 + g_1 - of_1 + lf_2/(1+i^*)) + od_2)l)}{[((1+i)(od_1 + g_1 - of_1 + lf_2/(1+i^*)) + od_2 + ky)^2 + qy^2}$$

(10)

Ou seja, a formulação acima representa a função reação do governo de depreciação como função da taxa de juros  $i$  e da composição de seu débito. O autor estabelece valores para  $y$ ,  $od_1$ ,  $od_2$ ,  $of_1$ ,  $of_2$ ,  $lf_2$ ,  $g_1$ ,  $g_2$  e  $i^*$  e desenha a função de reação do governo. Os pontos onde esta corta a equação <sup>119</sup>  $s = (i - i^*)/(1+i)$  são os pontos onde há equilíbrio, visto que satisfazem a equação de reação do governo da depreciação e as condições de paridade de juros a descoberto, perfeita mobilidade de capital e previsão perfeita. Os valores escolhidos pelo autor levam a um gráfico onde há dois equilíbrios possíveis. Um primeiro equilíbrio seria com menor taxa de depreciação e menor taxa de juros. Outro ponto poderia ser com maior taxa de depreciação e maior taxa de juros. Obviamente, o primeiro ponto representa uma situação bem mais cômoda para o governo mas nada impede que o equilíbrio se dê na situação mais desfavorável.

---

<sup>119</sup> Pelas condições de perfeita mobilidade de capital, paridade de juros descoberta e *perfect foresight* os retornos dos ativos em lira devem igualar-se aos retornos dos ativos estrangeiros. Ou seja:

$$1 + i = (S_2/S_1)(1 + i^*) \quad (I)$$

$$\text{Como } s = (S_2 - S_1)/S_2 = 1 - S_1/S_2 \quad (II)$$

$$\text{De (I) temos: } S_1/S_2 = (1 + i^*)/(1 + i)$$

$$\text{Substituindo em (II) temos } s = 1 - (1 + i^*)/(1 + i) = (i - i^*)/(1 + i)$$

Observe que até este momento o autor não estabeleceu a hipótese do governo adotar um regime cambial fixo e as razões que levariam a abandoná-lo. Dada a função de reação da taxa cambial, o governo incorreria em um custo "c", representativo da perda de credibilidade, por exemplo, caso desejasse abandonar o regime cambial fixo. Desta maneira a função perda do governo a ser minimizada torna-se:

$$f = 0,5t^2 + q/2s^2 + cZ, \text{ onde } Z=1 \text{ para taxas } s^1 0 \text{ e } Z=0, \text{ para } s = 0. \quad (11)$$

O autor então calcula a função perda num regime de taxas cambiais flexíveis e num de taxas de câmbio fixas. Para os valores adotados de  $y$ ,  $od_1$ ,  $od_2$ ,  $qf_1$ ,  $qf_2$ ,  $if_2$ ,  $g_1$ ,  $g_2$  e  $i^*$ , a função perda é maior num regime de taxa câmbio fixa. Quando este excesso de perda é superior ao custo para desvalorizar ( $c$ ), o governo opta por abandonar o regime cambial fixo.

Existe ainda a possibilidade do governo realizar uma desvalorização mesmo não levando em consideração se o custo de desvalorizar é inferior a diferença entre a função perda no regime cambial fixo e regime cambial flexível. Isto acontece como consequência do múltiplo equilíbrio do mercado. Se o mercado espera que a moeda seja desvalorizada a taxa  $s_2$  (que corresponde a um dos pontos de equilíbrio do mercado) e estabelece a taxa de juros correspondente  $i_2$ , o governo será forçado a realizar a desvalorização.

Observe que a taxa de juros entra na função reação do governo através do novo débito em liras adquirido no período 1 ( $id_2$ ). Este seria zero se a necessidade de caixa do governo no período 1 fosse zero. Aqui se pode perceber a importância da maturidade do débito do governo para definir a presença ou não de ataques especulativos. Quanto menor  $od_1$  (dívida de curto prazo do governo) menor a necessidade de financiamento do governo e portanto, menor  $id_2$ . A composição da dívida pública também é importante. Quanto maior a quantidade de ativos estrangeiros que o governo detém no período 1, maiores as receitas a receber naquele período e portanto, menor a necessidade de financiamento do governo naquele período. A tomada de empréstimos no mercado de capitais internacionais também pode reduzir as necessidades de caixa em 1.

É interessante observar que se o empréstimo em moeda estrangeira não for o suficiente para eliminar o múltiplo equilíbrio pode levar a uma situação de múltiplo equilíbrio pior do que a anterior, elevando a taxa de depreciação.

## 2. O papel dos choques sobre a demanda agregada

Neste modelo, Obstfeld (1994) descreve uma economia onde:

- i. A condição paridade do poder de compra é válida, assim como a perfeita mobilidade de capital e a perfeita substitutibilidade entre ativos;
- ii. O produto doméstico é dado por:

$$y_t = a(e_t - w_t) - u_t \quad (12)$$

onde:

$y_t$  = produto doméstico;

$e_t$  = taxa de câmbio;

$w_t$  = salário monetário;

$u_t$  = choque de média zero e independente serialmente e dependente das taxas de juros externas, mudanças nas demandas do governo, etc.<sup>120</sup>

- iii. Os trabalhadores e firmas têm como regra de determinação do salário a manutenção do salário real:

$$w_t = E_{t-1}(e_t), \text{ com } E_{t-1} \text{ sendo a expectativa condicional baseada na data } t-1.$$

- iv. O fluxo de perda do governo no período  $t$  pode ser expresso como:

$$l_t = q/2(e_t - e_{t-1})^2 + 1/2[a(e_t - w_t) - u_t - y^*]^2 \quad (13)$$

Ou seja, o governo comporta-se de forma a minimizar a variação cambial e os desvios do produto alvo  $y^*$ . A função perda a ser minimizada será o somatório de todos os fluxos de perda em cada instante  $t$ , obviamente descontados por um determinado fator. Logo, em cada período o governo determina as taxas cambiais de forma a minimizar  $l_t$ , dados os salários nominais acordados no período  $t-1$ .

A minimização de  $l_t$  requer que:

$$\begin{aligned} \frac{\partial l_t}{\partial e_t} &= q(e_t - e_{t-1}) + a[a(e_t - w_t) - u_t - y^*] = 0, \\ \text{se } I &= a^2/(q + a^2) \\ e_t - e_{t-1} &= I(u_t/a) + I(w_t - e_{t-1}) + I(y^*/a) \end{aligned} \quad (14)$$

A equação acima significa que o governo utiliza a taxa de câmbio para compensar, parcialmente os choques exógenos sobre o produto.

---

<sup>120</sup> Todas as variáveis acima estão expressas em logaritmos naturais e referentes ao instante " $t$ ".

Como trabalhadores e firmas sabem que o governo se comporta de acordo com a regra supracitada ela é incorporada para definir os níveis salariais o que leva a uma regra de depreciação:

$$e_t - e_{t-1} = I(u_t) + (I/I - I)(y^*/a) \quad (15)$$

No caso do governo desejar manter um regime cambial fixo, o fluxo de perda em cada instante  $t$  deve incorporar o custo "c" de modificar a taxa cambial.

$$l_t = q/2(e_t - e_{t-1})^2 + 1/2[a(e_t - w_t) - u_t - y^*]^2 + cZ_t^* \quad (16)$$

Se o governo mantém a taxa cambial fixa, então  $e_t - e_{t-1} = 0$ , e a função perda do governo resumir-se-á ao segundo termo da função, já que não há custos de mudança do regime cambial ( $Z_t=0$ ). Como o salário é pré-determinado como função da taxa esperada de inflação, temos:  $p_t = w_t$ .  $e_{t-1} = E_{t-1}(e_t) - e_{t-1}$  e a função perda equivale a  $l_t = 1/2[a p_t + u_t + y^*]^2$

Se o governo modifica o regime cambial ( $Z_t=1$ ), substituindo  $e_t$  por sua regra de formação temos que a função perda se resume a.

$$l_{tm} = 1/2(1-I)[a p_t + u_t + y^*]^2 + c \quad (17)$$

Logo, modificações na taxa cambial deverão ocorrer se a diferença de perda entre o regime fixo e o regime variável for inferior ao custo da desvalorização.

Ou seja, quando

$$1/2(1)[a p_t + u_t + y^*]^2 > c \quad \text{inequação} \quad (1)$$

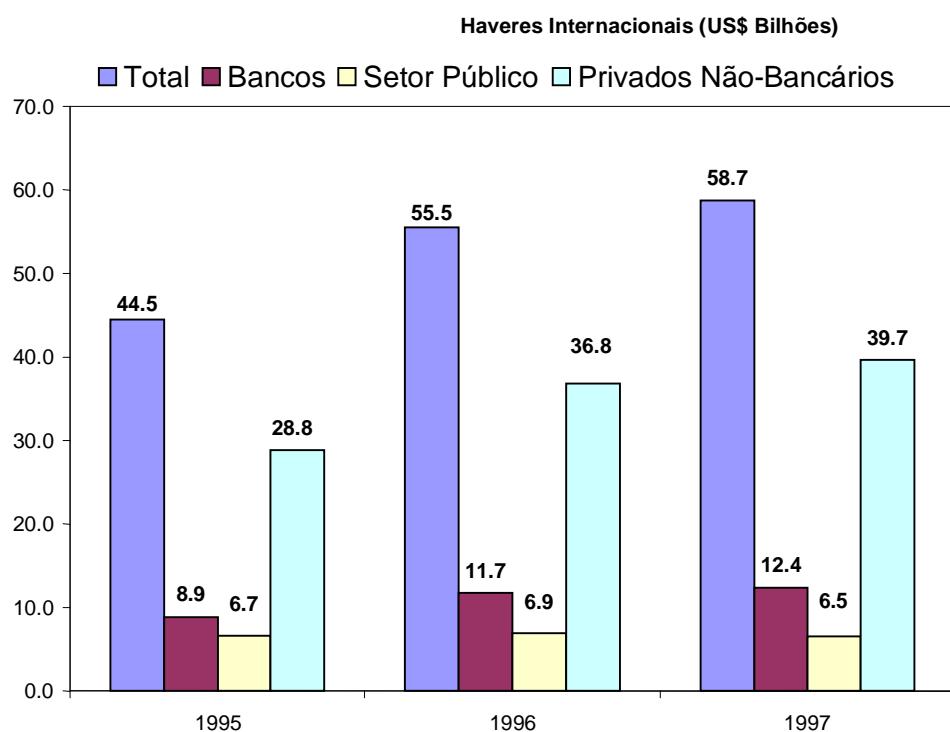
Tratando a inequação acima como igualdade obtem-se duas raízes para  $u_t$ :  $u_l$  e  $u_h$ , (duas taxas de desemprego, uma mais baixa ( $u_l$ ) e outra mais elevada ( $u_h$ )). O governo sempre realizará depreciações quando a taxa de desemprego for maior que  $u_h$  e apreciações, quando os choques forem inferiores a  $u_l$ . A nova taxa cambial estabelecida alicerçar-se-á na função de reação da taxa de câmbio (equação 15).

Cumpre ressaltar que a definição de  $u_h$  e  $u_l$  depende das expectativas do mercado com relação à taxa de depreciação ( $p_t$ ). Esta, por sua vez, depende da percepção dos agentes de mercado acerca dos pontos onde o governo utilizaria a cláusula de escape e efetuaria a depreciação/apreciação do câmbio. Esta circularidade cria a possibilidade de múltiplos equilíbrios. Um mesmo conjunto de fundamentos pode fazer com que a economia sofra ou não um ataque especulativo.

## 2ª Parte

### A Crise Asiática

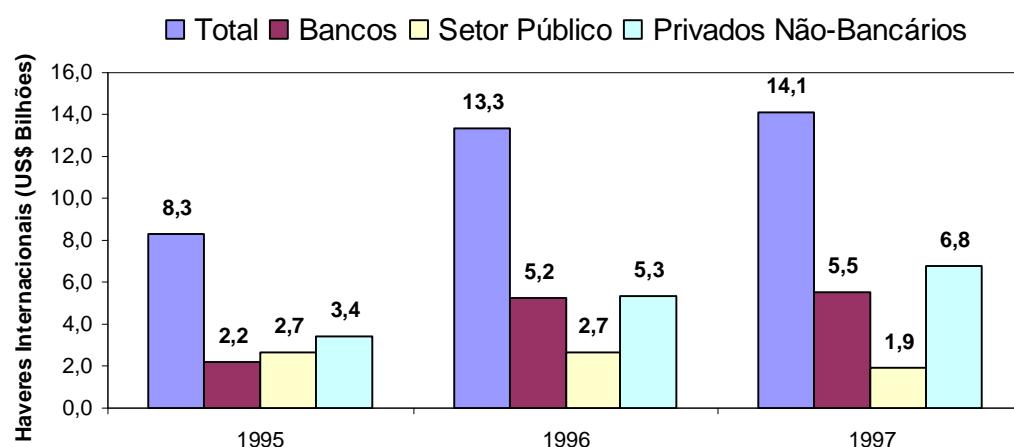
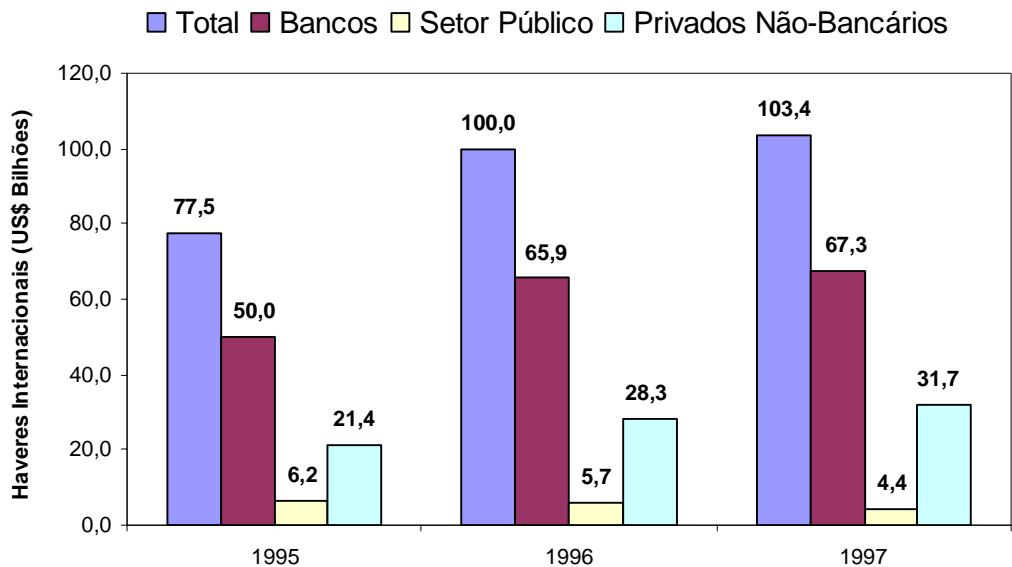
Dados que se contrapõem a idéia de risco moral na crise asiática. A maior parte dos haveres monetários foi destinado ao setor privado- não ao setor bancário. Cumpre ressaltar que o setor privado tem uma relação patrimonialista com o governo em boa parte destas sociedades.

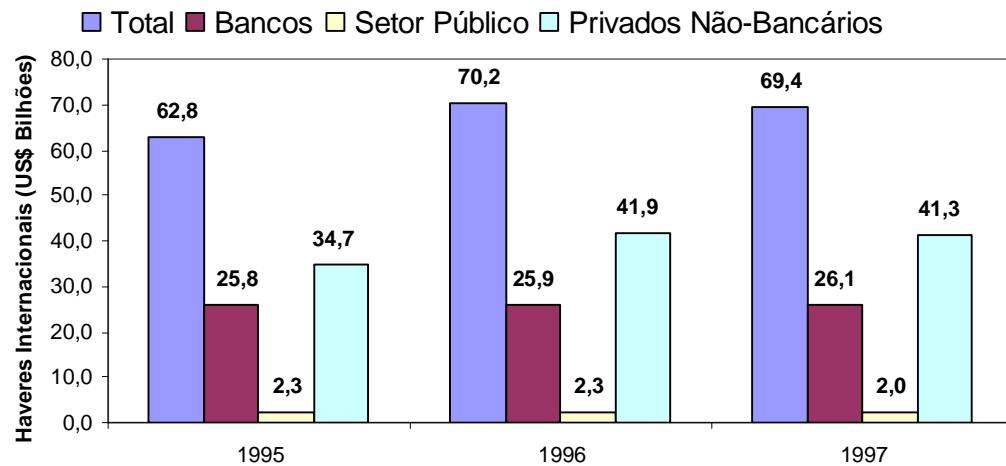


**Gráfico 1A – Indonésia: haveres internacionais de bancos estrangeiros por setores (1995-1997)**

**Fonte:** Bank for International Settlements (1998). Elaboração própria.

**Nota:** Os dados se referem aos saldos em final do ano para os anos de 1995 e 1996, para o ano de 1997 meados do ano.





**Gráfico 4A – Tailândia: haveres internacionais de bancos estrangeiros por setores (1995-1997)**

**Fonte:** Bank for International Settlements (1998). Elaboração própria.

**Nota:** Os dados se referem aos saldos em final do ano para os anos de 1995 e 1996, para o ano de 1997 meados do ano.

## Anexo III

Autores	Índice de Pressão sobre o Mercado de Câmbio	Ponto limítrofe para configurar a crise	Estimação através de:
Pereira e Seabra (2004)	$PMC_{IT} = [(\% \Delta S_{it}/\sigma^S) + (\% \Delta (i_{it} - i_{usat}/\sigma^i) - (\% \Delta R_{it}/\sigma^R) - (\% \Delta B_{it}/\sigma^B)]$	Não há criação de variável binária	LSDV e GMM Modelo geral de estimação: $PMC_{it} = I_i + \beta_1 DSP_{it} + \beta_2 DCB_{it} + \beta_3 DM_{it} + \beta_4 CPMC_{it} + \beta_5 RP\%_{it} + \varepsilon_{it}$
Murta, Brasil e Samohyl (2003)	Taxa de variação do câmbio real, acumulada em três meses, maior que 15% ou a taxa de variação mensal da taxa de câmbio real maior que 2,54 vezes o desvio padrão da taxa de variação mensal da taxa de câmbio real e que esta excede a 4%.	Explicado na coluna anterior	Probit $F_t = g(D_{EL}, E, R, U_{n,})$
Lopes Moura (2001)	$PMC_t = (\% \Delta (i_{it} - i_{usat}/\sigma^i) - (\% \Delta (R_{it} - R_{usat})/\sigma^{R-Rusa})$	$PMC_{i,t} > \mu_{ipmc} + \sigma_{ipmc}$	Logit $F_t = g(d/PIB, BM/PIB, (M/X), IGP-DI\%, U, D)$
Miranda (2002) e (1999)	Desvalorização cambial discreta e acentuada + grande perda de reservas + mudança de regime cambial.	Não foram estabelecidos critérios quantitativos de corte.	Probit $F_t = g(M1, R, E, Y, Eg, i^*, P^*, Dfk, X-M)$
Castro (1999)	$PMC_{IT} = [(\Delta E/\sigma^E) + (\Delta (i_{dr} - i_{pr}/\sigma^i) - (\Delta (R/M)/\sigma^{R/M})]$ e $PMC_{IT} = [(\Delta E/\sigma^E) - (\Delta (R/M)/\sigma^{R/M})]$	$PMC_{i,t} > \mu_{ipmc} + 1.5\sigma_{ipmc}$	Probit $F_t = g(CIL, ESP, N, P4, U, IX, IM)$
Moreira, Pinto e Souza (2004)	$PMC3 = \psi_1 X_1 - \psi_3 X_3 + \psi_5 X_5$ $PMC4 = \psi_2 X_2 - \psi_4 X_4 + \psi_6 X_6$	$PMC_t > \mu_{ipmc} + 2.0\sigma_{ipmc}$ (Utilizado apenas em uma tabela apenas para comparar com a metodologia de GKR, 2000)	-x-
Lyrio e Dewachter (2000)	Não há cálculo de PMC ou construção de variável binária. Há cálculo da probabilidade de desvalorização a partir do método de <i>drift adjustment</i> .	-x-	Modelo não linear (Markov – switching) $G = [lnE, U, (X-M)/PIB, \pi, lnR, déficit do setor público/PIB]$ Probabilidade do governo ter <i>soft mood</i>

Quadro 1A – Formas de definir empiricamente crise cambial: experiência brasileira

Fonte: Dados originais: Pereira e Seabra (2004), Murta, Brasil e Samohyl (2003), Lopes e Moura (2001), Miranda (2002; 1999), Castro (1999), Moreira, Pinto e Souza (2004), Lyrio e Dewachter (2000). Elaboração própria.

Autores	Período amostral	Países envolvidos	Indicadores Testados	Indicadores Significantes
Pereira e Seabra (2004)	Período: Janeiro de 1995 até Dezembro de 2000 Dados trimestrais	Países: Argentina, Brasil, Equador, Filipinas, Coréia do Sul, México, Peru, República Tcheca, Rússia, Cingapura, Tailândia e Venezuela	Variável de contágio ; Proxy qualitativa de risco político; Exigibilidades de curto prazo do Banco central em relação às reservas internacionais; Superávit público nominal expresso em termos percentuais do PIB; Crédito das autoridades monetárias ao setor bancário em relação ao PIB.	Variável de contágio ; Proxy qualitativa de risco político; Exigibilidades de curto prazo do Banco central em relação às reservas internacionais; Crédito das autoridades monetárias ao setor bancário em relação ao PIB.
Murta, Brasil e Samohyl (2003)	Dois períodos: Janeiro de 1991 a março de 1999 (série mensal) Janeiro de 1992 a março de 1999 (série mensal)	Brasil	índice da taxa real efetiva de câmbio; reservas internacionais (conceito de liquidez); desvio da taxa de desemprego do seu nível natural; efeito de contágio – variável <i>dummy</i> .	desvio do desemprego em relação a NAIRU; taxa real de câmbio; reservas internacionais.
Lopes e Moura (2001)	Julho de 1994 a Junho de 1999 (série mensal)	Brasil	necessidade de financiamento do setor público como proporção do PIB (resultado primário); base monetária/PIB; relação importação/exportação; nível de preços internos representados pelo IGP-DI, da FGV; nível de desemprego; crises nos mercados financeiros internacionais, representada por uma variável binária que atinge valor igual a 1 nos períodos em que se verificam instabilidades e igual a zero nos demais períodos.	Nível de desemprego; <i>Dummy</i> de crises.

Autores	Período amostral	Países envolvidos	Indicadores Testados	Indicadores Significantes
Miranda (2002 e 1999)	mensal, janeiro de 1982 a janeiro de 1999 (205 observações) – ajuste para 204 – probabilidade de de desvalorização do mês seguinte.	Brasil	oferta de moeda (M1 e M2); reservas internacionais; taxa internacional de juros; nível externo de preços; taxa “fixa” de câmbio; produto interno bruto real; taxa real efetiva de câmbio <i>dummy</i> de controle do fluxo de capital; saldo da balança comercial.	oferta de moeda (M1); taxa “fixa” de câmbio; taxa internacional de juros; taxa internacional de juros (forma quadrática); controles de fluxos ( <i>dummies</i> ); saldo da balança comercial.
Castro (1999)	Dados trimestrais – 1980 a 1998.	Brasil	Crédito interno líquido; Empréstimos do sistema financeiro nacional ao setor privado; Necessidades de financiamento do setor público; Prazo médio em dias dos títulos públicos federais; Índice de preço das importações; Índice de preço das exportações; Nível de emprego.	Crédito interno líquido; Índice de preço de importação. As variáveis necessidade de financiamento do setor público e empréstimo do sistema financeiro nacional ao setor privado apresentaram-se significativas em modelos que não foram selecionados como as especificações melhor ajustadas.
Moreira, Pinto e Souza (2004)	Terceiro e quatro trimestres de 1997	Vinte países emergentes: Argentina, Brasil, Chile, China, Colômbia, Rep. Tcheca, Hong-Kong, Indonésia, Jordânia, Coréia, Malásia, México, Peru, Filipinas, Polônia, Cingapura, Sri Lanka, Tailândia, Turquia, Venezuela.	-x-	-x-

Autores	Período amostral	Países envolvidos	Indicadores Testados	Indicadores Significantes
Lyrio e Dewatcher (2000)	Março de 1995 a dezembro de 1998 (mensais)	Brasil	Nível de reservas Taxa de desemprego Balança comercial/PIB Taxa de inflação Taxa de câmbio efetiva real Déficit do setor público/PIB	Nível de reservas

**Quadro 2A – Informações acerca dos Modelos Estimados descritos nas seções 3.2 e 3.3.**

**Fonte:** Dados originais: Pereira e Seabra (2004), Murta, Brasil e Samohyl (2003), Lopes e Moura (2001), Miranda (2002; 1999), Castro (1999), Moreira, Pinto e Souza (2004), Lyrio e Dewachter (2000). Elaboração própria.

Autores	Inovações Metodológicas	Principais Conclusões
Pereira e Seabra (2004)	<p>“A hipótese teórica de que expansão do crédito do Banco Central aos bancos é importante para explicar as expectativas de desvalorização da moeda foram confirmadas pelos resultados empíricos. Esta variável desempenha um papel análogo ao da monetização do déficit público nos modelos de primeira geração. Os problemas de solvência bancária, decorrentes da maior exposição ao risco, devido à variabilidade dos juros, e as crises de liquidez, estão presentes nas crises cambiais recentes em mercados emergentes.” (p.15)</p>	<p>As variáveis significantes corroboram as considerações teóricas.</p>
Murta, Brasil e Samohyl (2003)	<p>Utilização do modelo de Esquivel e Larrain para testar os fatores determinantes da crise brasileira.</p>	<p>Há elementos de primeira e segunda geração envolvidos nas crises cambiais brasileiras do período.</p>
Lopes e Moura (2001)	<p>-x-</p>	<p>“ Diante desse quadro, para evitar ataques especulativos, talvez seja menos oneroso e muito mais sensato que as autoridades passem a demonstrar para os agentes que, diante de uma ação especulativa contra a moeda local, tomarão sempre uma atitude de defesa contra tal atitude, por exemplo, elevando os juros ou reforçando suas reservas com empréstimos contigenciais, não deixando espaço para apostas em sentido contrário. Ou seja, para evitar reversões bruscas nos fluxos de capitais, seria muito mais simples demonstrar aos agentes participantes do mercado que a política em vigor não está sujeita a outros objetivos, eliminando assim qualquer iniciativa que vise testar a determinação governamental de levar adiante seus preceitos.” (p.18)</p>

Miranda (2002 e 1999)	-x-	Os resultados estatísticos indicaram a não rejeição da hipótese de que o modelo de Otker e Pazarbasioglu (1995) explica a ocorrência de crises cambiais e ataques especulativos no Brasil. As probabilidades estimadas foram capazes de indicar a iminência de crises cambiais e ataques especulativos com até três meses de antecedência, demonstrando utilidade potencial como sinal antecedente que permita a adoção de medidas preventivas.
Castro (1999)	O IPMC foi original de EWR foi modificado em dois aspectos: a) a utilização do indicador reservas/m <sup>2</sup> . Este indicador fora utilizado por Sachs, Tornell e Velasco (1996) para a análise da crise mexicana – Este uso somente se torna corrente a partir de Berg e Patillo (1999); b) a quebra das cinqüenta observações em quatro fases para contornar o problema dos altos períodos inflacionários que levariam a grandes variâncias dos dados envolvidos no cálculo do índice.	Evidências de que um modelo de primeira geração poderia representar a economia brasileira.
Moreira, Pinto e Souza (2004)	Método dos componentes principais para estimar os pesos dos índices.	Os autores crêem ter obtido uma maneira de construir o índice de pressão cambial que “leva em conta a interdependência e o efeito contágio entre os mercados cambiais dos países emergentes na avaliação de pressão nos mercados de câmbio.”
Lyrio e Dewachter (2000)	Uso de Markov-switching	Os parâmetros estruturais da economia não dao margem para a presença de múltiplos equilíbrios.

**Quadro 3A – Informações acerca dos Modelos Estimados descritos nas seções 3.2 e 3.3**

**Fonte:** Dados originais: Pereira e Seabra (2004), Murta, Brasil e Samohyl (2003), Lopes e Moura (2001), Miranda (2002; 1999), Castro (1999), Moreira, Pinto e Souza (2004), Lyrio e Dewachter (2000). Elaboração própria.

### Legenda Quadros 1A, 2A e 3A

PMC<sub>IT</sub> = índice de pressão no mercado cambial

(% $\Delta S_{it}/\sigma^s$ ) = variação percentual na taxa de câmbio nominal/desvio padrão da variação da taxa de câmbio nominal

(% $\Delta(i_{it} - i_{usat}/\sigma^i)$ ) = variação percentual do diferencial entre as taxas de juros do país i e dos Estados Unidos/ desvio padrão variação percentual da série de diferencial das taxas de juros.

(% $\Delta R_{it}/\sigma^R$ ) = variação percentual das reservas internacionais/ desvio padrão da variação percentual das reservas internacionais

(% $\Delta(R_{it} - R_{usat})/\sigma^{R-Rusa}$ ) = variação percentual do diferencial entre as reservas internacionais do país i e as reservas internacionais americanas/ desvio padrão da série de diferencial de reservas.

(% $\Delta B_{it}/\sigma^B$ ) = variação percentual do valor dos depósitos nominais/ desvio padrão da variação percentual do valor dos depósitos nominais

( $\Delta E/\sigma^E$ ) = variação entre o período t e t-1 da taxa de câmbio efetiva/ desvio padrão da variação entre o período t e t-1 da taxa de câmbio efetiva

( $\Delta(i_{dr} - i_{pr}/\sigma^i)$ ) = variação entre o período t e t-1 da diferença entre as taxas de juros doméstica e internacional/ desvio padrão da variação entre o período t e t-1 da diferença entre as taxas de juros doméstica e internacional

( $\Delta(R/M)/\sigma^{R/M}$ ) = variação da razão de reservas (entre t e t-1) sobre o agregado monetário, sendo a primeira expressa em moeda doméstica/ desvio padrão da razão de reservas (entre t e t-1) sobre o agregado monetário.

I<sub>i</sub> = constantes de cada unidade do painel (dos treze países estimados por Pereira e Seabra (2004)

DSPit = primeira diferença do superávit do setor público

DCBit = primeira diferença do crédito do Banco Central ao setor bancário

DMit = primeira diferença das exigibilidades de curto prazo do Banco Central em relação às reservas

CPMCit = pressão média no Mercado cambial dos outros países do painel, calculada como o somatório dos PMC dos outros países/(n-1), onde n= número de países analisados.

RP%it = variação percentual do risco político

d/PIB= necessidade de financiamento do setor público (resultado primário) como proporção do PIB.

BM/PIB= base monetária em relação ao PIB

(M/X)= relação entre importações e exportações

X-M = saldo da balança comercial

IGP-DI% = taxa mensal de variação do IGP-DI

E = taxa efetiva de câmbio

E<sub>g</sub> = taxa de câmbio de venda fixada pelo governo

lnE= logaritmo natural da taxa de câmbio efetiva real

$\pi$  = taxa de inflação

lnR= logaritmo natural das reservas internacionais no conceito de liquidez

R= reservas internacionais no conceito de liquidez

U = taxa de desemprego

U<sub>n</sub> = taxa de desemprego natural

Y = produto interno bruto real

$P^*$  = nível de preços externos (cesta de índices de preços no atacado dos 15 principais parceiros comerciais do Brasil)

$i^*$  = taxa de juros internacional (libor para Miranda (2002 e 1999)).

CIL = crédito interno líquido

ESP = empréstimo ao setor privado

N= necessidade de financiamento do setor público (conceito operacional)

IX= índice de preço das exportações

IM= índice de preço das importações

P4= prazo médio dos títulos públicos federais

$\psi_i$  = coeficiente de determinação da regressão  $i$  / soma dos coeficientes de determinação das regressões  $j$ .

X1= razão da taxa de câmbio nominal do terceiro trimestre de 1997 em relação ao trimestre anterior.

X2 = razão da taxa de câmbio nominal do quarto trimestre de 1997 em relação ao trimestre anterior.

X3 = razão do nível de reservas internacionais do terceiro trimestre de 1997 em relação ao trimestre anterior.

X4 = razão do nível de reservas internacionais do quarto trimestre de 1997 em relação ao trimestre anterior

X5= razão da taxa de juros nominal do terceiro trimestre de 1997 em relação ao trimestre anterior.

X6 = razão da taxa de juros nominal do quarto trimestre de 1997 em relação ao trimestre anterior.

$D_{fk}$  = *dummy* para controles sobre o fluxo de capitais – marco divisório: criação do anexo IV em maio de 1991

D= *dummy* de crises nos mercados financeiros internacionais assume valor 1 para:

    ü Crise mexicana – dezembro 2004 a março 2005

    ü Crise argentina – janeiro a março de 1995

    ü Crise asiática – agosto a dezembro de 1997

    ü Crise russa – agosto a dezembro de 1998

$D_{EL}$ = *dummy* de contágio assumindo o valor 1 para o período agosto de 1998 a dezembro de 1998, conforme sugerido por Esquivel e Larrain.

## Anexo IV

### 1<sup>a</sup> Parte: Conhecendo os modelos *logit*

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:

$$\log [p / (1-p)] = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_n x_n,$$

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, obtém-se a probabilidade esperada de ocorrência de crise dada por:

$$p = \exp(b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_n x_n) / \{1 + \exp(b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_n x_n)\}.$$

Ou ainda:

$$P(Y=1 \mid x_1, x_2, \dots, x_n) = F(b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_n x_n),$$

Onde F é a função de distribuição acumulada logística

Saliente-se que, nos modelos *logit*, e também nos *probit*, ao contrário dos modelos estatísticos lineares, o valor dos parâmetros associados a cada variável explicativa não é diretamente interpretado como o efeito de uma mudança na variável explicativa na média, ou valor esperado da variável dependente, no caso, a variável binária indicadora de crise ou tranquilidade. Se o parâmetro associado à determinada variável explicativa é maior que zero, então um aumento nesta variável explicativa implica incremento da probabilidade de ocorrência do evento da variável dependente (crise), se o parâmetro é menor que zero, aumentos na variável explicativa associada reduzem a probabilidade do evento (crise). A magnitude da probabilidade, dada uma mudança em uma determinada variável explicativa, é determinada tanto pela magnitude

do parâmetro associado à variável explicativa como pela magnitude do vetor de todos os parâmetros multiplicados por todas as variáveis explicativas.

Os coeficientes estimados a partir do método de máxima verossimilhança produzem estimadores eficientes. Como os estimadores obtidos a partir da maximização da função de máxima verossimilhança são normalmente distribuídos em amostras grandes, a inferência estatística sobre os coeficientes do *logit* segue do mesmo modo que a inferência sobre os coeficientes da função de regressão linear. Podemos construir testes de hipótese utilizando a estatística *t* e os intervalos de confiança de 5% são formados como  $+ - 1,96$  desvio padrão. O teste de hipótese conjunto de significância dos regressores utiliza a estatística *F*.

No que concerne à medida de ajuste do modelo *logit*, há duas medidas: a fração corretamente prevista e o pseudo- $R^2$ . A fração corretamente prevista ou “avaliação de previsão”<sup>121</sup> usa a seguinte regra: se a variável binária é 1 e a probabilidade prevista pelo modelo excede 50% ou se a variável dependente é zero e a probabilidade estimada é menor do que 50% diz-se que a  $Y_i$  é corretamente previsto. A razão entre o número de observações corretamente previstas e o total corresponde à fração corretamente prevista.

O software *E-views* alerta que a literatura denomina sensibilidade a fração de  $Y_i = 1$  corretamente previsto enquanto a fração de  $Y_i = 0$  corretamente prevista é chamada de especificidade.

O pseudo  $R^2$  de McFadden assemelha-se ao  $R^2$  da regressão linear, variando entre 0 e 1. Quanto mais próximo de 1, melhor ajustado estará o modelo. O *E-views* calcula esta estatística a partir da seguinte fórmula:

$$1 - [\ln(F)/\ln(F_r)]$$

onde  $\ln(F)$  é o logaritmo natural da função de máxima verossimilhança calculada com todos os regressores e  $\ln(F_r)$  é o logaritmo natural da função de máxima verossimilhança restrita (com todos os coeficientes, excetuando a constante, são restritos a zero).

---

<sup>121</sup> Este é o termo que o *E-views* utiliza.

Como o método de estimação por máxima verossimilhança maximiza essa a função a inclusão de outro regressor em um modelo *logit* aumenta o valor da verossimilhança maximizada, elevando o pseudo R<sup>2</sup> de McFadden.

Um aspecto importante a ser ressaltado quando da estimação de modelos *logit* é o problema da desproporção amostral. Maddala (2003) alerta que em muitas aplicações dos modelos *logit* o número de observações de um dos grupos é muito menor do que o número em outro grupo. E explica: “Em relação à estimação dos coeficientes das variáveis explicativas, se usarmos o modelo *logit*, os coeficientes não serão afetados pelas taxas de amostragem desiguais para os dois grupos . Apenas o termo constante é afetado” (MADDALA, 2003, p. 173).

## 2ª Parte: Variáveis Binárias e Crise Cambial

**Tabela 1A – Indicadores binários de crise cambial: diversas metodologias: Brasil (1990-2006)**

Período	Castro	Lopes Moura	Pereira Seabra modificado	Miranda	Murta, Brasil, Samohyl
jan/90	0	0	1	0	0
fev/90	0	0	1	0	0
mar/90	0	0	1	0	0
abr/90	0	0	0	0	1
mai/90	0	0	0	0	0
<b>jun/90</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	0	0	<b>1</b>
jul/90	0	1	0	0	0
ago/90	0	0	0	0	0
<b>set/90</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	0	0	0
out/90	0	0	0	1	1
<b>nov/90</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>
dez/90	0	0	0	0	1
jan/91	0	0	0	0	1
fev/91	0	0	0	0	0
mar/91	0	1	0	0	0
abr/91	0	0	0	0	0
mai/91	0	0	0	0	0
jun/91	0	0	0	0	0
jul/91	0	0	0	0	0
ago/91	0	1	1	0	0
<b>set/91</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	0
out/91	0	0	1	1	0
<b>nov/91</b>	<b>1</b>	0	<b>1</b>	0	0
dez/91	0	0	0	0	1
jan/92	0	0	0	0	0
fev/92	0	0	0	0	0
mar/92	0	0	0	0	0
abr/92	0	0	0	0	0
mai/92	0	0	0	0	0
jun/92	0	0	0	0	0
jul/92	0	0	0	0	0
ago/92	0	0	0	0	0
set/92	0	0	0	0	0
out/92	0	0	0	0	0
nov/92	0	0	0	0	0
dez/92	0	0	0	0	0
jan/93	0	0	0	0	0
fev/93	0	0	0	0	0
mar/93	0	0	0	0	0
abr/93	0	0	0	0	0
mai/93	0	0	0	0	0
jun/93	0	0	0	0	0
jul/93	0	0	0	0	0
ago/93	0	0	0	0	0

Tabela 1A – Indicadores binários de crise cambial: diversas metodologias: Brasil (1990-2006)

Período	Castro	Lopes Moura	Pereira Seabra modificado	Miranda	Murta, Brasil, Samohyl
set/93	0	0	0	0	0
out/93	0	0	0	0	0
nov/93	0	0	0	0	0
dez/93	0	0	0	0	0
jan/94	0	0	0	0	0
fev/94	0	0	1	0	0
mar/94	0	0	0	0	0
abr/94	0	0	0	0	0
mai/94	0	0	0	0	0
jun/94	0	0	0	0	0
jul/94	0	0	0	0	0
ago/94	0	0	0	0	0
set/94	0	0	0	0	0
out/94	0	0	0	0	0
nov/94	0	0	0	0	0
dez/94	0	0	0	1	0
jan/95	0	0	0	0	0
fev/95	0	0	0	0	0
mar/95	0	1	0	1	0
abr/95	1	0	0	0	0
mai/95	0	0	0	0	0
jun/95	0	0	0	0	0
jul/95	0	0	0	0	0
ago/95	0	0	0	0	0
set/95	0	0	0	0	0
out/95	0	0	0	0	0
nov/95	0	0	0	0	0
dez/95	0	0	0	0	0
jan/96	0	0	0	0	0
fev/96	0	0	0	0	0
mar/96	0	0	0	0	0
abr/96	0	0	0	0	0
mai/96	0	0	0	0	0
jun/96	0	0	0	0	0
jul/96	0	0	0	0	0
ago/96	0	0	0	0	0
set/96	0	0	0	0	0
out/96	0	0	0	0	0
nov/96	0	0	0	0	0
dez/96	0	0	0	0	0
jan/97	0	0	0	0	0
fev/97	0	0	0	0	0
mar/97	0	0	0	0	0
abr/97	0	0	0	0	0
mai/97	0	0	0	0	0
jun/97	0	0	0	0	0
jul/97	0	0	0	0	0

Tabela 1A – Indicadores binários de crise cambial: diversas metodologias: Brasil (1990-2006)

Período	Castro	Lopes Moura	Pereira Seabra modificado	Miranda	Murta, Brasil, Samohyl
ago/97	0	0	0	0	0
set/97	0	0	0	0	0
out/97	0	1	0	1	0
<b>nov/97</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	0	0
dez/97	0	0	0	0	0
jan/98	0	0	0	0	0
fev/98	0	0	0	0	0
mar/98	0	0	0	0	0
abr/98	0	0	0	0	0
mai/98	0	0	0	0	0
jun/98	0	0	0	0	0
jul/98	0	0	0	0	0
ago/98	0	0	0	0	0
<b>set/98</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	0
out/98	0	1	0	0	0
nov/98	0	0	0	0	0
dez/98	0	0	0	0	0
<b>jan/99</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>
fev/99	0	0	0	0	1
mar/99	0	1	0	0	1
abr/99	0	0	0	0	0
mai/99	0	0	0	0	0
jun/99	0	0	0	0	0
jul/99	0	0	0	0	0
ago/99	0	0	0	0	0
set/99	0	0	0	0	0
out/99	0	0	0	0	0
nov/99	0	0	0	0	0
dez/99	0	1	0	0	0
jan/00	0	0	0	0	0
fev/00	0	0	0	0	0
mar/00	0	0	0	0	0
<b>abr/00</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	0
mai/00	0	0	0	0	0
jun/00	0	0	0	0	0
jul/00	0	0	0	0	0
ago/00	0	0	0	0	0
set/00	0	0	0	0	0
out/00	0	0	0	0	0
nov/00	0	0	0	0	0
dez/00	0	0	0	0	0
jan/01	0	0	0	0	0
fev/01	0	0	0	0	0
mar/01	0	1	0	0	0
abr/01	0	0	0	0	0
mai/01	0	0	0	0	0
jun/01	0	0	0	0	0

**Tabela 1A – Indicadores binários de crise cambial: diversas metodologias: Brasil (1990-2006)**

Período	Castro	Lopes Moura	Pereira Seabra modificado	Miranda	Murta, Brasil, Samohyl
jul/01	0	<b>1</b>	0	0	0
ago/01	0	0	0	0	0
set/01	0	0	0	0	0
out/01	0	<b>1</b>	0	0	0
nov/01	0	0	0	0	0
dez/01	0	0	0	0	0
jan/02	0	0	0	0	0
fev/02	0	0	0	0	0
mar/02	0	0	0	0	0
abr/02	0	<b>1</b>	0	0	0
mai/02	0	0	0	0	0
jun/02	0	0	0	0	0
jul/02	0	<b>1</b>	0	<b>1</b>	<b>1</b>
ago/02	0	0	0	0	<b>1</b>
set/02	0	<b>0</b>	0	0	0
out/02	0	<b>1</b>	0	0	0
nov/02	0	0	0	0	0
dez/02	0	0	0	0	0
jan/03	0	0	0	0	0
fev/03	0	0	0	0	0
mar/03	0	0	0	0	0
abr/03	0	0	0	0	0
mai/03	0	0	0	0	0
jun/03	0	0	0	0	0
jul/03	0	0	0	0	0
ago/03	0	0	0	0	0
set/03	0	0	0	0	0
out/03	0	0	0	0	0
nov/03	0	0	0	0	0
dez/03	0	0	0	0	0
jan/04	0	0	0	0	0
fev/04	0	0	0	0	0
mar/04	0	<b>1</b>	0	0	0
abr/04	0	0	0	0	0
mai/04	0	0	0	0	0
jun/04	0	0	0	0	0
jul/04	0	0	0	0	0
ago/04	0	0	0	0	0
set/04	0	0	0	0	0
out/04	0	0	0	0	0
nov/04	0	0	0	0	0
dez/04	0	0	0	0	0
jan/05	0	0	0	0	0
fev/05	0	0	0	0	0
mar/05	0	0	0	0	0
abr/05	0	0	0	0	0
mai/05	0	0	0	0	0

**Tabela 1A – Indicadores binários de crise cambial: diversas metodologias: Brasil (1990-2006)**

Período	Castro	Lopes Moura	Pereira Seabra modificado	Miranda	Murta, Brasil, Samohyl
jun/05	0	0	0	0	0
jul/05	0	0	0	0	0
ago/05	0	0	0	0	0
set/05	0	0	0	0	0
out/05	0	0	0	0	0
nov/05	0	0	0	0	0
dez/05	0	<b>1</b>	0	<b>1</b>	0
jan/06	0	0	0	0	0

**Fonte:** Elaboração a partir de cálculos realizados pela autora da tese.

Tabela 2A – Indicadores binários de crise cambial: diversas metodologias: Brasil (1994-1999)

Período	Castro	Lopes e Moura	Pereira e Seabra modificado	Miranda	Murta, Brasil, Samohyl
jul/94	0	0	0	0	0
ago/94	0	0	0	0	0
set/94	0	0	0	0	0
out/94	0	0	0	0	0
nov/94	0	0	0	0	0
dez/94	0	0	0	1	0
jan/95	0	0	0	0	0
fev/95	0	0	0	0	0
mar/95	0	1	0	1	0
<b>abr/95</b>	0	0	0	0	0
mai/95	0	0	0	0	0
jun/95	0	0	0	0	0
jul/95	0	0	0	0	0
ago/95	0	0	0	0	0
set/95	0	0	0	0	0
out/95	0	0	0	0	0
nov/95	0	0	0	0	0
dez/95	0	0	0	0	0
jan/96	0	0	0	0	0
fev/96	0	0	0	0	0
mar/96	0	0	0	0	0
abr/96	0	0	0	0	0
mai/96	0	0	0	0	0
jun/96	0	0	0	0	0
jul/96	0	0	0	0	0
ago/96	0	0	0	0	0
set/96	0	0	0	0	0
out/96	0	0	0	0	0
nov/96	0	0	0	0	0
dez/96	0	0	0	0	0
jan/97	0	0	0	0	0
fev/97	0	0	0	0	0
mar/97	0	0	0	0	0
abr/97	0	0	0	0	0
mai/97	0	0	0	0	0
jun/97	0	0	0	0	0
jul/97	0	0	0	0	0
ago/97	0	0	0	0	0
set/97	0	0	0	0	0
out/97	0	1	0	1	0
<b>nov/97</b>	1	1	1	0	0
dez/97	0	0	0	0	0
jan/98	0	0	0	0	0
fev/98	0	0	0	0	0
mar/98	0	0	0	0	0
abr/98	0	0	0	0	0
mai/98	0	0	0	0	0

**Tabela 2A – Indicadores binários de crise cambial: diversas metodologias: Brasil (1994-1999)**

Período	Castro	Lopes e Moura	Pereira e Seabra modificado	Miranda	Murta, Brasil, Samohyl
jun/98	0	0	0	0	0
jul/98	0	0	0	0	0
ago/98	0	0	0	0	0
<b>set/98</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	0
out/98	0	<b>1</b>	0	0	0
nov/98	0	0	0	0	0
dez/98	0	0	0	0	0
<b>jan/99</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>

Fonte: Elaboração a partir de cálculos realizados pela autora da tese.

## Anexo V

### Dados envolvidos nas estimações do capítulo 5

- Para taxa de câmbio *spot* utiliza-se a média diária das taxas de compra e venda.
- Para a taxa de juros doméstica utiliza-se a taxa de juros *over-selic* .
- Para a taxa de juros internacional utiliza-se a *prime-rate*.
- As paridades centrais da taxa cambial são 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 – <i>Over-selic</i>	BCB-DEMAB
$I^*$	Taxa de juros internacional – <i>prime-rate</i> (E.U.A.)	FMI-IFS

**Quadro 4A – Descrição das variáveis envolvidas na estimação da probabilidade de desvalorização**

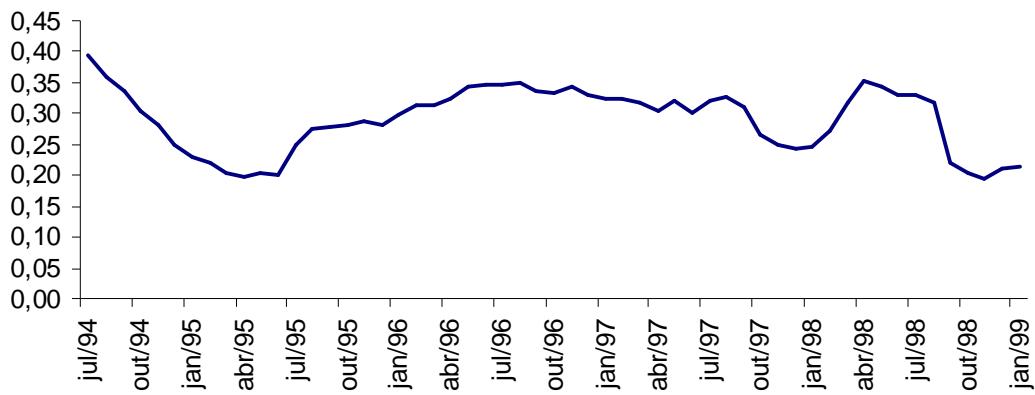
**Fonte:** Elaboração própria.

Variável	Descrição	Fonte
<b>R</b>	Reservas internacionais – conceito liquidez total	<b>BCB-DEPEC</b>
<b>M2</b>	Meios de pagamento amplo (M2)	<b>BCB-DEPEC</b>
<b>BM</b>	Base monetária restrita (média nos dias úteis do mês) - u.m.c. (mil)	<b>BCB</b>
<b>CSP</b>	Relação câmbio/salário corrigida pela produtividade - Junho/1994=100 - Índice	<b>BCB</b>
<b>C1</b>	Taxa de câmbio efetiva real (IPA-OG)	<b>Ipea</b>
<b>STC</b>	Saldo em transações correntes/PIB	<b>BCB</b>
<b>STB</b>	Saldo da balança comercial/PIB	<b>BCB</b>
<b>X/M</b>	Exportação/importação	<b>BCB</b>
<b>CAPRO</b>	Relação câmbio/salário corrigida pela produtividade - Junho/1994=100 - Índice	<b>BCB</b>
<b>DLT</b>	Dívida líquida total do setor público em percentuais do PIB	<b>BCB-DEPEC</b>
<b>NFSP</b>	Necessidade de financiamento do setor público – Resultado primário total – fluxo acumulado em 12 meses como percentual do PIB	<b>BCB-DEPEC</b>
<b>NFSPO</b>	Necessidade de financiamento do setor público com desvalorização cambial (% PIB) - Fluxo acumulado em 12 meses (valorizado) - Resultado operacional - Total - Setor público consolidado - %	<b>BCB-DEPEC</b>
<b>TICDP</b>	Percentual da dívida total do setor público indexada ao câmbio	<b>STN</b>
<b>DES</b>	Taxa de desemprego	<b>IBGE</b>
<b>INPC</b>	Índice Nacional de Preços ao Consumidor	<b>IBGE</b>
<b>IPC-Fipe</b>	Índice de Preços ao Consumidor – São Paulo	<b>FIPE</b>
<b>IPCA</b>	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo	<b>IBGE</b>

**Quadro 5A – Descrição das variáveis envolvidas nas estimativas sobre os condicionantes das crises cambiais brasileiras (1994-1999)**

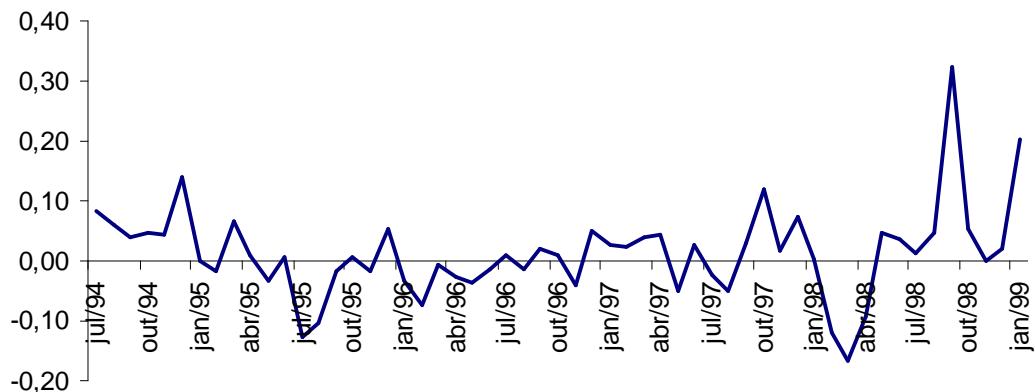
**Fonte:** Elaboração própria.

**Notas:** DEMAB - Departamento de Operações de Mercado Aberto;DEPEC - Departamento Econômico.



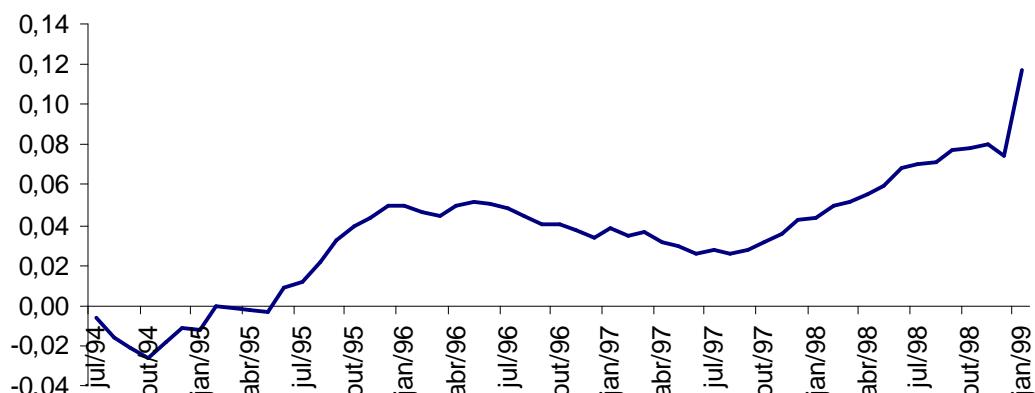
**Gráfico 1A – Reservas internacionais (conceito liquidez total) / meios de pagamento (M2)**

Fonte: Banco Central do Brasil (dados originais). Elaboração própria.



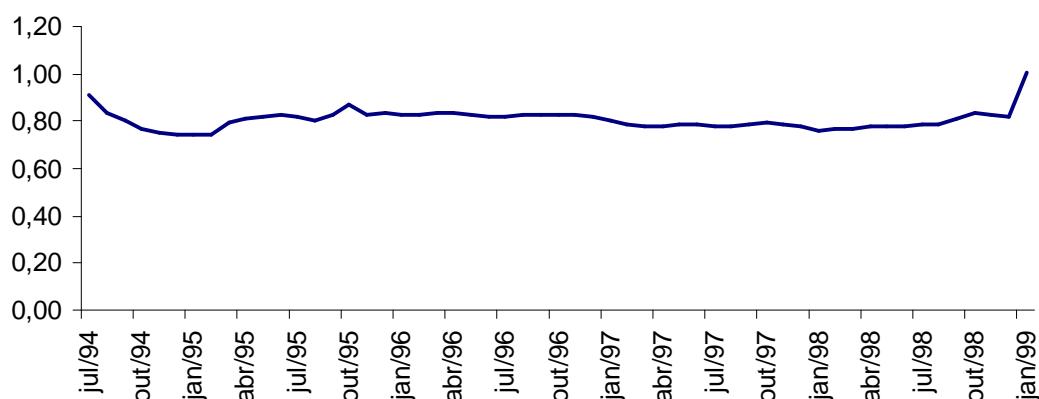
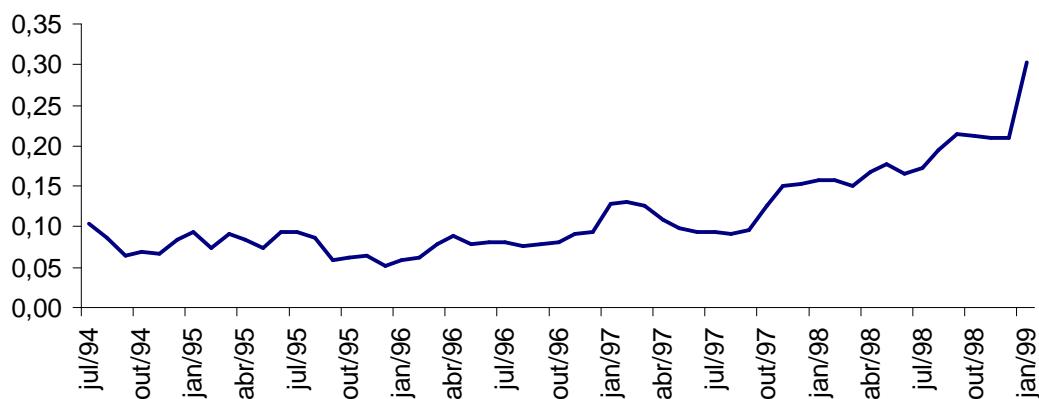
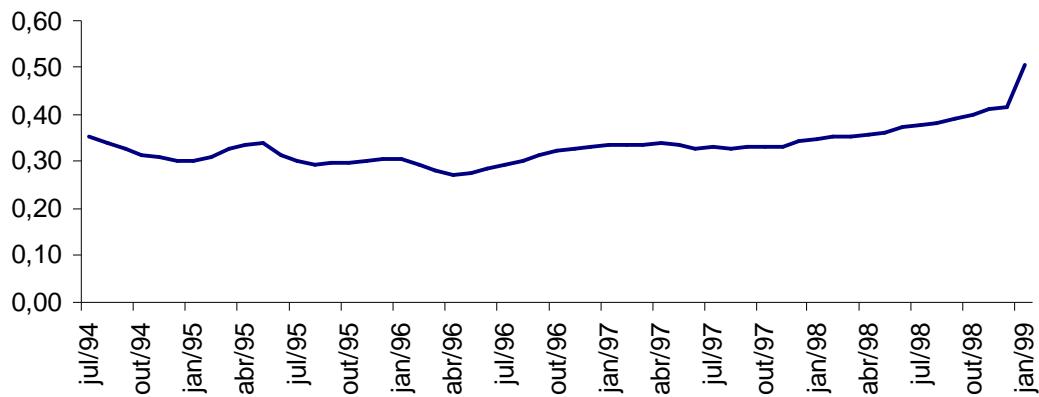
**Gráfico 2A – Crédito interno líquido**

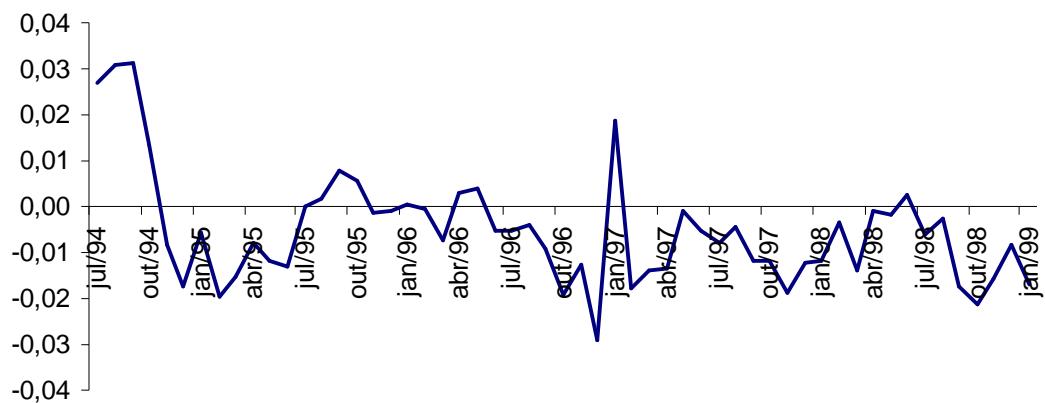
Fonte: Banco Central do Brasil (dados originais). Elaboração própria.



**Gráfico 3A – Necessidade de financiamento do setor público (conceito operacional) em percentuais do PIB – fluxo acumulado em 12 meses**

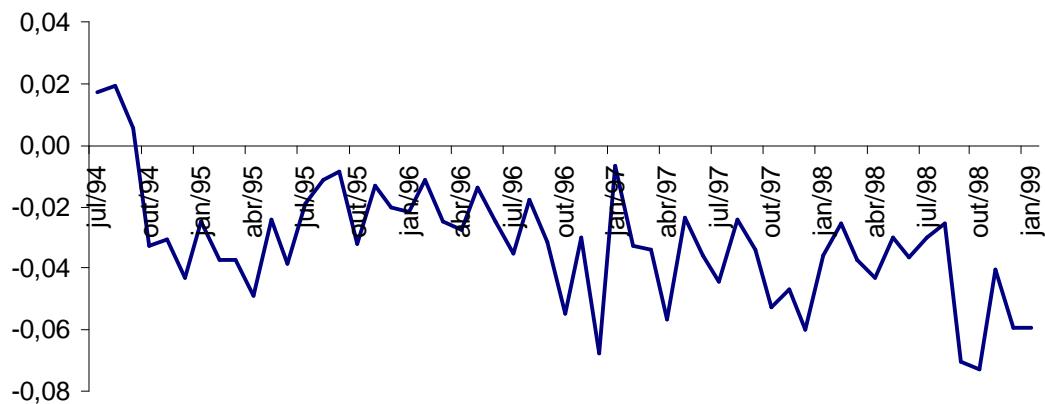
Fonte: Banco Central do Brasil (dados originais). Elaboração própria.





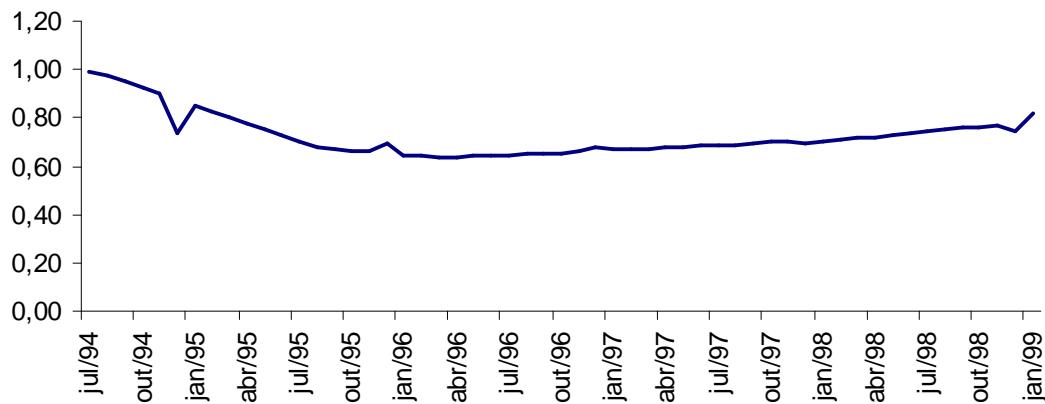
**Gráfico 7A – Saldo da balança comercial / PIB**

**Fonte:** Banco Central do Brasil (dados originais). Elaboração própria.



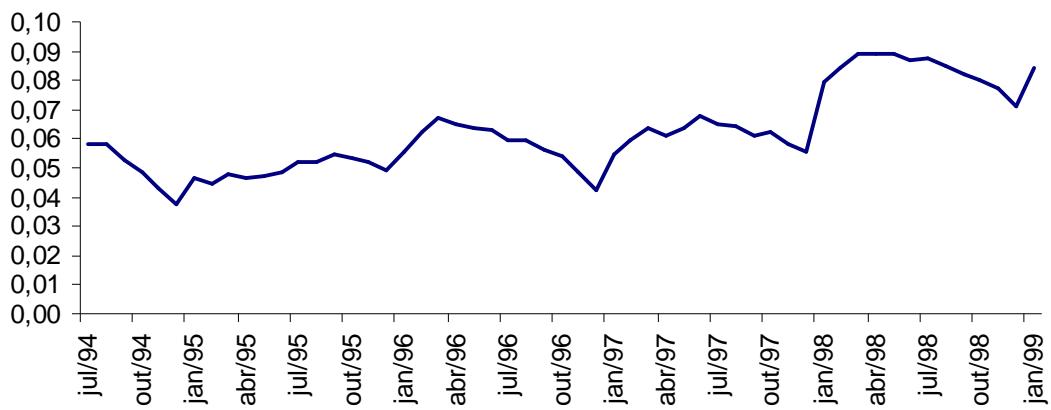
**Gráfico 8A – Saldo em transações correntes / PIB**

**Fonte:** Banco Central do Brasil (dados originais). Elaboração própria.

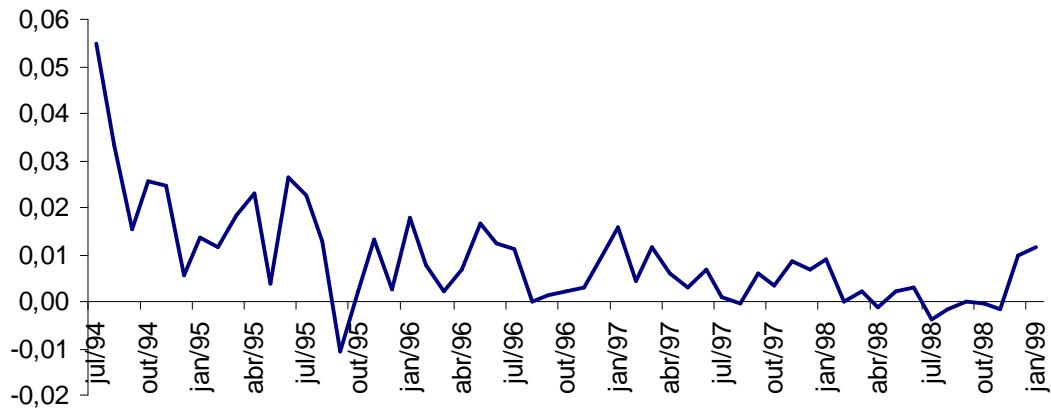


**Gráfico 9A – Relação câmbio/salário corrigida pela produtividade**

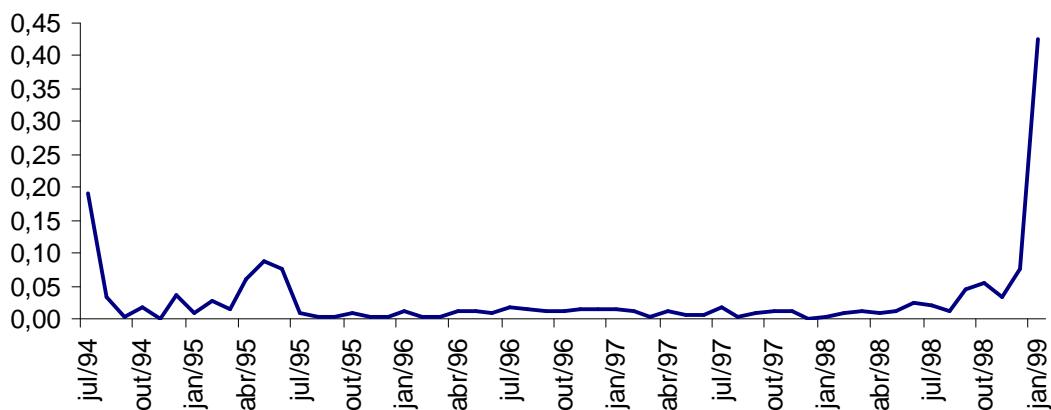
**Fonte:** Banco Central do Brasil (dados originais). Elaboração própria.

**Gráfico 10A – Taxa de desemprego**

Fonte: IBGE (dados originais). Elaboração própria.

**Gráfico 11A – Taxa de inflação**

Fonte: IBGE (dados originais). Elaboração própria.

**Gráfico 12A – Probabilidades de desvalorização cambial**

Fonte: Elaboração própria.