

HÉLIO DE SOUSA RAMOS FILHO

**ESTUDO DA DINÂMICA DO BALANÇO DE PAGAMENTOS NO
BRASIL USANDO MODELOS DE SÉRIES TEMPORAIS
(1995-2004)**

**UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE POS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
CURSO DE MESTRADO**

**JOÃO PESSOA
PARAÍBA
2006**

HÉLIO DE SOUSA RAMOS FILHO

Projeto de dissertação apresentado ao Programa de pós-graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba, em cumprimento às exigências para obtenção do grau de mestre.

ORIENTADOR: SINÉZIO FERNADES MAIA

**JOÃO PESSOA
PARAÍBA
2006**

*Dedico aos meus pais, meus irmãos
e a minha namorada.*

Agradecimentos

Às orientações, correções e paciência a mim conferidas pelo Prof. Sinézio Maia.

Sou grato ao professor, mestre, amigo, incentivador e conselheiro Ivan Targino.

À professora Lucia Moutinho sem a qual não teria realizado o mestrado de economia, meus eternos agradecimentos.

Aos professores Guilherme Cavalcanti e Álvaro Hidalgo por participarem da banca examinadora.

À Hélio(pai) e Nevinha (mãe) pelo amor e carinho que dedicaram suas vidas a nossas vidas.

À Gilmara pelo amor, amizade e apoio fundamentais para realização deste difícil caminho percorrido.

À Fátima (tia) pela compreensão e paciência no convívio com sua família e a José Ramos (tio) incentivo a continuar nessa longa caminhada de vida acadêmica.

A todos que tive o prazer de chamar de amigos, em especial, Mércia, Rosicleide, Keynis, Priscila, Erik e Hilton..

Aos meus colegas da turma do PPGE 2004, Osvaldo, Bruno, Fabio, Willelberg, Vavá, Rosa, Rafael, Paula e Douglas.

À Terezinha e Rivonaldo pela eficiência, amizade e paciência sempre presentes a ajudar-nos.

Aos meus irmãos Tobias e Petrônio.

HÉLIO DE SOUSA RAMOS FILHO

**ESTUDO DA DINÂMICA DO BALANÇO DE PAGAMENTOS NO BRASIL USANDO
MODELOS DE SÉRIES TEMPORAIS (1995-2004)**

Área de concentração: Economia de empresas

BANCA EXAMINADORA

Professor Dr. Sinézio Fernandes Maia
Universidade Federal da Paraíba-UFPB
Orientador

Professor Dr. Álvaro Barrantes Hidalgo
Universidade Federal de Pernambuco-UFPE
Examinador Externo

Professor Dr. Guilherme de Albuquerque Cavalcanti
Universidade Federal da Paraíba – UFPB
Examinador

João Pessoa
2006

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Ordem de integração das variáveis (teste de raiz unitária) - 1995:1 a 2004:12.....	47
Tabela 2: Teste de causalidade de Granger (1995:1 -1998:12).....	49
Tabela 3: Seleção do número de defasagens VEC(1) (1995:1-1998:12).....	50
Tabela 4: Teste de cointegração (1995:01-1998:12).....	51
Tabela 5: Efeitos de curto prazo (1995:01-1998:12).....	53
Tabela 6: Teste de Raiz unitária usando o procedimento Johansen, de Exclusão de variáveis e de exogenidade fraca (1995:1-1998:12).....	55
Tabela 7: Teste de causalidade de Granger (1999:1 -2004:12).....	62
Tabela 8: Seleção do número de defasagens VEC(2) (1999:1-2004:12).....	64
Tabela 9: Análise de co-integração (1999:1-2004:12).....	65
Tabela 10: Efeitos de curto prazo (1999:1 -2004:12).....	67
Tabela 11: Teste de Raiz unitária usando o procedimento Johansen, de Exclusão de variáveis e de exogenidade fraca (1995:1-1998:12).....	69

LISTA DE FIGURAS

- FIGURA 1.a** – Resposta das variáveis endógenas no curto prazo a um choque com um desvio padrão na Dívida Externa (1995:1-1998:12).....57
- FIGURA 1.b** - Resposta das variáveis endógenas no curto prazo a um choque com um desvio padrão na taxa de juros Selic (1995:1-1998:12).....57
- FIGURA 2.a** – Resposta das variáveis endógenas no longo prazo a um choque com um desvio padrão na Dívida Externa (1995:1-1998:12).....59
- FIGURA 2.b** – Resposta das variáveis endógenas no longo prazo a um choque com um desvio padrão na taxa de juros Selic (1995:1-1998:12).....60
- FIGURA 3.a** – Resposta das variáveis endógenas no curto prazo a um choque com um desvio padrão na Dívida Externa (1999:1-2004:12).....71
- FIGURA 3.b** - Resposta das variáveis endógenas no curto prazo a um choque com um desvio padrão na taxa de juros Selic (1999:1-2004:12).....73
- FIGURA 4.a** – Resposta das variáveis endógenas no longo prazo a um choque com um desvio padrão na Dívida Externa (1999:1-2004:12).....74
- FIGURA 4.b** – Resposta das variáveis endógenas no longo prazo a um choque com um desvio padrão na taxa de juros Selic (1999:1-2004:12).....75

Resumo

Este estudo analisa e discute a dinâmica do balanço de pagamentos no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2004, utilizando modelos de crises no balanço de pagamentos de primeira geração. Estes modelos sugerem uma relação de longo prazo entre a taxa de juros, as reservas internacionais, o déficit público, balanço de pagamentos e a taxa de câmbio. Admite-se que o déficit público e a taxa de juros são variáveis relevantes para analisar a dinâmica do balanço de pagamentos. Foi escolhido o modelo de vetores autoregressivos cointegrados (VEC) por permitir uma avaliação a partir de dois sistemas VEC pautados em regimes cambiais distintos, produzindo as seguintes conclusões: a) sob regime de câmbio fixo, o modelo I, a dinâmica do balanço de pagamentos esta atrelada a razão dívida externa/PIB sugerindo como causadora das crises. Por outro lado, os efeitos dos choques na taxa de juros são ambíguos no curto prazo, mas geram efeitos persistentes sobre o balanço de pagamentos no longo prazo; b) sob o regime de câmbio flexível, o modelo II, perde-se a importância relativa da dívida externa/PIB sobre o comportamento do balanço de pagamentos tanto no curto quanto no longo prazo.

Palavras-chaves: Balanço de Pagamentos. Crises. Dívida externa/PIB. VEC.

ABSTRACT

This research analysis the balance fo payments dynamics in Brazil in the period from january 1995 to december 2004. Using models of balance of payments crisis of first generation. These models suggest a long run relation between interst rates, internacinal reserves, public debt, balance of payment and exchange rate. Ad miting the hypoteses that the public debt and interest rate are relevant variables to analyse the balance of payments dynamics. The vector erro-correction model (VECM) has been chosen for it allows an evaluation of the dynamics from two VEC systems, ruled in two different exchnage regimes, producing the following conclusions: a) under fixed exchange, the balance of payments dynamics is conected to the reason between external debt/GNP, presented as the cause of the crisis. On the other hand, the effects of shocks in the interest rate are ambiguos, in short run, but generate persist effects on the balance of payments in long run; b) under flexible exchange, model II, the relative importance of the external debt/GNP related to the balance of payment behavior in short run, as well as, in long run, is lost.

Key words: Balance of Payment. Crisis. External debt/GNP. VEC.

Sumário

1 INTRODUÇÃO	10
1.2 OBJETIVOS	13
2. REVISÃO DE LITERATURA.....	15
2.1 AS GERAÇÕES DOS MODELOS DE CRISES NO BALANÇO DE PAGAMENTOS	15
2.1.1 A PRIMEIRA GERAÇÃO DE MODELOS	15
2.1.2 A SEGUNDA GERAÇÃO DE MODELOS	16
2.1.3 CRÍTICAS AOS MODELOS DE PRIMEIRA E SEGUNDA GERAÇÃO	17
2.1.4 A “TERCEIRA GERAÇÃO” DE MODELOS	18
2.2 REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA	19
3 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	22
3.1 CRISE NO BALANÇO DE PAGAMENTOS COM DESEQUILÍBRIOS NA CONTA CORRENTE E NA CONTA CAPITAL E FINANCEIRA: O MODELO DE KRUGMAM (1979)	23
3.2 CRISES NO BALANÇO DE PAGAMENTO COM EQUILÍBRIO NA CONTA CORRENTE E DESEQUILÍBRIO NA CONTA CAPITAL E FINANCEIRA: MODELO DE CALVO	29
4 METODOLOGIA DA PESQUISA.....	35
4.1 OS DADOS E TRATAMENTO DOS MESMOS	36
4.2 ESTRATÉGIA EMPÍRICA	37
4.3 MODELO DE VETORES AUTOREGRESSIVOS CO-INTEGRADOS(VEC).....	40
5 RESULTADOS EMPÍRICOS E DISCUSSÃO.....	51
5.1 A ORDEM DE INTEGRAÇÃO DAS VARIÁVEIS.....	51
5.2 ANÁLISE DE CO-INTEGRAÇÃO DE SÉRIES TEMPORAIS NO REGIME CAMBIAL FIXO (1995:1-1998:12) E A CONSTRUÇÃO DO VEC(1).....	53
5.3 ANÁLISE DE CO-INTEGRAÇÃO DE SÉRIES TEMPORAIS NO REGIME CAMBIAL FLEXÍVEL (1999:01-2004:12) E A CONSTRUÇÃO DO VEC(2).....	66
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	80
REFERÊNCIAS	82
ANEXO	85

1 INTRODUÇÃO

Na década de 90, as características das crises monetárias e financeiras surpreenderam, por um lado, países desenvolvidos e em desenvolvimento, pela redução no crescimento econômico dos mesmos e, por outro, o mundo acadêmico sem uma explicação concisa e completa do fenômeno. A literatura científica, até então, não tinha dado a devida atenção a possibilidade de ocorrência e estudo deste fenômeno, salvo alguns pesquisadores tais como Krugman (1979) e Obstfeld (1986).

Vale destacar que os mercados financeiros mundiais têm mudado significativamente ao longo dos últimos 30 anos e que a frequência das crises na década de 90 está diretamente ligada: i) as informações sobre fragilidades econômicas de um país ou de uma empresa são transmitidas em uma alta velocidade; ii) ao grande volume financeiro que torna as economias vulneráveis a choques especulativos principalmente em países emergentes.

Ao longo da década de 90, com o advento das crises vários pesquisadores de diferentes vertentes da teoria econômica (novos-clássicos e keynesianos) empreenderam-se em busca da compreensão deste fenômeno. Calvo (2001) destaca algumas características das crises financeiras em países emergentes: i) elas foram precedidas de grandes fluxos de capitais; ii) elas se desenvolveram através de uma complicada rede de interações entre os setores financeiros, não-financeiros e doméstico; iii) poucas pessoas foram capazes de prevê-las; e, iv) elas levaram a acentuado colapso da produção.

Vários países da América latina têm experimentado crises no balanço de pagamentos com drásticos efeitos reais. A primeira manifestação deste fenômeno foi a crise mexicana de 1994-95, cujas repercussões (“efeito tequila”) atingiram outras nações em desenvolvimento na

região, particularmente a crise Argentina de 1995. Os efeitos contágios tiveram repercussões mundiais advindas das crises asiáticas (1997-98) e da crise russa (1998).

Frenkel (2003) destaca que as maiores economias da América Latina (México, Argentina e Brasil) estão entre as nações que mais receberam fluxos de capital. Este autor aponta ainda que existem certos pontos comuns como se manifestaram as crises externas na região: i) regime cambial fixo ou quase-fixo; ii) câmbio real apreciado; iii) alta mobilidade de capital; iv) influxo de capital antes da eclosão da crise; v) fragilidade na regulação do sistema financeiro.

A década de 90 apresentou diversas transformações político-sócio-econômicas (abertura comercial, regime cambial fixo e flexível, mudanças significativas nas taxas de inflação, adoção de um novo plano econômico -o Real etc) que podem repercutir sobre o balanço de pagamentos (BP) no Brasil. O BP tem sido um fator determinante sobre a dinâmica da economia brasileira, na medida que a mesma depara-se em dados momentos com equilíbrio externo e desequilíbrio interno ora o caso inverso (PAIVA, 1999)¹.

A adoção do plano Real a partir de julho de 1994 trouxe a manutenção de uma moeda sobrevalorizada agravando os problemas já presentes no balanço de pagamentos brasileiro. Claramente, o resultado do BP sofre uma reversão em janeiro de 1999, com a melhoria da balança comercial e de serviços e o agravamento do saldo da conta de capital, este último atribuído à desconfiança dos investidores internacionais ao novo plano de estabilização implementado (SILVA, 2002).

Além da taxa de câmbio, o comportamento do saldo da conta corrente está fortemente atrelado ao crescimento de uma economia, isto é, ao Produto interno bruto (PIB). É notório, que uma renda superior tende a estimular os residentes à aquisição de bens importados, provocando desequilíbrios externos.

¹ Ver A ordem do Progresso para maiores detalhes.

O Plano Real implementado no Brasil tinha como âncora o câmbio, gerando um comportamento cíclico do produto interno bruto da economia. Calvo e Végh (1999) apontam para a existência de ciclos em economias que implantaram políticas de estabilização, mas os atribui às mudanças temporárias que acompanham a queda das taxas de inflação.

O desempenho da conta capital e financeira de um país está diretamente ligado às taxas de juros interna e externa (ou melhor, ao diferencial entre ambas) e às expectativas de mercado (OBSTFELD; ROGOFF, 1995). No Brasil, a necessidade da manutenção da taxa de juros doméstica elevada atraindo capital externo teve a finalidade de ampliação das reservas internacionais na defesa da moeda doméstica até início de 1999. Entretanto, a taxa de juros elevada desestimula, por um lado, os investimentos e provoca queda no PIB brasileiro e, por outro, aumenta os custos com a dívida pública interna e externa.

Em suma, conforme destaca SILVA (2002, p.20) a economia brasileira apresentou uma série de:

- Desequilíbrios nos fundamentos macroeconômicos:

Já apresentava no final de 1997 um déficit em conta corrente elevado (4% a 5% do PIB), uma moeda sobrevalorizada, um déficit nominal crescente – em torno de 6% do PIB, elevados juros e contínua queda das reservas internacionais (de US\$ 74 bilhões em abril 1998 para US\$ 30 bilhões em janeiro de 1999).

- Desequilíbrios nos estoques:

Crescente estoque de títulos de curto prazo (em média de 180 dias) com elevadas taxas de juros para atrair investidores estrangeiros; a entrada de capitais estrangeiros provoca aumentos na base monetária gerando pressões inflacionárias. Para se ter uma idéia, a razão entre os agregados monetários M2 e M1 havia atingido 3.1 em dezembro de 1994 para 5.1 em dezembro de 1998. Vale ressaltar, que esse conjunto de fatores destacam-se no período de eminência da crise cambial de 1999.

Assim, os cenários descritos acima de desequilíbrio macroeconômico e da composição do estoque de ativos justificam a necessidade de se buscar entender a relevância destes, na medida que são precondições para crises no balanço de pagamentos do Brasil no período de julho de 1994 a dezembro de 2004. Particularmente, o desempenho da economia brasileira esteve atrelado à dinâmica do balanço de pagamentos sujeita a episódios de crises cambiais e ataques especulativos durante os últimos vinte anos (SILVA, 2002). ANDRADE E DIVINO (1999) analisaram o comportamento das reservas internacionais às mudanças nos fundamentos macroeconômicos e na possibilidade do efeito contágio. Outros estudos associaram a ocorrência das crises no balanço de pagamentos ao nível da dívida pública (FRITSH, 1985), ao ataque especulativo de 1997 (AURÉLIO; SILVA, 1999) e a crise cambial de 1999 (GOLDFAJN, 2000). Desse modo propõe-se a resolver o problema de pesquisa:

- Que fatores macroeconômicos explicam a dinâmica do balanço de pagamentos do Brasil no período de 1995 a 2004 usando modelos de séries temporais?

O trabalho está composto, além desta introdução, de 6 seções. Na seção 2 é realizada uma revisão das três gerações de modelos de crise no balanço de pagamentos, ressaltando inclusive os pontos fracos e os trabalhos empíricos. É notório que, existem algumas precondições ao fenômeno, desse modo no capítulo 3 são expostas algumas teorias que buscam encontrar que variáveis são relevantes para o processo que leva um país a apresentar uma crise no balanço de pagamentos. No capítulo 4, contém a metodologia da pesquisa – dados, tratamentos e modelo empírico. O capítulo 5, é dedicado a apresentação e discussão dos resultados econométricos. E, por último, a conclusão.

1.2 OBJETIVOS

O objetivo geral da pesquisa é estudar a dinâmica do balanço de pagamentos do Brasil para o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2004 usando modelos de séries temporais.

Os objetivos específicos são:

- a) Avaliar a dinâmica do Balanço de Pagamentos a partir dos modelos de crise de primeira geração;
- b) Identificar as variáveis de macroeconomia aberta que explicam a trajetória do balanço de pagamentos;
- c) Estimar um modelo de impulso-resposta para identificar a dinâmica do Balanço de Pagamentos no Brasil.

2 REVISÃO DE LITERATURA

A proposição básica dos modelos de crises no Balanço de Pagamentos (BP) reside na compreensão das causas deste fenômeno, porém tem-se observado que não há consenso entre os pesquisadores.

2.1 As gerações dos modelos de crises no balanço de pagamentos.

Há uma extensa literatura econômica no tocante aos determinantes do colapso na BP focalizados principalmente nos denominados modelos de primeira e segunda geração por Paul Krugman (1979) e Maurice Obstfeld (1986), respectivamente. Entretanto, cada crise torna-se um quebra-cabeças (*Puzzle*) requerendo para tanto de um novo modelo econômico. Apesar dos avanços teóricos e empíricos os modelos de Krugman e o de Obstfeld têm sido debatidos e amplamente utilizados. Identificam-se três gerações na análise das crises no BP.

2.1.1 A primeira geração de modelos.

A primeira geração dos modelos de crise no balanço de pagamentos teve origem com Krugman (1979). Na interpretação dada por Krugman, o nível crítico das reservas internacionais ao ataque especulativo é determinado pelo desequilíbrio fiscal dos gastos governamentais. Se o desequilíbrio fiscal se eleva ($G > T$) sem possibilidade de uso de financiamentos alternativos (elevação dos tributos ou redução dos gastos públicos) isto obriga o Governo a monetização do déficit. No mesmo momento, as autoridades monetárias estão comprometidas com a paridade cambial de modo que as reservas internacionais são utilizadas na consecução de tal objetivo. A monetização e a defesa da paridade cambial implicam em uma contínua queda das reservas até atingir um mínimo considerado crítico por parte dos

investidores², iniciando o ataque especulativo que leva ao abandono do regime fixo à flutuação cambial.

Ainda de acordo com Krugman (1979), a quase eliminação das reservas diante da crise no BP pode ser amenizada via auxílio de um agente externo à economia doméstica (instituições financeiras internacionais) através de fornecimento de empréstimos em moeda estrangeira. Entretanto, os investidores desconhecem o nível mínimo a ser utilizado em defesa da paridade cambial por parte do Banco Central, gerando um problema de assimetria de informações. Assim, o principal problema apresentado nos modelos de primeira geração consiste em atribuir as crises no balanço de pagamentos às inconsistências dos gastos governamentais ou aos chamados ‘fundamentos’ macroeconômicos.

2.1.2 A segunda geração de modelos.

Nos modelos de segunda geração há um avanço por ser incluída na análise a possibilidade de crises auto-realizáveis, que tiveram origem em Obstfeld (1986). As crises ocorrem, em decorrência de desequilíbrios nos fundamentos macroeconômicos tal como no modelo-padrão de Krugman, mas adicionalmente de profecias auto-realizáveis. Portanto, sob esta análise, a principal questão está associada às expectativas dos agentes: uma elevação das expectativas de que o governo abandonaria um regime cambial fixo, pode implicar em um maior custo em termos de reservas internacionais para defender a paridade cambial, tornando o balanço de pagamentos altamente susceptível a uma crise antecipada e rápida.

Seguindo Obstfeld (1986) o governo é um agente racional otimizador minimizando uma função perda social baseada na taxa de desemprego, no ritmo de crescimento do PIB, na inflação, no déficit em conta corrente e na credibilidade, em caso de abandono da paridade cambial. O modelo assume que o setor governamental pode efetuar políticas econômicas de

² O mínimo crítico difere para cada geração, por exemplo, para Krugman o ataque especulativo na eliminação quase que completa das reservas internacionais em poder das autoridades monetárias e o ponto no qual os preços domésticos e estrangeiros se igualem.

duas formas: regra ou discricionariamente. Saqib (2002, p. 22) afirma que ...“The rule requires that a government pursue policy regardless of the state of economy. Under discretion, a government can set policy after observing the state of the economy, including predetermined expectations.”

Ainda, se o governo adota uma política por regras em vez de discricionariiedade isto implicaria em desvalorização da moeda doméstica, pois dado um choque na economia, poderia dificultar para o governo a escolha de equilibrar o balanço interno ou externo. Segundo o autor, o julgamento do governo sobre o estado da economia repercute nas decisões dos investidores para ocorrência, ou não, de ataques especulativos. Portanto, constata-se que a economia pode apresentar múltiplos equilíbrios ‘benéficos’ ou ‘maléficos’.

2.1.3 Críticas aos modelos de primeira e segunda geração.

Seguindo, Saqib (2002) os modelos de primeira geração têm provado alguns resultados úteis na compreensão das crises no balanço de pagamentos. Primeiramente, em destacar a relevância dos fundamentos macroeconômicos na antecipação das crises; segundo na determinação exata do tempo de ocorrência destas; terceiro, as crises são inevitáveis e, finalmente, a existência de equilíbrio único.

Entretanto, estes modelos apresentam uma simplificação da realidade ocasionada pela presença de assimetria de informações sobre o comportamento do governo e dos agentes privados. Há, ainda, atribuição de comportamento passivo para o setor governamental, isto é, as políticas fiscais e monetárias não são utilizadas. Outra crítica refere-se à possibilidade de financiamento alternativo para o déficit público, a saber, financiamento via emissão de títulos públicos³ em vez de monetização da dívida.

³ Calvo(2001) inclui em seu modelo esta forma de financiamento e encontra resultados semelhantes aos de Krugman (1979), constituindo, portanto, em um modelo de primeira geração.

Sobre os estudos empíricos, Obstfeld e Rogoff (1996) não encontram resultados convincentes para insolvência básica como ultimato de causa das crises. Argumentam, ainda que, os recursos em moeda estrangeira são suficientes para determinação do ataque especulativo.

Nos modelos de segunda geração, as crises são vistas como auto-realizáveis. O governo sendo um agente otimizador tem papel ativo na prevenção. Claramente estes modelos diferem dos modelos de primeira geração. Estes modelos sugerem que caso haja uma deterioração dos fundamentos macroeconômicos a economia convergirá para um ‘mau’ equilíbrio e a crise através de um ataque especulativo pode acontecer em virtude de ‘acreditar sem justificativa real’ de que esta ocorrerá, isto é, surgem de profecias auto-realizáveis. Saqib (2002 apud BORDO; SCHWARZ,1996) rejeitam completamente a noção de crises auto-realizáveis por apresentar um histórico das crises recorrentes. Os diversos modelos constituem na verdade um conjunto de casos especiais e exemplos adaptados ou derivados das tentativas de compreensão das crises⁴.

2.1.4 A “terceira geração” de modelos.

A terceira geração descreve que as crises no BP são comumente acompanhadas com crises financeiras. O modelo básico desta geração é de Kindleberger-Minsky. Este modelo estabelece que as crises no Balanço de Pagamentos podem ser atribuídas ao lado financeiro. Kindleberger (1996) aponta a existência de três fases que levam a crise financeira-a mania, pânico e crise. Mania, momento no qual há expansão no ciclo econômico e os agentes econômicos buscam ativos menos líquidos (investimentos em capital fixo). Pânicos são caracterizados por corrida para ativos mais líquidos, isto é, os agentes trocam títulos e ações por moeda. Crise é o resultado final do processo de mania e pânico.

As três fases são similares a Minsky (1982) e a hipótese de fragilidade financeira, por isso é chamado de modelo Kindleberger-Minsky. Segundo Minsky (1982), a crise surge de um choque exógeno como, por exemplo, invenções, eventos políticos, guerra, mudança de política econômica, etc. Estes choques exógenos foram denominados por Minsky de “deslocamento” (*displacement*).

No que se refere à aplicação do modelo Kindleberger-Minsky na explicação das crises no BP, Klindleberger destaca:

One place where the model surely applies today is foreign-exchange markets, in which prices rise and fall in wide swings, despite sizeable intervention in the market by the monetary authorities, and in which exchange speculations has brought large losses to some banks. Financial crisis has been avoided, but in the opinion of some observers, not by much (1996, p.18)

Entretanto, alguns autores têm levantado críticas ao modelo de Kindleberger-Minsky sobre: a) a dificuldade na distinção entre uma crise financeira e uma pseudo crise (SCHWARZ,1998); b) a causalidade entre os diferentes estágios mania, pânico e crise; e, c) a contribuição relativa de cada estágio às crises não é facilmente identificável (MINSHKIN,1992). De maneira geral, o modelo constitui um passo a diante dos modelos da primeira e segunda geração na compreensão do fenômeno de crises no balanço de pagamentos.

2.2 Revisão da literatura empírica.

O modelo de Krugman (1979) foi um marco inicial no estudo de crises no balanço de pagamentos. Krugman encontrou explicações teóricas das causas e conseqüências das crises, sem, no entanto, um teste empírico para validar as proposições de seu trabalho. Flood e Garber (1984) tornaram o modelo de Krugman linear e estocástico gerando assim uma equação de probabilidade aplicável à identificação de ocorrência de crises.

⁴ Para maiores detalhes ver Eichengreen, Rose e Wyplosz (1996).

Desde então, um grande número de estudos empíricos sobre os determinantes das crises no balaço de pagamentos tem emergido. Saqib (2002) classifica em duas categorias. A primeira estuda os determinantes das crises sob análise de um único país e, a segunda, sob análise de multi-países. Os diversos estudos apontam como alguns dos determinantes: o crescimento do crédito doméstico, a perda de reservas estrangeiras, composição da dívida, taxa de câmbio real.

Na estrutura da análise de um único país, pode-se citar os trabalhos de Blanco e Garber (1986), Cumby e Van Wijnbergen (1989) e Goldberg (1994), que identificaram o crescimento do crédito doméstico como mais relevante indicador das crises para o México e a Argentina quando comparado a outros fatores (taxa de câmbio, preços relativos, déficit externo, por exemplo). Ötker e Pazarbasioglu (1997a,1997b) acharam evidências empíricas para crédito doméstico, taxa de câmbio real, taxa de crescimento do produto real na explicação das crises no BP no México e ECM Europeu (Exchange Rate Mechanism).

Entretanto, a maior proporção de estudo empíricos está centrado na análise multi-países. Muitos pesquisadores incluíram as variáveis (contágio, eleições, instabilidade política etc) na busca de descobrir os determinantes das crises. Frenkel e Rose (1996) examinam 100 países no período de 1971-92 encontrando evidência significativa das reservas internacionais, do crescimento do crédito doméstico, da taxa de juros estrangeira e da taxa real de câmbio como indicadores. O resultado sugere que, nem a conta corrente nem o déficit público aparecem como importante regra para uma crise.

Klein e Marion (1997) constituem uma exceção aos estudos precedentes na medida que incorporam fatores estruturais (abertura comercial, localização geográfica-comercial) e políticos (transferências executivas, golpes) às variáveis macroeconômicas (taxa real de câmbio, títulos estrangeiros, taxa múltipla de câmbio) mostrando-se significativos na determinação das crises.

As crises nos países europeus em 1992 e nos países asiáticos em 1997 estimularam o surgimento de teorias baseadas no efeito contágio. Caramazza, Ricci e Salgado (2000), Kamisky, Lizondo e Reinhart (1998), Eichengreen, Rose e Wyplosz (1997) e Esquivel e Larrain (1998) ofereceram modelos de crises no BP baseados no efeito contágio⁵. Particularmente, Esquivel e Larrain (1998) testam, além dos fundamentos macroeconômicos, o efeito contágio para 30 países. Os resultados sugerem que o efeito contágio foi significativo junto com taxa de câmbio, crescimento da renda per capita, senhoriagem, choques nos termos de troca e reservas internacionais para prever as crises. Andrade e Divino (1999), estudando a economia brasileira de 1971-98, verificaram que tanto as variáveis macroeconômicas, quanto o efeito contágio, mostraram-se significativas sob a existência das crises no balanço de pagamentos brasileiro.

Todavia, Chang e Velasco (1999) declaram que os modelos de primeira geração falharam em antever as crises do México em 1994 e da Ásia de 1997-98, porém ressaltam que isto não significa que as inconsistências do gastos governamentais, fator determinante para Krugman (1976), sejam irrelevantes na explicação das crises no BP. Deve-se notar que o problema chave reside nos efeitos da monetização do déficit público, no curto prazo, sobre a liquidez do sistema financeiro (CALVO,1995).

⁵ Para uma excelente discussão do efeito contágio, ver Masson (1998). O autor faz uma distinção do efeito contágio em três categorias: efeitos moonsonal, spillover e contágio puro.

3 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Os modelos de primeira geração atribuem a eclosão de uma crise no balanço de pagamentos a inconsistência dos gastos governamentais, ou seja, o déficit público. Quando é financiado usando as reservas internacionais de modo progressivo até o ponto no qual se observa (os investidores) que o governo não pode mais manter a paridade cambial, a mudança de regime de câmbio se faz necessária, sendo denominada a crise no balanço de pagamentos. A segunda geração de modelos além da inconsistência macroeconômica citada acima considera ainda a possibilidade de crises auto-realizáveis. Nelas os agentes (ou um pequeno grupo de investidores agindo sob efeito de manada) geram a desconfiança (produto de assimetria de informações entre os investidores e o governo) de que uma dada economia não consiga manter a paridade cambial o que leva rapidamente a uma perda progressiva de reservas e o surgimento de crise no balanço de pagamentos. A terceira geração explica o fenômeno crise a partir de modelos financeiros.

Tendo em vista, as três gerações de modelo que explicam a ocorrência de crises no balanço de pagamentos, os cenários macroeconômicos (desequilíbrios nos fundamentos macroeconômicos) no Brasil durante o período em análise sugerem que se utilizem modelos de primeira geração. Apresentam-se dois modelos de primeira geração: Krugman(1979) e Calvo(2001).

Esta seção apresenta a caracterização das crises e seus determinantes. São apresentados essencialmente dois modelos de primeira geração: Krugman (1979) e Calvo(2001). Para Krugman (1979) a crise no balanço de pagamentos é resultado de uma inconsistência macroeconômica (a elevação do déficit público), sua análise é construída supondo que tanto a conta corrente como a conta financeira e de capital pudessem apresentar desequilíbrios, isto é, para ele ambas as contas contribuiriam para ocorrência da crise. Por sua

vez, Calvo(2001) busca resolver a seguinte pergunta: a elevação do déficit público é capaz de gerar uma crise no balanço de pagamentos supondo que a conta corrente está equilibrada? O autor demonstra que é possível, desse modo os desequilíbrios no balanço de pagamentos são agravados pelo fluxos da conta financeira e capital.

Portanto, a análise de Krugman(1979) é mais ampla por considerar desequilíbrios nas duas contas do balanço de pagamentos. Já a análise de Calvo(2001) é uma particularidade do modelo de Krugman, mas ambos apontam que o déficit público crescente é inconsistente com a manutenção no longo prazo de uma taxa de câmbio.

3.1 Crise no balanço de pagamentos com desequilíbrios na conta corrente e na conta de capital e financeira: O modelo de Krugman (1979)⁶

Os cenários de crises, seguindo Krugman (1979), surgem em atribuir às ocorrências as inconsistências dos gastos públicos e as suas conseqüências sobre o portfólio dos agentes econômicos. Assume inicialmente que o preço doméstico seja determinado pela Paridade do Poder de Compra (PPP) absoluta, tal como:

$$P = sP^* \quad [3.1]$$

onde P é o nível de preços doméstico, s é a taxa de câmbio e P* é o nível de preços internacional. Krugman assume que a inflação internacional é zero, de modo que a inflação doméstica é determinada unicamente por mudanças na taxa de câmbio. Define-se balanço de pagamentos como sendo determinado pela diferença entre o produto e o gasto, ou absorção interna, supondo que o produto seja de pleno emprego:

$$\dot{a} = \frac{da_t}{dt} = y - g - c(y - i_t m_t, w) \quad , \text{ onde } C_1, C_2 > 0 \quad [3.2]$$

Onde, $\{a_t\}$ é o saldo do balanço comercial; $\{g\}$ são os gastos públicos; $\{c_t\}$ o consumo das famílias; $\{i_t m_t\}$ é o custo de oportunidade de reter saldos monetários e $\{w\}$ é a riqueza

privada real. Supõe-se que os agentes econômicos alocam de duas formas a sua riqueza privada: moeda doméstica e moeda estrangeira:

$$a_i = b_i^g + b_i \quad [3.4]$$

sendo b_i^g a riqueza real total em moeda doméstica e b_i é a riqueza total em moeda estrangeira ou reserva de moeda não-doméstica. Krugman (1979) assume uma condição de equilíbrio de portfólio dos agentes, isto é, a proporção ótima de moeda doméstica e de moeda estrangeira na sua carteira é função da demanda por moeda doméstica:

$$m = L(\pi) \times a_i \quad [3.5]$$

onde π é a taxa esperada de inflação, que conforme a [3.5] é igual a taxa esperada de depreciação da taxa de câmbio. Assim, quando a taxa esperada de inflação (taxa esperada de depreciação) se eleva a demanda por moeda doméstica se reduz em detrimento da moeda estrangeira e vice-versa.

Krugman (1979) considerou que o comportamento de [3.5] dependeria do regime cambial adotado pelo país:

a) sob o regime de câmbio rígido (preço doméstico constante, [3.5]) alterações na taxa esperada de depreciação do câmbio (taxa esperada de inflação) refletiria em ‘perda’ de atratividade ou aceitação da moeda doméstica frente as moedas estrangeiras. Esta perda seria exatamente compensada por mudanças no diferencial⁷ entre rendimentos esperados da moeda doméstica (taxa de juros doméstica) e dos rendimentos esperados em moeda estrangeira (taxa de juros estrangeira), de modo que refletiria em necessárias mudanças na composição de portfólio dos agentes. Na busca de uma alocação ótima de sua riqueza (a_i) em b_i^g e b_i , os

⁶ O modelo de Krugman assume algumas hipóteses diferentes do modelo de Calvo, porem os resultados encontrados são similares.

⁷ As hipóteses implícitas a esse argumento são que: o mercado de câmbio seja eficiente e que as moedas sejam substitutas perfeitas.

agentes provocam pressões sobre a taxa de câmbio, visto que o governo está comprometido com o regime, isto implicaria em alterações nas reservas internacionais⁸;

$$\Delta R = -\Delta b_t = \Delta b_t^g \quad [3.6]$$

b) sob o regime de câmbio flexível, as mudanças nas taxas esperadas de inflação (taxa esperada de depreciação do câmbio) são igualmente compensadas por movimentos na taxa de câmbio, uma vez que esta sempre se ajusta para manter a paridade dos juros a descoberto (ver KRUGMAN; OBSTFELD, 1995). Desse modo não há alterações no diferencial das taxas de juros domésticas e estrangeiras. Assim, os movimentos da taxa de câmbio tornam os rendimentos em moedas domésticas e moedas estrangeiras iguais, não havendo estímulo para uma recomposição do portfólio dos agentes.

De forma geral, pode-se identificar que as alterações nas expectativas de inflação provocam, no regime cambial flexível, mudanças na taxa de câmbio e, no regime cambial rígido, mudanças na reservas internacionais.

Krugman (1979) apresenta ainda uma análise do comportamento dinâmico das equações [3.2] e [3.4] e da taxa de câmbio nos dois regimes. Segundo este autor, a taxa de câmbio poderia mudar por três motivos: uma mudança na quantidade de moeda doméstica, uma mudança na proporção de moeda estrangeira sob a forma de títulos (recomposição do portfólio dos agentes), ou uma mudança na taxa esperada de inflação (taxa esperada de depreciação do câmbio).

Em um regime cambial flexível, a primeira geração de modelos buscou compreender a ocorrência e as conseqüências das crises, a partir da incapacidade do governo de financiar integralmente seus gastos via tributos⁹, desse modo o governo passaria a utilizar a receita derivada da emissão monetária (receita obtida a partir do imposto inflacionário). O

⁸ Deveria ser respeitada a equação [3.1] para π e ε iguais a zero

⁹ A outra forma de financiamento disponível ao setor governamental, os títulos públicos não fez parte da análise de Krugman. A sua ausência pode ser atribuída ao objetivo de simplicidade da exposição das conclusões apresentadas pelo mesmo.

crescimento dos agregados monetários surge da necessária recomposição de portfólio dos agentes, visto que a moeda doméstica torna-se menos atrativa (elevação dos ganhos de capital via especulação) quando comparada a moeda estrangeira. Portanto, a ampliação dos agregados monetários (criação de moeda doméstica) seria determinada somente pelos déficits públicos:

$$\dot{b}_t = \rho b_t - g \quad [3.7]$$

Este autor supõe que o setor governamental financie seus gastos por uma fração v (constante) do imposto inflacionário (criação de moeda), isto significa que o g é ajustado como $\dot{b}_t = \rho b_t - g$.

$$\dot{m} = m - m(\dot{P}/P) \quad [3.8]$$

$$\dot{m} = (v - \dot{P}/P)m$$

Sendo \dot{m} , as mudanças nos saldos monetários reais domésticos, este seria determinado somente pela taxa de inflação. Já a acumulação de moedas estrangeiras (reservas internacionais) deveria ser igual ao saldo do balanço comercial:

$$\dot{a} = B = y - g - c(y, w) \quad [3.9]$$

Por último é importante entender o mecanismo de formação das expectativas dos agentes (expectativas racionais, adaptativas ou de perfeita previsão) sobre o comportamento dinâmico do nível de preços, na medida que determina a proporção desejada de moeda doméstica (demanda por moeda doméstica, equação [3.1]). Seguindo Krugman (1979), supondo que os agentes possuam um mecanismo de formação ‘olhando para frente’ (*forward-looking*) de perfeita previsão é dado por:

$$\pi = \dot{P}/P \quad [3.10]$$

Substituindo [3.10] em [3.8], temos um sistema dinâmico das variáveis \dot{a} e \dot{m} :

$$\dot{m} = [g - \pi(m/a)]m \quad [3.11]$$

$$\dot{a} = y - g - c(y, m + a)$$

Este sistema converge ao estado estacionário (*steady state*) desde que os investidores não acreditem na possibilidade de bolhas especulativas e de que a taxa de câmbio inicial seja a que convirja ao estado estacionário.

Já em um regime de taxa de câmbio fixo, o setor governamental deveria tentar estabilizar a taxa de câmbio utilizando as reservas de moeda estrangeira em seu poder (reservas internacionais). Esta situação equívale a estabilizar o nível geral de preços em \bar{P} .

Por outro lado, o setor privado pode adquirir títulos a menos que as receitas sejam superiores aos gastos. Krugman (1979) define poupança privada como o excesso da renda privada sobre os gastos:

$$S = y - i_t m_t - c(y, w) \quad [3.12]$$

Então dado o nível de preços e a equação [3.5], obtém-se:

$$W = \dot{m} / \bar{P} + \dot{a} = S \quad [3.13]$$

ou seja, a riqueza privada é função da poupança privada na medida que alterações no nível de poupança implica em alterações na composição de portfólio dos agentes. A proporção alocada em moeda doméstica ou estrangeira é determinada pela equação [3.5]. Se o governo possui credibilidade na manutenção da taxa de câmbio fixa, a taxa esperada de inflação (taxa esperada de depreciação do câmbio) seria zero, $d\pi/dt = 0$ ou $ds/dt = 0$ de modo que haveria uma relação estável entre moeda doméstica e moeda estrangeira. Assim, para uma mudança na renda provocada por alterações na poupança privada, $(1-L)$ seria alocada em moeda doméstica e L em moeda estrangeira:

$$\begin{aligned} \dot{m} / \bar{P} &= LS \\ \dot{a} &= (1-L)S \end{aligned} \quad [3.14]$$

Assim, há duas formas de financiamento do déficit público: ou emitindo moeda doméstica (imposto inflacionário) ou usando as reservas em moeda estrangeira:

$$\dot{m} / P + \dot{R} = G - T \quad [3.15]$$

Quando o governo perde o controle do financiamento dos seus gastos a ponto de uma queda das reservas internacionais ao nível considerado crítico¹⁰, que torna a manutenção da taxa de câmbio fixa algo insustentável provoca uma súbita crise no Balanço de Pagamentos, a menos que outro agente externo o auxilie (FMI, por exemplo).

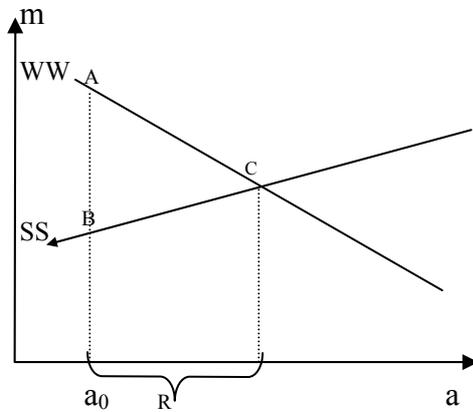
Krugman (1979) analisa o comportamento da crise no Balanço de Pagamentos a partir do qual a economia perde gradualmente reservas internacionais. Visto que os agentes possuem perfeita previsão e (assim a antecipação da crise é possível), conduz as reservas ao nível mínimo tolerável antes da sua exaustão pressionando o governo a alterar o regime cambial de fixo para flexível.

Dessa forma, o processo de eclosão da crise pode assim ser resumido. Inicialmente a economia adota regime cambial fixo, a taxa esperada de inflação é zero, no momento no qual as reservas começam a exaurir, causada pela inconsistência dos gastos públicos (e a taxa esperada de inflação se eleva) os agentes tendem a alterar ou a recompor seu portfólio na busca de equilibrar os rendimentos em moeda doméstica e moeda estrangeira (a_0 constante). Pela hipótese de perfeita previsão, isto refletiria em elevação imediata da taxa de inflação, a oferta de moeda doméstica real se ajustaria (do ponto A para o ponto B no gráfico 1), assim a moeda doméstica seria menos atrativa do que a moeda estrangeira e haveria uma corrida antecipada pelas reservas internacionais em poder do setor governamental, isto é, *um ataque especulativo seria realizado mesmo antes da eliminação completa da reservas, cuja conseqüência é a necessária mudança no regime cambial por tornar-se insustentável e elevação do nível de preços (conseqüência da mudança cambial)*.

Mesmo após a economia adotar um regime cambial flexível, o ataque especulativo permanece eliminando as reservas. A taxa de câmbio movimenta-se consoante as decisões preferenciais ou igualmente de rendimentos esperados da posse de moeda doméstica e

¹⁰ Este nível mínimo obviamente difere de país para país

estrangeira em seus portfólios, isto é, a taxa de câmbio converge em direção ao ponto c (gráfico 1).



Fonte: Krugman (1979)

Todo processo de crise do Balanço de Pagamentos compreende uma perda de reservas internacionais descrito pela área CAO. Krugman (1979) afirma que a partir do ponto no qual o ataque especulativo leva a uma mudança no nível geral de preços doméstico (definindo-o como P' esta mudança) seria a condição limite que determina a ocorrência da crise no Balanço de Pagamentos. Definindo P' a mudança no nível de preços e P como o nível constante deste, o limite crítico seria portanto $P' = \bar{P}$ ou $P'/\bar{P} = 1$.

3.2 Crises no Balanço de Pagamento com equilíbrio na conta corrente e desequilíbrio na conta capital e financeira: Modelo de Calvo.

O modelo de Crises no Balanço de Pagamentos mostra a relação entre o balanço de pagamentos e os possíveis déficits em conta corrente. No entanto, Calvo(2001) propõe um modelo que analisa a ocorrência de crises no balanço de pagamentos mesmo com a conta corrente equilibrada.

Calvo(2001) assume que os indivíduos vivam infinitamente e que os mesmos consumam um único bem comercializável¹¹ e homogêneo. A utilidade instantânea proporcionada pelo consumo do bem comercializável (c_t) e a proporção da renda não consumida ou saldos monetários reais (m_t) é definida por $u(c_t) + v(m_t)$. Neste ponto, é necessário assumir ainda que a utilidade marginal da moeda é constante, de modo que, a moeda no período t tenha o mesmo poder de compra no período $t+n$, ou seja, a moeda seja a todo e qualquer momento do tempo, igualmente valorizada pelos agentes econômicos domésticos. A consequência básica subjacente a essa hipótese é que os bancos comerciais não são essenciais ao modelo.

Existe perfeita mobilidade de capitais e a taxa de juros internacional real é considerada dada ou constante e igual a ρ . Suponha que a taxa de desconto intertemporal seja igual a ρ . Adicionalmente, assuma ainda que, a taxa de juros nominal doméstica seja determinada por:

$$i_t = \rho + \varepsilon_t + \pi_t^* \quad [3.16]$$

onde: ε_t é taxa de desvalorização instantânea e π_t^* é taxa de inflação internacional.

Assume-se que os indivíduos recebem um fluxo de renda (y) e um fluxo de transferências governamentais (g) e que alocam essa riqueza da seguinte forma: em $t=0$, uma parcela é despendida na aquisição de títulos privados (b_0) e outra mantida sob estoque de moeda doméstica (m_0); e, ainda, para $t \in (0, \infty]$ consomem bens (c_t) e serviços da posse da moeda ($i_t m_t$) de maneira que a restrição orçamentária dos indivíduos é:

$$m_0 + b_0 + \int_0^{\infty} (y_t + g_t - c_t - i_t m_t) e^{-\rho t} dt = 0 \quad [3.17]$$

A maximização da utilidade dos indivíduos é descrita¹², para $t=0$, como:

¹¹ Vide anexo, para o caso de bens não comercializáveis.

¹² Como a função utilidade instantânea não depende explicitamente de uma equação de movimento (equação diferencial de primeira ordem), a equação de Euler (maximização dinâmica) torna-se as na realidade uma

$$\max_{c_0, m_0} u(c_0) + v(m_0) - \lambda(m_0 + b_0 + y_0 + g_0 - c_0 - i_0 m_0) \quad [3.18]$$

As condições de primeira ordem são:

$$\frac{\partial L}{\partial c_0} = u'(c_0) - \lambda = 0 \quad [3.19a]$$

$$\frac{\partial L}{\partial m_0} = v'(m_0) - \lambda i_0 = 0 \quad [3.19b]$$

A equação 3.19a sugere que o consumo ao longo do tempo permanece constante e independente de qual seja o comportamento da taxa de juros nominal. Seja ψ a constante que representa a taxa ótima de consumo. Organizamos as equações 3.19a $u'(c_t) = \lambda$ substituindo esta informação na 3.19b, temos:

$$v'(m_t) - u'(c_t)i_t = 0 ,$$

isolando i_t :

$$i_t = \frac{v'(m_t)}{u'(\psi)} \quad [3.20]$$

A equação (3.20) define a demanda real por saldos monetários reais como função da taxa de juros nominal i .

Visto que o agente representativo busca maximizar a sua utilidade alocando sua riqueza em títulos privados e que recebe um fluxo de transferência do governo cabe agora discutir a presença do governo e suas conseqüências no modelo. O governo é um agente também otimizador que busca equilibrar os gastos às receitas. Este comportamento otimizador do governo afeta as alocações do agente representativo via as transferências governamentais, isto é, a maximização do indivíduo está sujeita as variáveis que determinam as receitas e as despesas do governo.

Suponha agora que as reservas internacionais sejam definidas como o estoque de títulos em poder das autoridades monetárias e denominadas por b^s . Assume-se que o governo

sucessão das condições de primeira ordem do Lagrangeano (maximização estática) para todo e quaisquer tempo (INTRILIGATOR, 1971).

não efetue gastos com consumo e que sua renda seja integralmente transferida para os residentes (g), de modo que a restrição orçamentária do governo satisfaz a seguinte equação:

$$b_0^g + (M_{0+} + M_0) / E_0 P_0^* + \int_0^{\infty} (\dot{M}_t / E_t P_t^*) e^{-\rho t} dt = \int_0^{\infty} g_t e^{-\rho t} dt \quad [3.21]$$

Onde: b_0^g é o estoque inicial de riqueza líquida financeira do governo; M_{0+} é o nível de saldos monetários reais após o choque de política monetária; E_0 e P_0^* são a taxa de câmbio nominal e o nível de preços internacional; \dot{M}_t é a taxa de crescimento dos saldos monetários reais; $(M_{0+} + M_0) / E_0 P_0^*$ é o estoque de senhoriagem após um choque de política monetária sob a forma de uma elevação dos saldos monetários reais (M_{0+}) cotado em moeda estrangeira; $\int_0^{\infty} (\dot{M}_t / E_t P_t^*) e^{-\rho t} dt$ é o fluxo de senhoriagem avaliada em moeda estrangeira no tempo t e $\int_0^{\infty} g_t e^{-\rho t} dt$ é o fluxo de gastos (transferências aos indivíduos) do governo. Observe que a tendência é que o nível de reservas internacionais b^g se reduza, se a receita da posse da moeda estrangeira pelo banco central $((M_{0+} + M_0) / E_0 P_0^* + \int_0^{\infty} (\dot{M}_t / E_t P_t^*) e^{-\rho t} dt)$ for inferior às transferências governamentais ou gastos públicos (g), o que afetaria a restrição orçamentária e as decisões de alocação do portfólio do indivíduo representativo.

Transformando a equação [3.21] em termos de $m = M/EP^*$, temos:

$$b_0^g + m_{0+} - m_0 + \int_0^{\infty} [\dot{m}_t + (\varepsilon_t + \pi_0^*) m_t] e^{-\rho t} dt = \int_0^{\infty} g_t e^{-\rho t} dt \quad [3.22]$$

Que de acordo com a equação [3.16]:

$$b_0^g + m_{0+} - m_0 + \int_0^{\infty} [\dot{m}_t + (i_t - \rho) m_t] e^{-\rho t} dt = \int_0^{\infty} g_t e^{-\rho t} dt \quad [3.23]$$

Separando aos termos

$$b_0^g + m_{0+} - m_0 + \int_0^{\infty} \dot{m}_t e^{-\rho t} dt + \int_0^{\infty} i_t e^{-\rho t} dt - \int_0^{\infty} \rho m_t e^{-\rho t} dt = \int_0^{\infty} g_t e^{-\rho t} dt \quad [3.24]$$

Assumindo que as autoridades monetárias não elevam indefinidamente os saldos monetários reais na economia de modo que a taxa de crescimento destes seja constante em todo e quaisquer instantes do tempo e ainda que os saldos monetários reais após um choque

de política monetária não antecipada sejam identificados pelos agentes, assim respectivamente são definidos como:

$$\int_0^{\infty} \dot{m}_t e^{-\rho t} dt = 0$$

$$\int_0^{\infty} \rho m_t e^{-\rho t} dt = m_{0+}$$

Reescrevendo a equação [3.23] sob as hipóteses acima, temos a seguinte restrição orçamentária do governo:

$$b_0^g - m_0 + \int_0^{\infty} i_t m_t e^{-\rho t} dt = \int_0^{\infty} g_t e^{-\rho t} dt \quad [3.25]$$

Se os indivíduos internalizam em suas restrições orçamentárias o agente governo, substituindo [3.25] em [3.17], temos:

$$m_0 + b_0 + \int_0^{\infty} y e^{-\rho t} dt + b_0^g - m_0 + \int_0^{\infty} i_t m_t e^{-\rho t} dt - \int_0^{\infty} c_t e^{-\rho t} dt - \int_0^{\infty} i_t m_t e^{-\rho t} dt = 0 \quad [3.26]$$

sendo:

$$\int_0^{\infty} y e^{-\rho t} dt = y/\rho$$

$$\int_0^{\infty} c_t e^{-\rho t} dt = \psi/\rho$$

$$b_0 + b_0^g + y/\rho = \psi/\rho \quad [3.27]$$

ou

$$b_0 + b_0^g = \psi/\rho - y/\rho$$

O resultado é que no equilíbrio, a trajetória ótima do valor presente descontado do consumo dos indivíduos (ψ/ρ) , é igual ao estoque em $t=0$ da riqueza financeira em títulos públicos e privados $(b_0 + b_0^g)$ mais o valor presente descontado da dotação da renda (y/ρ) . A segunda especificação acima sugere uma outra interpretação, a de que o saldo da conta corrente $(b_0 + b_0^g)$ está em equilíbrio. O saldo é determinado a partir da diferença entre a absorção interna (ψ/ρ) e o produto doméstico (y/ρ) . Portanto, a racionalidade do agente representativo leva a uma conta corrente equilibrada, mas não evita a possibilidade de que,

pela equação 3.21, haja uma perda das reservas internacionais acentuada e conseqüentemente surja uma crise no balanço de pagamentos.

Assim, as crises no balanço de pagamentos ocorrem, segundo Krugman (1979) e Calvo (2001), quando as reservas internacionais atingem um nível mínimo tolerável e permanecem em ritmo acelerado de queda, a menos que o governo utilize instrumentos de política econômica com a finalidade de conter a fuga de reservas. Estes autores supõem, em seus modelos, que a taxa de inflação internacional seja zero e que a taxa de câmbio seja fixa pelo menos até a eclosão da crise. Desse modo, o crescimento das reservas internacionais pode ser descrita pela uma equação:

$$\dot{b}_t^g = \rho b_t^g - g \quad [3.28]$$

A crise no balanço de pagamentos ocorre quando:

$$g > \rho b_t^g \quad [3.29]$$

Assim, quando as transferências governamentais às famílias (gastos do governo na presente estrutura) for superior a receita para as autoridades monetárias da posse das reservas internacionais, a crise surge. *Observe que a eclosão da crise está diretamente ligada ao comportamento do déficit público (este desequilíbrio é também denominada de inconsistência dos gastos governamentais).*

4 METODOLOGIA DA PESQUISA

Nesta seção discute-se a possibilidade de representar as relações entre a metodologia VAR e o modelo econômico já exposto bem como quais as variáveis e qual o tratamento a serem dadas às mesmas. A natureza do trabalho é exploratória. Explorar-se-á que elementos (fundamentos macroeconômicos) foram fundamentais para explicar a dinâmica do balanço de pagamentos no Brasil para o período de julho de 1994 a dezembro de 2004, sobretudo ressaltando a identificação de possíveis crises.

O modelo teórico identificou quais variáveis e quais relações são importantes para examinar a dinâmica do BP, foram elas:

- As reservas internacionais (b^s) são determinadas unilateralmente e exclusivamente pelo comportamento do déficit público, $b^s = f(\rho b_t^s - g)$ $f' > 0$.
- O déficit público ou resultado do exercício do governo ($REG = \rho b_t^s - g$) é o resultado da insuficiência das receitas (ρb_t^s) ao financiamento do gastos (g). Para propósitos de simplicidade será utilizada a razão déficit público/PIB como medida de vulnerabilidade. Sendo função da taxa de juros, $REG = f(\rho)$.
- O saldo do balanço de pagamentos (bp) depende além das variáveis tradicionais da macroeconomia aberta tais como taxa de câmbio, taxa de juros, expectativas, renda internacional, renda doméstica etc. No entanto, o modelo adotado restringe especificamente a taxa de câmbio (e), a taxa de juros (ρ) e o déficit público ($\rho b_t^s - g$), ou seja, $bp = f(e, \rho, \rho b_t^s - g)$.
- A taxa de câmbio (e) é endógena ao modelo, cujo movimento responde às mudanças nos saldos do Balanço de pagamentos (bp), das reservas

internacionais (b^s) e da taxa de juros (ρ), $e = f(b_t^s, \rho_t, bp_t, REG_t)$. Observe que o câmbio é influenciado pelo desempenho do déficit público via reservas internacionais.

- A taxa de juros (ρ) é determinada exogeneamente. Ainda, busca-se captar conjuntamente, as mudanças nas expectativas e na taxa de juros doméstica e internacional através da equação da paridade dos juros a descoberta (equação 1).

4.1 Os dados e tratamento dos mesmos

O período referido compreende 132 observações mensais. As fontes de informações são primárias e secundárias. As fontes de pesquisas primárias se concentraram basicamente de levantamento bibliográfico em periódicos, revistas, artigos, dissertações e teses. As fontes secundárias são compostas das séries temporais: i) dívida externa (DE) do setor público como percentual do PIB, sendo interpretado como índice de vulnerabilidade externa; ii) reservas internacionais; iii) taxa de juros Selic-overnight considerada como instrumento de política monetária; iv) saldo do balanço de pagamentos; v) taxa de câmbio nominal real/dólar (R\$/US\$). Sendo colhidas no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Banco Central do Brasil (BC) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Todas as séries foram logaritmizadas e valoradas em termos nominais. Buscou-se extrair e trabalhar apenas com a tendência das séries temporais¹³.

A economia brasileira sofreu impacto, denominado efeito contágio, das crises da Ásia em novembro de 1997 e da Rússia em agosto de 1998, desse modo além das variáveis descritas acima foram incluídas ainda variáveis dummy usadas para anular as influência

destas sobre as condições macroeconômicas para o período de câmbio fixo. No câmbio flexível, ainda eclodiu a crise da Argentina em abril de 2000, a instabilidade provocada pela eleição em 2002 e as incertezas oriundas da guerra do Iraque e do preço de petróleo sobre os mercados emergentes em 2003. Assim, também foram inseridas variáveis dummies para o período de câmbio flexível, pois este estudo se propõe a analisar apenas os efeitos de variáveis macroeconômicas sobre a dinâmica do balanço de pagamentos.

4.2 Estratégia empírica

A análise empírica proposta fundamenta-se nas relações econômicas impostas pela equação 3.28 que estabelece uma relação de longo prazo entre as reservas internacionais e o déficit público orçamentário de um país¹⁴. A relação de longo prazo entre essas variáveis deve existir, conforme a teoria apresentada, apenas sob o regime cambial fixo, portanto, espera-se que no regime flexível tal fenômeno não seja significativo. Sendo assim, optou-se por subdividir as séries temporais em dois sub-períodos: o primeiro, de janeiro de 1995 a dezembro de 1998 e, o segundo, de janeiro de 1999 a dezembro de 2004.

As variáveis a serem usadas apresentam inter-relações a serem exploradas e a estratégia empírica deve apreender esses elementos, isto é, a metodologia econométrica deve ser possível captar a dinâmica e as inter-relações.

Assim, a estratégia empírica constitui em formalizar de maneira estocástica a equação (3.28) na tentativa de captar as características entre reservas internacionais, déficit público e a taxa de juros doméstica, sob a forma:

$$\Delta b_t^s = \alpha_0 - \alpha_1 REG_t + \alpha_2 \rho_t + u_t \quad (4.1)$$

¹³ Sendo aplicado o método ARIMA de decomposição das séries em tendência, ciclo, irregularidade e sazonalidade. Para maiores detalhes consultar o pacote econométrico Eviews.

¹⁴ A utilização de Vetores Auto-regressivos Co-integrados (VEC) permite que isto seja realizado.

onde $\Delta b_t^s = b_t^s - b_{t-1}^s$ é a taxa de variação das reservas internacionais, $REG_t = \rho b_t^s - g_t$ é o resultado do exercício do governo ou déficit público e ρ_t é a taxa de juros nominal Selic doméstica no período t . Teoricamente são impostas algumas hipóteses sobre as mudanças das variáveis do lado direito em 4.1 que causam mudanças na taxa de variação das reservas internacionais. Assim, é implementado o teste de causalidade de Granger.

Na verdade, a identificação da causalidade das mudanças nas variáveis são cruciais, por distinguir a estimação do modelo em uma abordagem de regressão co-integrante única ou em um sistema de equações. Por exemplo, se assumir que formuladores de política econômica utilizam a taxa de juros como um mecanismo de atração de moeda estrangeira no intuito de elevar o nível de reservas internacionais, é possível rearranjar a equação 4.1 que determine a primeira como função da segunda. Assim se uma ou mais variáveis do lado direito de 4.1 é contemporaneamente influenciada por mudanças nas reservas internacionais (ou déficit público), necessita-se considerar um sistema de equações que deveria ser estimado de modo a determinar todas as variáveis no modelo.

Supondo uma relação de causalidade do déficit público e da taxa de juros para as reservas, a equação linear 4.1 poderia ser estimada por mínimos quadrados ordinários (MQO), desde que respeite as hipóteses gaussianas do modelo econométrico (homocedasticidade, ausência de correlação serial, etc) e ainda que as variáveis não apresentem correlação entre si. A equação 4.1 pode ainda ser representada por:

$$u_t = \sum_{i=0}^{\infty} \theta_i \varepsilon_{t-i} \quad (4.2),$$

onde $\theta_i = 0, 1, 2, \dots$ é uma seqüência de parâmetros e onde ε_t é uma variável aleatória não correlacionada com média zero. Em um sistema multivariado, o choque seria representado pela mudança na variável de política da dívida externa na equação econométrica acima. Vale lembrar que, o impacto de sua mudança assume características não somente temporárias ou

permanentes sobre as outras variáveis, mas também se estes choques são antecipados ou não antecipados pelos agentes representados pelas relações econômicas postuladas pelo modelo teórico. A discussão que se segue baseia-se em Taylor (1995, p. 2001-2002).

Choques temporários ou permanentes. O choque u_t é puramente temporário quando $\theta_0 = 1$ e $\theta_i = 0$ para $i > 0$. Então algum u_t é esperado dissipar no período imediatamente depois de ter ocorrido; isto é, $E_t u_{t+i} = 0$ para $i > 0$ em cada realização de u_t . Caso contrário, o choque é permanente quando $\theta_i = 1$ para $i > 0$ ou permanente tal que $E_t u_{t+i} = u_t$ para $i > 0$ em cada realização de u_t . Tomando $\theta_i = \rho^i$, assumindo persistência intermediária dos choques sobre as variáveis da equação 4.1 ou de um sistema tal como o VAR, ou seja, ρ varia entre 0 e 1. Neste caso, o processo u_t é simplesmente um processo autoregressivo de primeira ordem $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$ assumindo ε_t ruído branco. Quando $\rho = 0$ a resposta da variável a um choque é temporário, se $\rho = 1$ a resposta da variável a um choque é permanente. A identificação entre estes dois tipos está diretamente associado aos testes de raiz unitária. Para o caso univariado os testes ADF e Phillips-Perron (PP) e para o caso multivariado um teste geral usando o procedimento Johansen foram igualmente aplicados aqui.

Choques antecipados e não antecipados. Para esta aplicação é importante distinguir entre a realização do choque no resultado do exercício do governo (REG) e incorporação desta informação corrente sobre o sistema, por exemplo, no caso de um choque puramente temporário no déficit DE tal que $\theta_0 = 0$, $\theta_1 = 1$ e $\theta_i = 0$ para $i > 1$ isto implica em que $u_t = \varepsilon_{t-1}$. Em outras palavras, a expectativa de u_{t+1} em t é igual a u_t , ou o choque em REG é antecipado um período. Choques não antecipados sugerem um defasagem na incorporação desta informação cujos efeito se distribuem em t sendo interpretado por um impulso com um desvio padrão sobre ε_t .

Entretanto, a especificação acima apresenta a desvantagem de ser estática e apenas representa relações de longo prazo. Sob uma versão dinâmica necessita-se incluir defasagens da variável endógena e de variáveis exógenas, tal como:

$$\Delta r_t = \alpha_0 - \alpha_1 REG_t + \alpha_2 \rho_t + \alpha_3 x_t + \alpha_4 REG_{t-1} + \alpha_5 \rho_{t-1} + \alpha_6 x_{t-1} + \dots + u_t \quad (4.4)$$

onde $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$, $E(\varepsilon_t) = 0$ e $E(\varepsilon_t x_t) = 0$, sendo x_t o saldo do balanço de pagamentos. Na verdade, isto implica em estimar duas equações lineares dinâmicas. Esta especificação pode ser obtida supondo um único vetor de cointegração (relação de longo prazo entre as reservas internacionais, REG e juros) e formalizado em um mecanismo de correção de erros, isto é, sob a forma de desvios do curto prazo em relação ao equilíbrio de longo prazo (equação 4.1). Mas a teoria, em sua essência, sugere que existe uma relação de longo prazo entre reservas internacionais, déficit público ou resultado do exercício do governo, taxa de juros e saldo do balanço de pagamentos, ou seja, pode existir mais de um vetor de cointegração. Desse modo uma metodologia adequada ao presente caso (por identificar mais de um vetor) seria o modelo de vetores de correção de erros (VEC).

4.3 Modelo de Vetores Autoregressivos Co-integrados (VEC)

Um VEC é composto por um sistema de equações dinâmicas, endogeneizando variáveis relevantes e possibilitando analisar o curto e longo prazos a partir de choques. Seja \mathbf{z}_t um vetor de séries temporais, é possível especificar como um vetor auto-regressivo (VAR) envolvendo k-defasagens de \mathbf{z}_t :

$$\mathbf{z}_t = \mathbf{A}_1 \mathbf{z}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_k \mathbf{z}_{t-k} + \mathbf{u}_t \quad \mathbf{u}_t \sim IN(0, \Sigma) \quad (4.5)$$

onde \mathbf{z}_t é vetor $n \times 1$ e \mathbf{A}_i é uma matriz de parâmetros. Este tipo de modelo VAR foi originalmente proposto por Sims (1980) como uma alternativa de estimar as relações

dinâmicas entre um conjunto de variáveis consideradas endógenas sem impor nenhuma restrição a priori, portanto, constitui um modelo atóxico.

A equação 4.5 pode ser reformulada tomando a forma de um vetor de correção de erros (VEC):

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + u_t \quad (4.6)$$

onde $\Gamma_i = -(\mathbf{I} - \mathbf{A}_1 - \dots - \mathbf{A}_i)$, ($i=1, \dots, k-1$) e $\Pi = -(\mathbf{I} - \mathbf{A}_1 - \dots - \mathbf{A}_k)$. A especificação VEC permite que o sistema contenha informações sobre os ajustamentos de curto e de longo prazos para mudanças em Z_t , através de estimativas de $\hat{\Gamma}_i$ e $\hat{\Pi}$, respectivamente. A matriz $\Pi = \alpha\beta'$ é composta de α representando a velocidade de ajustamento para o desequilíbrio, e β representando a matriz dos coeficientes de longo prazo tal que o termo $\beta'z_t$ incluso na equação acima representa (n-1) relações de co-integração no modelo multivariado. Isto assegura que Z_t converge para soluções de estado estacionário de longo prazo (JOHANSEN, 1991).

Para se recuperar todas as informações do sistema 4.6 através da estimação de um VAR cointegrado, é necessário impor algumas restrições sobre os coeficientes de modo a torna-lo identificado. Para que este sistema seja exatamente identificado deve-se impor $(n^2 - n)/2$ restrições na matriz de relações ou impactos contemporâneos. Sims (1980) propõe impor restrições sobre a matriz de impactos contemporâneos de forma que torne-se triangular inferior, denominada de *decomposição de Cholesky*. Sims (1986), Bernanke(1986) e Blanchard e Qhah (1989) buscaram solucionar as críticas de que o VAR é um modelo atóxico, sugerindo que deveria, na formulação do VAR, ser considerada a teoria econômica. Eles desenvolveram um procedimento que permite impor mais que $(n^2 - n)/2$ restrições, tornando-o sobre-identificado.

Efetuada a especificação e identificação do VAR cointegrado, passa-se a determinar a ordem de defasagens (lags) de cada sistema. Para tanto, a defasagem ótima foi selecionada considerando a minimização dos critérios de informação multivariados de Schwarz (SC) e de Hannan-Quinn(HQ), tendo em vista ainda os testes de aderência (normalidade e ausência de autocorrelação). Os critérios de informação foram calculados a partir de:

$$SC = \ln(\hat{\Sigma}) + (d_0 d_1 + (d_0 + d_k - r)r) \frac{\ln T}{T}$$

$$HQ = \ln(\hat{\Sigma}) + (d_0 d_1 + (d_0 + d_k - r)r) \frac{2 \ln \ln T}{T}$$

onde $\ln(\hat{\Sigma}) = \log(\det(\sigma))$, T é o tamanho da amostra. Os índices d_0 , d_1 e d_k são o número de linhas nas matrizes de variáveis endógenas sem nenhuma defasagem, com uma defasagem e com k defasagens.

Para testar autocorrelação dos resíduos três testes foram utilizados. Na identificação de autocorrelação de primeira ordem os testes de Ljung-Box (LB), LM(1) e LM(4) foram aplicados. A estatística LB multivariada é:

$$LB = T(T+2) \sum_{h=1}^{[T/4]} (T-h) \text{traço}(\sum_h' \sum^{-1} \sum_h \sum^{-1})$$

onde $\sum_h = T^{-1} \sum_{t=h}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-h}'$ e os resíduos $\hat{\varepsilon} = Z_0 - \hat{\Gamma} Z_1 - \hat{\Pi}' Z_k$, considerado ser aproximadamente distribuído por χ^2 com $d_0^2 ([T/4] - k + 1) - d_0 r$ graus de liberdade. Por sua vez, o teste LM de primeira e quarta ordem são calculados:

$$LM(i) = -(T - d_1 - r - d_0 - \frac{1}{2}) \ln \left(\frac{|\tilde{\Sigma}(i)|}{|\hat{\Sigma}|} \right)$$

onde a matriz de covariância dos resíduos é $\tilde{\Sigma}(i) = M_{00} - Z_0 \left(\begin{bmatrix} \varepsilon_{-i} \\ Z_1 \\ \hat{\beta}'_k \end{bmatrix} \left(\begin{bmatrix} \varepsilon_{-i} \\ Z_1 \\ \hat{\beta}'_k \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{-i} \\ Z_1 \\ \hat{\beta}'_k \end{bmatrix} \right)^{-1} \begin{bmatrix} \varepsilon_{-i} \\ Z_1 \\ \hat{\beta}'_k \end{bmatrix} \right) Z_0$. O

teste é assintoticamente distribuído como χ^2 com d_0^2 graus de liberdade.

Após efetuada a seleção do número de defasagens ótimas, segue-se na determinação do número de vetores co-integrados, cuja etapa é crucial na análise de cointegração, dado que todos os demais resultados dos procedimentos dos testes estão associados. Dois testes estatísticos são amplamente utilizados na determinação do número de vetores de cointegração: a estatística do *traço* e máximo autovalor ou λ_{\max} . No teste traço, a hipótese nula é que o número de vetores co-integrados seja ao menos igual a r , onde r é 0,1 ou 2. Sendo calculada como:

$$\lambda_{\text{traço}} = -2 \log(Q) = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i), \quad r = 0, 1, 2, \dots, n-2, n-1$$

onde $Q = (\text{máxima verossimilhança restrita} / \text{máxima verossimilhança não restrita})$. Por sua vez, o teste de máximo autovalor λ_{\max} é computado por:

$$\lambda_{\max} = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{r+1}), \quad r = 0, 1, 2, \dots, n-2, n-1$$

Este teste é similar ao anterior, exceto que a hipótese nula é explícita, ou seja, a hipótese nula $r=0$ é testada contra a hipótese alternativa $r=1$ e $r=1$ contra $r=2$, assim por diante. Os valores críticos para ambas as estatísticas foram tabulados por Johansen e Juselius (1990).

É possível ainda realizar testes de hipóteses sobre os vetores de cointegração em β , porque muitas das hipóteses econômicas são expressas em termos de restrições sobre as relações de longo prazo (HANSEN; JUSELIUS, 1994). A hipótese linear geral¹⁵ pode ser formulada em dois caminhos alternativos ou especificar s_i parâmetros livres em cada vetor β ou especificar m_i restrições sobre cada vetor. Optou-se considerar aqui apenas a primeira:

$$\mathfrak{S}_{\beta} : \beta = (H_1 \varphi_1, H_1 \varphi_1, \dots, H_r \varphi_r)$$

onde H_i são $(n \times s_i)$ matrizes que expressam as hipóteses econômicas lineares a serem testadas sobre as r relações co-integrantes, φ_i é um $(s_i \times 1)$ vetor de parâmetros estimado na

¹⁵ Serão aplicados alguns testes de hipóteses especiais, adaptados às relações econômicas impostas pela referida teoria econômica.

ith relação co-integrante (HANSEN; JUSELIUS, 1994). Os referidos testes podem ser aplicados com finalidades diversas, por exemplo, testar a validade de uma variável ao modelo empírico, isto é, identificar se a variável é relevante na representação de uma relação de longo prazo conforme preconiza o modelo teórico.

Assim, a metodologia de Johansen consiste nas etapas: a) testar a ordem de integração das variáveis; b) selecionar a ordem apropriada de lags do VAR de modo a respeitar as hipóteses gaussianas para construção do VEC e determinar a necessidade de inclusão de variáveis dummies como possíveis intervenções de políticas econômicas; c) determinar se as séries são co-integradas; d) identificar a existência de ‘trends’ no processo gerador dos dados de modo a incluir no espaço co-integrado; e) testar a exogeneidade fraca; testar algumas restrições sobre as matrizes de relações de curto e longo prazo do VEC; e, f) por último, avaliar a hipótese de linearidade sobre as relações de cointegração encontradas.

4.4 Modelo empírico

A análise empírica pretendida caracteriza-se por dois momentos distintos, a saber, regime de câmbio fixo (1994:7-1998:12) e flexível (1999:01-2004:12) cuja dinâmica do balanço de pagamentos está atrelada. Visto isto, conforme já ressaltado, foram formulados os VEC(1) e VEC(2) consoante ao dois períodos. O VEC(1) contém as variáveis: variação das reservas internacionais (Δr), déficit público (REG), taxa de juros (Juros) e saldo do balanço de pagamentos (BP). Sendo o vetor $\mathbf{z}_t = [juros_t, REG_t, \Delta r_t, BP_t]'$ e $k = 2$, então escrevendo o VEC na forma matricial:

$$\begin{bmatrix} \Delta juros_{it} \\ \Delta REG_t \\ \Delta r \\ \Delta bp_t \end{bmatrix} = \Gamma_1 \begin{bmatrix} \Delta juros_{t-1} \\ \Delta REG_{t-1} \\ \Delta r_{t-1} \\ \Delta bp_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} & \alpha_{14} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} & \alpha_{24} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} & \alpha_{34} \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & \alpha_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} & \beta_{24} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} & \beta_{34} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} juros_{t-1} \\ REG_{t-1} \\ \Delta r_{t-1} \\ bp_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \end{bmatrix} \quad (4.5)$$

onde α_{ij} para $i=1,2,3,4$ e $j=1,2,3,4$ é a matriz de coeficientes da velocidade de ajustamento das variáveis a um choque no curto prazo e β_{ij} para $i=1,2,3,4$ e $j=1,2,3,4$ é a matriz de coeficientes da velocidade de ajustamento das variáveis a um choque no longo prazo

Por sua vez, o VEC(2) contém as variáveis: variação das reservas internacionais (Δr), déficit público (REG), taxa de juros (Juros), taxa de câmbio nominal (e_t) e saldo do balanço de pagamentos (BP). Sendo o vetor $z_t = [j_t, de_t, \Delta r_t, e_t, BP_t]'$ e $k=2$, então escrevendo o VEC (2) na forma matricial:

$$(4.6) \quad \begin{bmatrix} \Delta j_{uros_t} \\ \Delta REG_t \\ \Delta r_t \\ \Delta E_t \\ \Delta bp_t \end{bmatrix} = \Gamma_1 \begin{bmatrix} \Delta j_{uros_{t-1}} \\ \Delta REG_{t-1} \\ \Delta r_{t-1} \\ \Delta E_{t-1} \\ \Delta bp_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} & \alpha_{14} & \alpha_{15} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} & \alpha_{24} & \alpha_{25} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} & \alpha_{34} & \alpha_{35} \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & \alpha_{44} & \alpha_{45} \\ \alpha_{51} & \alpha_{52} & \alpha_{53} & \alpha_{54} & \alpha_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} & \beta_{15} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} & \beta_{24} & \beta_{25} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} & \beta_{34} & \beta_{35} \\ \beta_{41} & \beta_{42} & \beta_{43} & \beta_{44} & \beta_{45} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} j_{uros_{t-1}} \\ REG_{t-1} \\ \Delta r_{t-1} \\ E_{t-1} \\ bp_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \\ e_{5t} \end{bmatrix}$$

onde igualmente ao VEC(1), α_{ij} para $i=1,2,3,4$ e $j=1,2,3,4$ é a matriz de coeficientes da velocidade de ajustamento das variáveis a um choque no curto prazo e β_{ij} para $i=1,2,3,4$ e $j=1,2,3,4$ é a matriz de coeficientes da velocidade de ajustamento das variáveis a um choque no longo prazo.

A dinâmica dos sistemas VEC(1) ou VEC(2) a um choque em uma das equações do modelo empírico acima é denominada análise de resposta a impulso, cujos efeitos estão relacionadas às condições impostas pela teoria, isto é, depende da matriz de relações contemporâneas. Existem os métodos de Cholesky, de Bernanke-Sims e de Blanchard-Quah para construção desta matriz. Dado a necessidade de estudar a relação entre as variáveis no curto e no longo prazos, fez-se uso aqui das formulações de matrizes de relações Bernanke-Sims e de Blanchard-Quah, respectivamente.

A matriz de relações contemporâneas de curto prazo assume, conforme a teoria, que as variáveis reservas internacionais e saldo do balanço de pagamentos variem *negativamente* com relação à dívida externa brasileira, dado que uma elevação desta implica em perda de

reservas na defesa da moeda doméstica e, em último caso, ocasione crise no BP. Já a taxa de juros, supõe-se que a queda das reservas ocasionada pela elevação da dívida externa implique em elevação da taxa de juros atraindo moeda estrangeira, desse modo a taxa de juros e a dívida externa se relacionam *positivamente*. A partir destas relações foi construído uma matriz de restrições contemporâneas $B(0) = b_{ij}$ para $i=1,2,3,4$ e $j=1,2,3,4$ para o período de câmbio fixo com sete restrições na identificação do modelo VEC(1):

$$B^1(0) = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & b_{23} & 0 \\ 0 & b_{32} & 1 & 0 \\ 0 & b_{42} & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

A primeira equação descreve que a dívida externa é determinada pelo nível de reservas internacionais. Portanto, se o nível de reservas diminuir o governo poderia utilizar os títulos públicos externos (elevação da dívida externa) para captar moeda estrangeira e assim ambos iriam se relacionar negativamente, espera-se que $b_{12} < 0$.

A segunda mostra que o nível de reservas internacionais é determinado pela dívida externa e pela taxa de juros tal como preconiza o modelo teórico e a equação 4.1. Se a dívida externa se eleva as reservas são usadas no financiamento público de modo que as reservas caem progressivamente. Em defesa da paridade cambial o governo observando a queda progressiva das reservas disponibiliza ao mercado, títulos públicos indexados ao câmbio com taxa de juros cada vez maiores na busca de atrair moeda estrangeira e assim elevar o nível de reservas internacionais, portanto, espera-se que $b_{21} < 1$ e $b_{23} > 0$.

A terceira equação revela que as flutuações da taxa de juros dependem do nível de reservas internacionais. Durante o regime de câmbio fixo, a taxa de juros doméstica foi usada como instrumento de política monetária de atração de moeda estrangeira. Durante este período tal resultado é aguardado ser $b_{32} > 0$.

A quarta equação, objeto de estudo do presente trabalho, relaciona o saldo do balanço de pagamentos com as reservas internacionais, que mais uma vez testa a hipótese do modelo teórico de que a dinâmica do BP depende em grande medida do comportamento da última, ou seja, $b_{42} > 0$.

Para o regime de câmbio flexível, VEC(2), foi inserida uma quinta equação a matriz de restrições contemporâneas que estabelece que a taxa de câmbio é determinada pela taxa de juros e pela dívida externa, de modo que a matriz de relações contemporâneas com doze restrições para o período de câmbio flexível é:

$$B^1(0) = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & b_{23} & 0 & 0 \\ 0 & b_{32} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & b_{42} & 0 & 1 & b_{45} \\ b_{51} & 0 & b_{53} & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Se ocorrer um aumento da taxa de juros espera-se que a taxa de câmbio aprecie, ou seja, a taxa de câmbio responde positivamente às mudanças na taxa de juros $b_{32} > 0$. No que tange a resposta da taxa de câmbio às mudanças na dívida externa, espera-se que seja negativa, pelo fato de que elevações da segunda pode gerar especulações (flutuações) sobre o primeiro $b_{51} > 1$. Uma outra modificação na matriz de restrições se refere a equação quatro do comportamento do balanço de pagamentos que agora é determinado não somente pelo nível de reservas internacionais mas também pela taxa de câmbio, $b_{45} > 0$.

A matriz de relações de longo prazo segue o modelo teórico, na medida que sugere que os choques na dívida externa e taxa de juros possam ter efeitos também no longo prazo sobre a dinâmica do balanço de pagamentos. A decomposição de Blanchard-Quah foi usada para analisar os efeitos desses choques sobre a variável balanço de pagamentos.

Para o regime de câmbio fixo, seja ε_{DEt} , ε_{rit} e ε_{jurost} representando os choques na dívida externa, nas reservas internacionais e na taxa de juros, respectivamente pode-se

descrever seus efeitos no longo prazo, através da aplicação da decomposição Blanchard-Quah sobre o VEC(1). Supõe-se que os choques tenham efeitos de longo prazo sobre o balanço de pagamentos. Assim, a relação entre os resíduos da regressão e os choques estruturais para o período de câmbio fixo é:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} & g_{13} & g_{14} \\ g_{21} & g_{22} & g_{23} & g_{24} \\ g_{31} & g_{32} & g_{33} & g_{34} \\ g_{41} & g_{42} & g_{43} & g_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{jurost} \\ \varepsilon_{regt} \\ \varepsilon_{rit} \\ \varepsilon_{bpt} \end{bmatrix} \quad (4.7)$$

$$\mathbf{e}_{it} = \mathbf{G}\varepsilon_{it}$$

Agora, restringindo os elementos da matriz \mathbf{G} ¹⁶ tal que $C(1)^{-1}\mathbf{G}$ (matriz inversa dos coeficientes do VEC sob a forma de médias móveis (MA)) tenha todos os elementos acima da diagonal principal iguais a zero, isto é idêntico a assumir que: a) na primeira linha, que os choques no déficit público, nas reservas internacionais e no balanço de pagamentos não afete no longo prazo a taxa de juros, ou seja, $g_{12} = g_{13} = g_{14} = 0$; b) na segunda linha, que os choques nas reservas e no balanço de pagamentos não afetam no longo prazo a taxa de juros e o déficit público, ou $g_{23} = g_{24} = 0$; c) na terceira linha, que os choques no balanço de pagamentos não afetam no longo prazo o nível de reservas internacionais ou, de outra forma, que as reservas sejam afetadas pela taxa de juros e pela déficit público tal como descrito pela teoria e pela equação 4.1, ou $g_{34} = 0$; d) na quarta, que os choques estruturais no déficit público, taxa de juros e reservas afetam no longo prazo o saldo do balanço de pagamentos. Dadas as relações acima entre os resíduos da regressão e as variáveis estruturais, segue que:

$$\begin{aligned} \text{var}(e_{1t}) &= (g_{11})^2 \\ \text{var}(e_{2t}) &= (g_{21})^2 + (g_{22})^2 \\ \text{var}(e_{3t}) &= (g_{31})^2 + (g_{32})^2 + (g_{33})^2 \\ \text{var}(e_{4t}) &= (g_{41})^2 + (g_{42})^2 + (g_{43})^2 + (g_{44})^2 \end{aligned}$$

onde var é a variância do erro da equação $i=1,2,3,4,5$ no tempo t .

¹⁶ As restrições de longo prazo baseiam-se na discussão das páginas 29 e 30 do presente capítulo.

Para o período de câmbio flexível, seja ε_{DEt} , ε_{rit} , ε_{jurost} e ε_{Et} representando os choques na dívida externa, nas reservas internacionais, na taxa de juros e na taxa de câmbio, respectivamente, pode-se novamente descrever seus efeitos no longo prazo, através da aplicação da decomposição Blanchard-Quah sobre o VEC(2). Assim, a relação entre os resíduos da regressão e os choques estruturais para o período de câmbio fixo é:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \\ e_{5t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} & g_{13} & g_{14} & g_{15} \\ g_{21} & g_{22} & g_{23} & g_{24} & g_{25} \\ g_{31} & g_{32} & g_{33} & g_{34} & g_{35} \\ g_{41} & g_{42} & g_{43} & g_{44} & g_{45} \\ g_{51} & g_{52} & g_{53} & g_{54} & g_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{jurost} \\ \varepsilon_{regt} \\ \varepsilon_{rit} \\ \varepsilon_{Et} \\ \varepsilon_{bpt} \end{bmatrix} \quad (4.8)$$

$$\mathbf{e}_{it} = \mathbf{G}\boldsymbol{\varepsilon}_{it}$$

Igualmente ao caso anterior, restringindo os elementos da matriz G tal que $C(1)^{-1}G$ (matriz inversa dos coeficientes do VEC sob a forma de média móvels (MA)) tenha todos os elementos da diagonal principal iguais a zero, isto é idêntico a assumir que: a) na primeira linha, que os choques no déficit público, nas reservas internacionais, na taxa de câmbio e no balanço de pagamentos não afetem no longo prazo a taxa de juros, ou $g_{12} = g_{13} = g_{14} = g_{15} = 0$; b) na segunda linha, que os choques nas reservas internacionais, na taxa de câmbio e no saldo do balanço de pagamentos não afetem no longo prazo o déficit público, ou $g_{23} = g_{24} = g_{25} = 0$; c) na terceira linha, que os choques na taxa de câmbio e no balanço de pagamentos não afetem no longo prazo as reservas internacionais ou, de outra forma, que as reservas dependam no longo prazo apenas da taxa de juros e do déficit público tal como descrito pela teoria e pela equação 4.1, ou $g_{34} = g_{35} = 0$; d) na quarta, que os choques estruturais no balanço de pagamentos não afetem no longo prazo a taxa de câmbio, ou $g_{45} = 0$; e) na quinta linha, que os choques na déficit público, taxa de juros, reservas internacionais e taxa de câmbio afetem o saldo do balanço de pagamentos. Dadas as relações entre os resíduos da regressão e as variáveis estruturais, tem-se:

$$\begin{aligned}\text{var}(e_{1t}) &= (g_{11})^2 \\ \text{var}(e_{2t}) &= (g_{21})^2 + (g_{22})^2 \\ \text{var}(e_{3t}) &= (g_{31})^2 + (g_{32})^2 + (g_{33})^2 \\ \text{var}(e_{4t}) &= (g_{41})^2 + (g_{42})^2 + (g_{43})^2 + (g_{44})^2 \\ \text{var}(e_{5t}) &= (g_{51})^2 + (g_{52})^2 + (g_{53})^2 + (g_{54})^2 + (g_{55})^2\end{aligned}$$

onde var é a variância do erro da equação $i=1,2,3,4,5$ no tempo t .

5 RESULTADOS EMPÍRICOS E DISCUSSÃO

Para a análise sobre a economia brasileira, a questão levantada constituiu primeiramente em descobrir, dentre as várias classificações existentes de dívida ou déficit público, qual possui correlação com o comportamento das reservas. O teste revelou uma correlação de 0.77, sugerindo estreita ligação entre a dívida externa brasileira e as reservas internacionais¹⁷ durante todo o período em análise, 1995:01 a 2004:12. O conjunto de dados consiste basicamente nas séries de reservas internacionais (RI), séries de dívida externa (DE), saldo do balanço de pagamentos (BP) e a série da taxa de juros Selic (J).

5.1 A ordem de integração das variáveis

Para construção do VEC é uma condição necessária (mas não suficiente) que os dados sejam não estacionários, de modo que, as relações co-integrantes sejam estacionárias. Na verdade, estatisticamente é possível identificar co-integração entre variáveis de $I(0)$ e $I(1)$, desde que a teoria econômica sugira *a priori* que a variável $I(1)$ seja incluída (HANSEN; JUSELIUS, 1994). A ordem de integração das variáveis para todo o período analisado está apresentada na tabela 1.

¹⁷ Foi ainda levantada informações na literatura existente sobre esta discussão, alguns pesquisadores (Bresser entre outros) destacam a importância da dívida externa sobre o comportamento das reservas.

Tabela 1: Ordem de integração das variáveis (teste de raiz unitária) - 1995:1 a 2004:12

Variáveis	Defasagens	critério de seleção		estatística ADF	Q estatística (10)
		AIC	SBC		
E	1	-1.6763	-1.6059	-1.12	0.719
BP	10	-11.6909	-11.3946	-1.8395	NA*
JUROS	1	-1.3193	-1.2489	-2.8205	0.994
DE	1	-2.0333	-2.080	-1.0762	0.062
RI	7	-4.5188	-4.3004	-1.5493	0.828
<i>Primeira diferença(Δ)</i>					
ΔE	1	-1.7027	-1.6319	-8.2269	0.949
ΔBP	9	-11.6753	-11.4037	-4.8424	0.674
ΔDE	1	-2.0163	-2.0632	-8.8959	0.135
Δjuros	1	-1.2694	-1.2224	-7.1298	1.000
Δri	6	-4.5136	-4.3195	-3.9780	0.803

Valores críticos Mackinnon(1990): 1%= -3.480 5%= -2.883 10%= -2.578

Fonte: Elaboração própria. *Nota: matriz não singular

Constata-se que não se pode rejeitar a hipótese nula de que as variáveis são não-estacionárias em nível dado os valores críticos a 5% de significância serem inferiores aos obtidos pelo testes ADF, isto é, elas apresentam uma raiz unitária, a diferenciação das séries, por sua vez, sugere estacionariedade. Observou-se que as séries saldo do balanço de pagamentos apresenta uma memória longa (10 meses), as reserva internacionais com média de 7 meses, enquanto a taxa de juros, a dívida externa e a taxa de câmbio apresenta um memória curta de 1 mês. Entretanto, deve-se ter cuidado na interpretação da ordem de integração, sobretudo porque as séries parecem apresentar algumas quebras estruturais o que pode implicar em não confiabilidade dos resultados de testes de raiz unitária (pelas diversas transformações econômicas no Brasil ocorridas na década de 90, abertura comercial, Plano Real etc).

O teste de raiz unitária em primeira diferença revelou que todas as séries são estacionárias, de maneira que são integradas de primeira ordem, I(1). Isto sugere e gera a possibilidade uma combinação linear estacionaria que é testada pelo método de Johansen.

É importante a aplicação de testes de raiz unitária para identificar se as séries exibem movimentos transitórios (não apresentam raiz unitária) ou permanentes (apresentam raiz unitária) em resposta a choques. Verificou-se que todas possuem uma raiz unitária, portanto as séries temporais apresentam movimentos transitórios durante o período em análise.

Um teste alternativo mais robusto de raiz unitária pode ser obtido a partir da abordagem de Johansen, este procedimento é ‘equivalente a um teste ADF multivariado’ possuindo maior tamanho e poder do que os testes usuais. Por ora, a escolha das variáveis a serem utilizadas na formulação do VEC segue a teoria apresentada, ou seja, usa-se ΔR , J, BP e DE.

O teste de co-integração Johansen é um teste multivariado constituído pela formulação de um VAR, assim necessita-se a priori determinar apropriadamente a ordem do VAR. Isto é efetuado utilizando os critérios de informação de Schwarz (SIC) e de Hanann-Quinn (HQ). Optou-se por dividir as séries temporais e a análise de cointegração em dois períodos: de regime de câmbio fixo e de câmbio flexível na busca de compreender a relação de longo prazo postulado pelo modelo teórico entre as cinco variáveis: reservas internacionais, dívida externa, taxa de juros, taxa de câmbio e saldo do balanço de pagamentos.

5.2 Análise de co-integração de séries temporais no regime cambial fixo (1995:1-1998:12) e a construção do VEC(1).

A teoria estabelece que as variáveis reservas internacionais e dívida externa apresentem uma correlação elevada no período de regime de câmbio fixo e que a relação de causalidade seja da dívida externa para as reservas. Desse modo foram aplicados os testes de correlação e de causalidade de Granger. Existe uma correlação de 0,97 entre as mencionadas variáveis sugerindo uma alta associação, o que corrobora o modelo teórico.

A tabela 2 contém os resultados do teste de causalidade de Granger com a hipótese nula de que a variável na coluna cause, no referido sentido, a variável linha ao nível de significância de 5%.

Tabela 2: Teste de causalidade de Granger(1995:1 -1998:12)

Discriminação	DE	RI	JUROS	BP
DE	-	1.10E-10	0.40626	0.21094
RI	0.04252	-	0.00588	0.02532
JUROS	0.94734	0.0012	-	0.19951
BP	0.77272	0.19887	0.38818	-

* Nota: Os valores menores que 5% indicam rejeição da hipótese nula de que não a causalidade de Granger. M=4, N=44, M=número de defasagens, N=número de observações.

Fonte: Elaboração própria

Sendo a hipótese de causalidade de Granger aceita nas seguintes situações (em negrito na mesma tabela): a) há uma relação de causalidade de Granger mútua entre as reservas internacionais e a dívida externa, ou seja, a dívida externa causa as reservas e as reservas causam a dívida externa; b) o saldo do balanço de pagamentos causa, no sentido de Granger, as reservas internacionais, o que seria de se esperar, pois as decisões de alocação de portfólio afetam o comportamento das reservas na troca de moeda doméstica por moeda estrangeira dado a expectativa de crise cambial; c) há uma causalidade de Granger mútua também entre a taxa de juros selic e as reservas internacionais significando que, se há uma elevação da taxa de juros Selic ocasiona um aumento no nível das reservas.

Para o regime de câmbio fixo, a análise de co-integração compreende um sistema VEC (1) contendo dívida externa, reservas internacionais, saldo do balanço de pagamentos e taxa de juros seguindo a relação de causalidade de Granger acima discutida.

Os testes estatísticos na tabela 3 são obtidos da estimação de vetores auto-regressivos, para diferentes valores de k . $k = 3$ não pode ser escolhida apesar dos critérios de seleção de lags apontarem para esta defasagem, pois excede os graus de liberdades aceitáveis. Para

confirmar a escolha da defasagem $k=2$, precisa-se ainda avaliar se os resíduos dos sistemas se distribuem normalmente e ainda se há ausência de correlação serial. Com um nível de 5%, as estatísticas LM(1) e LM(4) sugerem que os resíduos não são correlacionados e pelo teste multivariado de normalidade proposto por Doornik-Hansen (1994) que os mesmos são normais, precisa-se ainda avaliar se os resíduos dos sistemas são ruído branco. Com um nível de 5%, a estatística Q confirmam que o resíduo é ruído branco, apesar dos resíduos não apresentarem normalidade estatisticamente não significativo, o que confirma a escolha de $k = 2$ para o VEC(1). Um termo de intercepto foi incluído no(s) vetor(es) de correção de erros (ECM) sendo testado a sua pertinência na modelagem econométrica.

Tabela 3: Seleção do número de defasagens VEC(1) (1995:1-1998:12)

lags	Critérios de seleção		correlação serial *				Normalidade**
	SC	HQ	LB	LM(1)	LM(4)	Q estatística	Doornik-Hansen
2	-29.61179	-30.92122	0.00	0.02	0.63	0.14525	0.04
3	-30.6365	-32.37131	0.00	0.00	0.25	0.10403	0.08

* O multiplicador de Lagrange LM(1) testa correlação serial de primeira ordem, a estatística de Ljung-Box(LB) e o multiplicador de Lagrange LM (4), por sua vez, são testes de correlação serial de ordem de defasagens superiores. **O teste de normalidade dos resíduos é realizado através da estatística multivariada de Doornik-Hansen. Todas as estatísticas são apresentadas em p-valor, com exceção de SC e HQ.

Fonte: Elaboração própria

Durante este período ocorreram as crises da Ásia em novembro de 1997 e da Rússia em setembro de 1998, assim foram analisados os resíduos do sistema VEC(1) na busca de identificar se estes fatos prejudicaram as propriedades gaussianas desejadas, sendo incluídas as variáveis dummy D1, D2, D3 e D4 que correspondem aos meses de novembro de 1997 e agosto, setembro e outubro de 1998.

Determinado a ordem do VEC, o passo seguinte consiste em identificar quantos vetores de cointegração existem a partir da especificação para VEC(1) (com um intercepto, 4 variáveis dummies de intervenção em D_t e $k = 2$). A análise de cointegração está apresentada

na tabela 3. Várias hipóteses são testadas de nenhuma cointegração (isto é, $r=0$, ou alternativamente $n-r=3$) para um crescente número de vetores co-integrados (até $r=2$).

Tabela 4: Teste de cointegração (1995:01-1998:12)

$H_0 : r$	$n-r$	$-T \log(1-\hat{\lambda}_{r+1})$	$\lambda_{\max}(0.90)$	$-T \sum_{i=r+1}^n \log(1-\hat{\lambda}_i)$	$\lambda_{\text{traço}}(0.90)$
0	4	117.12	27.14	163.53	48.28
1	3	31.74	21.07	46.41	31.52
2	2	14.50	14.90	14.67	17.95
3	1	0.17	8.18	0.17	8.18

* Os valores críticos assintóticos foram tabulados por Osterwald-Lenum(1992).

Seguindo a estatística traço, as hipóteses $r=0$ e $r \leq 1$ podem ser rejeitadas em favor da hipótese $r \leq 2$, conseqüentemente conclui-se que há dois vetores de cointegração para o VEC(1). O teste máximo autovalor (Max eigenvalue), λ_{\max} , as hipóteses $r=0$ e $r=1$ são rejeitadas novamente em detrimento da hipótese alternativa $r=2$. Então, tomando por base estes testes é possível aceitar que existem dois vetores de cointegração no VEC(1). Assim, há evidência empírica de relações de longo prazo entre as variáveis reservas internacionais, taxa de juros selic, dívida externa e saldo do balanço de pagamentos durante o regime cambial fixo expressa nos dois vetores de co-integração com um tendência determinista (a constante) :

$$\text{Vetor 1: } -31.0159R + 0.2058DE - 0.7134\text{JUROS} - 25.0657 * \text{BP} - 250.4490 = 0$$

$$\text{Vetor 2: } 5.5595R + 0.9085 * DE - 2.5022\text{JUROS} - 32.7031\text{BP} - 325.6927 = 0$$

Dado o objetivo de estudar a dinâmica do BP, normaliza-se o vetor 2 dividindo todos os termos pelo coeficiente de BP, de modo a obter uma equação que descreve no longo prazo a relação desta variável com as demais:

$$\text{eq BP: } \mathbf{BP = -0.170R - 0.028DE + 0.077JUROS + 9.959}$$

Assumindo que os coeficientes da regressão acima são passíveis de interpretação, algumas conclusões podem ser obtidas durante o período de câmbio fixo: o coeficiente negativo em DE sugere uma relação inversa com o BP, se a dívida externa se eleva em 1% o saldo do BP se reduz em 0,028%, portanto, causando pouco impacto sobre a dinâmica do BP no longo prazo; o coeficiente também negativo nas reservas indica que o BP apresentaria igual comportamento, mas seu impacto seria maior -0,17% no longo prazo; e a cada aumento de 1% percentual na taxa de juros provoca no longo prazo um crescimento de 0,07% no BP. Em resumo, as influências no longo prazo das mudanças na dívida externa sobre o comportamento do balanço de pagamentos são reduzidas, cabe estudar a importância da primeira sobre a segunda no curto prazo. Isto é possível analisando as respostas a impulso das variáveis a choques em DE.

Foram checadas ainda as relações de curto prazo a partir da significância dos valores estimados de α . Os valores de coeficientes de α sobre o termo de correção de erros da primeira diferença das reservas (DR), da dívida externa (DDE), da taxa de juros (Djuros) e da saldo do balanço de pagamentos (DBP), estão apresentado na tabela.

Tabela 5: Efeitos de curto prazo

variável	DR	DDE	Djuros	DBP
DR	-0.559 (-5.256)	-3.836 (-4.689)	-1.45 (-10.26)	-0.02 (-4.594)
DBP	-0.198 (-1.76)	1.447 (-1.678)	0.835 (-5.602)	-0.017 (-3.768)

* Os valores entre parêntesis são as estatística t-student

Ao nível de significância convencional, para DR os movimentos na dívida externa, na taxa de juros e saldo do balanço de pagamentos ajustam-se para o desvio de longo prazo, tal

como descrito pela teoria, enquanto o saldo do balanço de pagamentos somente a taxa de juros ajusta-se para um desvio da relação de equilíbrio de longo prazo.

O comportamento de cada variável ao longo do tempo frente às mudanças não previstas ou não antecipadas (choques) em cada variável que compõe os sistemas VEC's são importantes, à medida que auxilia na compreensão da dinâmica do BP às alterações em seus determinantes nos dois períodos. Desse modo a análise de impulso resposta foi utilizada, mas antes foram realizados alguns testes de hipóteses sobre os vetores de co-integração que compõem a formulação do VEC(1) escolhida para o regime fixo.

5.2.1 Testando hipóteses sobre os vetores de cointegração no regime de câmbio fixo

Com a finalidade de avaliar a adequação estatística do modelo empírico a realidade analisada do regime de câmbio fixo foram implementados vários testes de hipóteses sobre a especificação do VEC (1) tal como definido acima ($k = 2$, 4 variáveis dummies de intervenção e $r = 2$). Estes procedimentos consistiram em identificar: i) se há estacionaridade na relação 4.1 dos vetores de cointegração; ii) se a relação é linear; iii) se as variáveis são estacionárias por elas mesmas (teste de raiz unitária multivariada usando o procedimento Johansen); iv) se alguma variável poderia ser considerada como fracamente exógena; e ainda, v) se todas as variáveis são capazes de descrever o modelo empírico, ou seja, isto requer que não sejam excluídas variáveis caso contrário a retirada da variável implica em ganhos de informação na formulação do VEC para estudar a dinâmica do BP.

Para que 4.1 seja um modelo válido, este deveria ter ao menos um vetor de cointegração que transformando $z_t = [ri, de, juros, constante]$ seja estacionário anulando a influência de BP do vetor. Dado que é plausível aceitar que $r = 2$, pode-se formular a hipótese conjunta de que as variáveis apresentam uma combinação linear estacionária,

portanto satisfaz os itens i) e ii) anteriores, se o vetor expresso por $(1, -1, 1, 0, -1)$ ou sob a forma $(\alpha_{1j}, -\alpha_{2j}, \alpha_{3j}, 0, -\alpha_{5j})$ está contido em um dos vetores co-integrados do VEC(1). Isto requer especificamente, um teste \mathfrak{N}_5 com uma restrição, assim $H_{5 \times 1}$:

$$H'_{1 \times 5} = [1 \quad 1 \quad -1 \quad 0 \quad -1]$$

com distribuição χ^2 com $n - r$ graus de liberdade. Para o presente caso, a estatística LR foi de $\chi^2_{55} = 23,33$ com p-valor, ajustado para pequenas amostras seguindo Psaradakis(1994) com graus de liberdade $T - \left(\frac{((n \times k) + d) \times n}{n} \right) = 35$ onde d é o número de componentes determinísticos, de 0,93, portanto não se pode rejeitar a hipótese nula de que seja linearmente estacionária e que exista a relação 4.1.

O passo seguinte consiste em testar a hipótese iii). Johansen e Juselius (1992) formularam um teste geral $\mathfrak{N}_5 : \beta = (H, \varphi)$ que pode ser usado no presente caso para testar se cada variável individualmente é estacionária por elas mesmas para diferentes valores de r , no qual difere dos testes usuais de raiz unitária ADF e Phillips-Perron (PP) por ser multivariado e por assumir a hipótese nula de estacionariedade.

Os testes de hipóteses de exogeneidade fraca, exclusão de variáveis e raiz unitária com o procedimento Johansen estão reportados na tabela 6. O teste de exogeneidade fraca de variáveis aponta para que nenhuma variável seja tratada como fracamente exógena ao nível de significância de 5%, todas devem ser tratadas como endógenas no modelo empírico. No que concerne a capacidade das variáveis de descrever o modelo empírico, nenhuma variável deveria ser excluída e todas são em conjunto estatisticamente adequadas ao modelo ao nível de significância usado. E ainda, a partir da escolha de $r = 2$, conclui-se que todas as variáveis são estacionárias por elas mesmas, não podendo rejeitar a hipótese nula a 5% de significância e ainda se observa que as quatro variáveis mais a constante são conjuntamente estacionárias.

Tabela 6: Teste de Raiz unitária usando o procedimento Johansen, de Exclusão de variáveis e de exogenidade fraca(1995:1-1998:12)

Todos os testes de hipóteses são baseados na estatística qui-quadrado com graus de liberdade adaptados a cada teste.

Teste de exogenidade fraca: $\chi_{(r)}$						
	Todas	R	J	BP	DE	Constante
r=2	5.99	22.65	50.60	20.51	19.68	
Teste de exclusão de variáveis: $\chi_{(k-r)}$						
	Todas	R	J	BP	DE	Constante
r=2	5.99	89.52	10.59	15.86	6.31	21.61
Teste de raiz unitária: $\chi_{(r)}$						
	Todas	R	J	BP	DE	Constante
R=2	7.81	12.03	16.41	23.15	20.24	

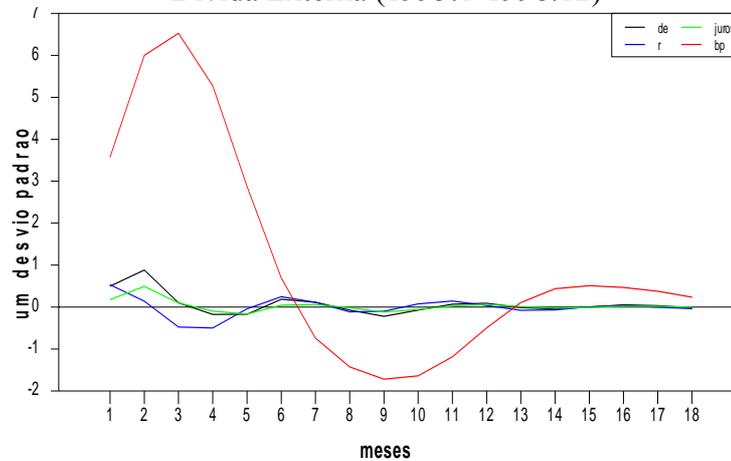
Fonte:Elaboração própria.

Portanto, estes testes estatísticos apontam que a escolha das variáveis, dos componentes determinísticos (a constante e 4 variáveis dummies), do número de defasagens ($k = 2$) e de vetores de cointegração ($r = 2$) são estatisticamente satisfatórios ao período analisado, de 1995:1 a 1998:12.

5.2.2 Análise da resposta a impulso e decomposição dos erros de previsão: Curto prazo.

A matriz $B(0)$ foi utilizada como decomposição Bernanke-Sims para avaliar a resposta a impulso durante o regime de câmbio fixo. Observe que a análise que se segue supõe que a dinâmica do balanço de pagamentos está diretamente ligada, durante o regime, às variáveis dívida externa e taxa de juros seguindo a equação 3.28 do modelo teórico. As figuras 1.a e 1.b apresenta as funções de resposta a impulso de um desvio padrão de choques ns variáveis dívida externa e taxa de juros sobre as demais variáveis endógenas.

FIGURA 1.a
Resposta das variáveis endógenas no curto prazo a um choque com um desvio padrão na Dívida Externa (1995:1-1998:12)



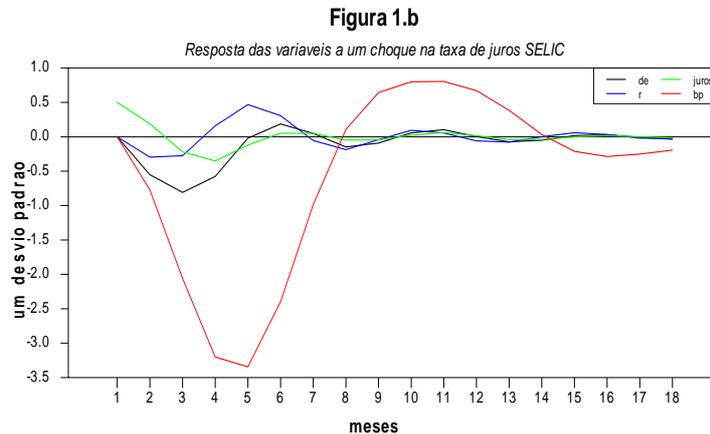
A função impulso resposta de um choque com um desvio padrão na dívida externa (DE) revela as seguintes trajetórias temporais contidas na figura 1.a. A resposta das reservas internacionais a um choque em DE é negativa, mediante um choque positivo em DE as reservas apresentam, no curto prazo, uma queda progressiva até o 3º mês se estabilizando no 6º mês. A resposta do Balanço de Pagamentos a um choque com um desvio padrão em DE é negativa, há uma queda acentuadamente monotônica no balanço de pagamentos caracterizando uma crise no mesmo que persiste ao longo dos 18 períodos analisados. Dado um choque em DE, a taxa de juros responde no curto prazo de maneira positiva, apresentando uma trajetória crescente durante 2 meses. Portanto, todas as respostas são consistentes com o modelo teórico.

A figura 1.b mostra a resposta a impulso das variáveis endógenas a um choque de um desvio padrão na taxa de juros selic (JUROS). A resposta das reservas a um choque na taxa de juros selic foi crescente atingindo um pico no 5º mês, em seguinte apresenta uma reversão de redução lenta atenuando-se no 10º mês. A resposta do balanço de pagamentos ao choque na taxa de juros foi negativo, há uma redução monotonicamente abrupta do saldo do BP no 5º mês, isto se deve às seguintes relações de causalção: a elevação dos juros significa elevação da

dívida externa e, conseqüentemente, redução das reservas internacionais a níveis críticos de modo a causar uma crise no BP.

FIGURA 1.b

Resposta das variáveis endógenas no curto prazo a um choque com um desvio padrão na taxa de juros Selic (1995:1-1998:12)



Passa-se agora a avaliar a importância relativa de cada variável sobre o comportamento das reservas internacionais e da dinâmica do balanço de pagamentos no curto prazo através da decomposição da variância dos erros de previsão.

Primeiramente, analisa-se a decomposição da variância dos erros de previsão das reservas internacionais dentro de 4 meses, 40,60% da variância de previsão das reservas é atribuído a choques na dívida externa, 34,20% a choques nas reservas, 15,32% a choques em BP e 9,8% a choques na taxa de juros Selic. Desse modo verifica-se a maior importância relativa da dívida externa e das reservas sobre o comportamento das reservas internacionais. Em um ano, a decomposição da variância revela uma redução da participação da dívida externa, 23,31% da variância é atribuída a choques na dívida externa, 40,06% a choques nas reservas, 14,36% da variância a choques na taxa de juros Selic e 22,26% a choques no BP. Assim, percebe-se que os choques da dívida externa causam impactos significativos e temporários sobre a dinâmica das reservas internacionais no curto prazo, mas os efeitos dos mesmos choques parecem ser atenuados no longo prazo.

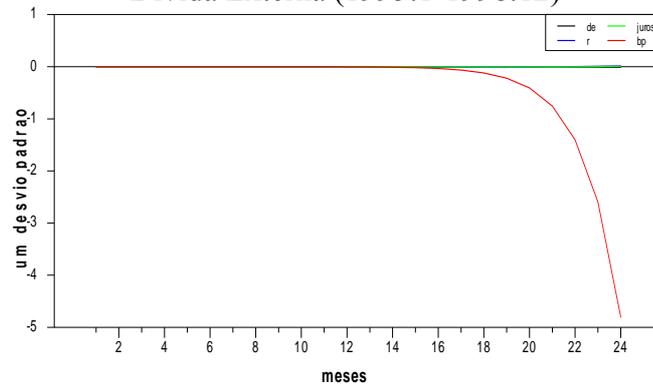
Segundo, analisando a decomposição da variância dos erros de previsão do balanço de pagamentos dentro de 3 meses, 63,56% do saldo do BP é atribuído a choques na dívida externa, 28,98% da variância a choques na reservas internacionais, 3,36% a choques na taxa de juros Selic e 4,09% a choques no saldo do BP, de maneira que observa-se a importância da dívida externa sobre a dinâmica do balanço de pagamentos no curto prazo. Em um ano, a decomposição da variância mostra que 47,33% é ainda atribuído a choques na dívida externa, 25,69% da variância a choques nas reservas internacionais, 12,08% a choques na taxa de juros Selic e 14,87% a choques no balanço de pagamentos. Portanto, percebe-se novamente que os choques da dívida externa causam impactos significativos sobre dinâmica do balanço de pagamentos no curto prazo, cujos efeitos parecem persistir ainda no longo prazo.

5.2.3 Análise da resposta a impulso e decomposição dos erros de previsão: Longo Prazo.

A decomposição Blanchard-Quah 4.7 com elementos na diagonal superior iguais a zero para avaliar a resposta a impulso durante o regime de câmbio fixo, mostra que a análise que se segue supõe que a dinâmica do balanço de pagamentos está diretamente ligada, durante o regime, as variáveis dívida externa e taxa de juros seguindo a equação 3.28 do modelo teórico. As figuras 2.a e 2.b apresentam as funções de resposta a impulso de um desvio padrão de choques ns variáveis dívida externa e taxa de juros sobre as demais variáveis endógenas.

Figura 2.a

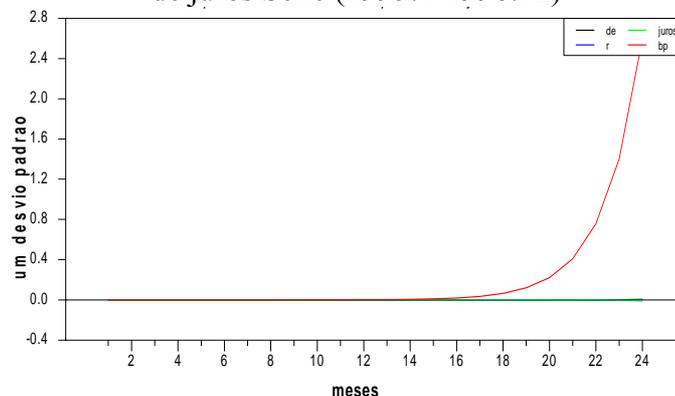
Resposta das variáveis endógenas no longo prazo a um choque com um desvio padrão na Dívida Externa (1995:1-1998:12)



A função impulso resposta de um choque com um desvio padrão na dívida externa (DE) revela as seguintes trajetórias temporais de longo prazo contidas na figura 2.a. A resposta do balanço de pagamento a um choque não antecipado com um desvio padrão em DE é negativa, mediante um choque positivo em DE o saldo do balanço de pagamentos apresenta uma queda progressiva e acentuada a partir do 14º mês, isto pode ser caracterizado como uma crise no mesmo que persiste e se intensifica ao longo dos 24 períodos analisados. As demais variáveis: reservas internacionais e taxa de juros não são, no longo prazo, afetadas pelo choque não antecipado na dívida externa. Portanto, esta resposta é consistente com modelo teórico.

Figura 2.b

Resposta das variáveis endógenas no longo prazo a um choque com um desvio padrão na taxa de juros Selic (1995:1-1998:12)



A figura 2.b mostra a resposta a impulso das variáveis endógenas a um choque não antecipado de um desvio padrão na taxa de juros selic (JUROS). A resposta do balanço de pagamentos ao choque na taxa de juros é positiva, há um elevação monotônica do saldo do BP a partir do 18 mês, isto significa que a elevação da taxa de juros provoca, no curto prazo, uma elevação no nível de reservas internacionais e que, por sua vez, no longo prazo, gera resultados positivos sobre o saldo do balanço de pagamentos. Mais uma vez, se verifica que as demais variáveis (reservas internacionais e dívida externa/PIB) não são afetadas no longo prazo por choques não antecipados na taxa de juros Selic. Assim, os efeitos da taxa de juros selic sobre o balanço de pagamentos são corroborados pelo modelo teórico.

Passa-se agora a avaliar a importância relativa de cada variável sobre o comportamento das reservas internacionais e da dinâmica do balanço de pagamentos através da decomposição da variância dos erros de previsão.

Primeiramente, analisa-se a decomposição da variância dos erros de previsão das reservas internacionais dentro de 6 meses, 52,93% da variância de previsão das reservas é atribuído a choques na dívida externa, 16,78% a choques nas reservas, 9,89% a choques em BP e 20,38% a choques na taxa de juros Selic. Desse modo verifica-se a maior importância relativa da dívida externa e da taxa de juros Selic sobre o comportamento das reservas internacionais. Em um ano, a decomposição da variância revela um aumento da participação da dívida externa, 81,39% da variância é atribuída a choques na dívida externa, 1,12% a choques nas reservas, 7,02% da variância a choques na taxa de juros Selic e 10,5% a choques no balanço de pagamentos (BP). Assim, percebe-se que os choques da dívida externa não causam impactos significativos sobre a dinâmica das reservas internacionais no longo prazo.

Segundo, analisando a decomposição da variância dos erros de previsão do balanço de pagamentos dentro de 3 meses, 78,87% do saldo do BP é atribuído a choques na dívida externa, 1,63% da variância a choques na reservas internacionais, 7,60% a choques na taxa de

juros Selic e 11,88% a choques no saldo do BP, de maneira que observa-se a importância da dívida externa sobre a dinâmica do balanço de pagamentos no curto prazo. Em um ano, a decomposição da variância mostra que 81,50% é ainda atribuído a choques na dívida externa, 1,13% da variância a choques nas reservas internacionais, 6,98% a choques na taxa de juros Selic e 10,37% a choques no balanço de pagamentos. Portanto, percebe-se que os choques da dívida externa causam impactos significativos sobre dinâmica do balanço de pagamentos no longo prazo.

5.3 Análise de co-integração de séries temporais no regime cambial flexível (1999:01-2004:12) e a construção do VEC(2).

Teoricamente a relação entre o comportamento das reservas internacionais e as mudanças na dívida externa será diferente na medida que a correlação entre ambas seja reduzida, ou seja, neste momento o governo não faz uso das reservas para defender o câmbio que é livremente determinado pelo mercado e não por um agente unilateralmente (o governo). Desse modo espera-se que a correlação entre as referidas variáveis seja menor no regime de câmbio flexível do que no regime de câmbio fixo. No entanto, deduz-se que a relação de causalidade constatada para o período anterior deixe de existir para este período.

A correlação entre reservas internacionais e dívida externa foi de 11,89%, uma redução drástica quando comparado ao período de câmbio fixo. Os resultados do testes de causalidade de Granger estão na tabela 7.

Tabela 7: Teste de causalidade de Granger (1999:1 -2004:12)

Discriminação	DE	RI	JUROS	BP	E
DE	-	0.67974	0.63974	0.4572	0.54974
RI	0.89607	-	0.02055	0.18336	0.46723
JUROS	0.42518	0.13646	-	0.0054	0.68237
BP	0.68756	0.0007	0.69598	-	0.33338
E	0.00563	0.39712	0.12102	0.64728	-

* Nota: Os valores menores que 5% indicam rejeição da hipótese nula. M=4, N=67
M=número de defasagens, N=número de observações.

Fonte: Elaboração própria

A partir da tabela 7, observam-se as seguintes relações de causalção: a) as mudanças nas reservas internacionais causam, no sentido de Granger, o saldo do balanço de pagamentos; b) mudanças na dívida externa causam, no referido sentido, a taxa de câmbio; c) a taxa de juros selic causa as reservas internacionais; e, d) mudanças em BP causam no sentido de Granger a taxa de juros. Porém, não se observa causalidade entre R e DE, conforme estabelecido pelo modelo teórico.

Para o regime de câmbio flexível, a análise de cointegração foi formalizada em um VEC(2) composto de 5 variáveis com as relações de causalidade descritas acima, são elas: a taxa de juros, a taxa de câmbio, as reservas internacionais, a dívida externa/PIB e saldo do balanço de pagamentos. A inclusão da variável taxa de câmbio é justificada para o segundo período por dois motivos: as reservas internacionais, no período II, não seriam teoricamente usadas para manter a paridade cambial de modo que a taxa de câmbio flutua e não permite uma crise no BP; em regime flexível, sendo os títulos da dívida externa brasileira indexados ao câmbio, as flutuações do último teriam impactos diretos sobre o primeiro e, mais, a taxa de juros oferecida aos investidores acabariam por afetar diretamente o câmbio, agindo como um mecanismo de defesa da moeda doméstica e atração da moeda estrangeira, e a dívida externa que crescería consoante a elevação da taxa de juros. Em suma, os efeitos de inclusão da taxa de câmbio são claramente diferenciados nos dois períodos, de nenhum efeito (sob regime de câmbio fixo) até afetar todas as variáveis do sistema (sob regime de câmbio flexível).

Primeiramente, determinou-se o número de defasagens ótimo para o sistema VEC(2) usando novamente os critérios SIC e HQ e em seguida identificou-se o número de vetores co-integrantes, cujos resultados estão expostos na tabela 8.

Tabela 8: Seleção do número de defasagens VEC(2) (1999:1-2004:12)

lags	Critérios de seleção		correlação serial *				Normalidade**
	SC	HQ	LB	LM(1)	LM(4)	Q estatística	Doornik-Hansen
2	-35.00593	-36.56855	0.00	0.02	0.07	0.1452	0.34
3	-35.10581	-37.17504	0.00	0.04	0.23	0.6145	0.28

* O multiplicador de Lagrange LM(1) testa correlação serial de primeira ordem, a estatística de Ljung-Box(LB) e o multiplicador de Lagrange LM(4), por sua vez, são testes de correlação serial de ordem de defasagens superiores. **O teste de normalidade dos resíduos é realizado através da estatística multivariada de Doornik-Hansen. Todas as estatísticas são apresentadas em p-valor, com exceção de SC e HQ.

Fonte: Elaboração própria.

Observando os critérios de seleção de defasagens do VAR constata-se com base nos critérios de informação de Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ) que escolha ótima seria $k=3$. No entanto, novamente esta defasagem não pode ser escolhida dado consumir todos os graus de liberdade, mas $k=2$ apresenta ainda propriedades desejáveis, há ausência de correlação serial e os resíduos são ruído branco e se distribuem normalmente o que pode ser verificado a partir das estatísticas LM(1), LM(4), Q de Ljung-Box e pelo teste multivariado de normalidade proposto por Doornik-Hansen (1994) ao nível de significância de 10%. Desse modo foi escolhido $k = 2$ como defasagem ótima.

Dado que o objetivo do presente trabalho é analisar quais os impactos de elevações da dívida externa brasileira (índice de vulnerabilidade) teriam sobre as variáveis reservas internacionais, taxa de câmbio, saldo do balanço de pagamentos e taxa de juros e que poderiam culminar em crises no BP, foram incluídas 5 variáveis dummies de intervenção para considerar choques de curto prazo sobre o sistema, tal como instabilidade de políticas e impactos causados por fatores sociais ou outros (a instabilidade gerada pela eleição de Lula no início do ano 2002, por exemplo) na qual poderiam ter importantes efeitos sobre as condições macroeconômicas.

Assim, foram analisados os resíduos do sistema VEC na busca de identificar datas que prejudicam as propriedades gaussianas desejadas, sendo incluídas as variáveis dummies D5, D6, D7, D8 e D9 correspondentes aos meses de abril e maio de 2000, junho de 2002 e abril e maio de 2003, respectivamente. O primeiro grupo de dummies (D5 e D6) é resultado da crise Argentina, o segundo grupo (D7) é justificado pela instabilidade do período eleitoral, o terceiro (D8 e D9) é marcado por guerras e conflitos mundiais (guerra do Iraque) e pela alta

do preço do petróleo no mercado internacional gerando desconfiança sobre os mercados emergentes como Brasil.

A partir da escolha do $k = 2$, é possível identificar quantos vetores co-integrantes estão presentes para o período II. Sendo assim testa-se a existência de uma relação de longo prazo entre a taxa de câmbio, taxa de juros, reservas internacionais, dívida externa e saldo do balanço de pagamentos, estando os resultados contidos na tabela 9.

Tabela 9: Análise de co-integração (1999:1-2004:12)

$H_0 : r$	$n - r$	$-T \log(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$	$\lambda_{\max}(0.90)$	$-T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i)$	$\lambda_{\text{traço}}(0.90)$
0	5	50.34	23.72	144.40	82.68
1	4	49.16	19.88	94.06	58.96
2	3	32.07	16.13	44.90	39.08
3	2	7.88	12.39	12.83	22.95
4	1	4.95	10.56	4.95	10.56

Fonte: Elaboração própria

Seguindo a estatística traço, as hipóteses $r = 0$, $r \leq 1$ e $r \leq 2$ podem ser rejeitadas em favor da hipótese $r \leq 3$. Conseqüentemente conclui-se que há três vetores de cointegração para o VEC(2). O teste máximo autovalor (max eigenvalue), λ_{\max} , as hipóteses $r = 0$, $r = 1$ e $r = 2$ são rejeitadas novamente em favor da hipótese alternativa $r = 3$. Então, tomando por base estes testes é possível aceitar que existem três vetores de cointegração no VEC(2). Assim, há evidência empírica de relações de longo prazo entre as variáveis reservas internacionais, taxa de câmbio, taxa de juros, dívida externa e saldo do balanço de pagamentos durante o regime cambial flexível:

$$\text{Vetor 1: } 6.6218E - 13.7549R - 27.3729BP - 0.9573DE - 0.6911JUROS - 276.2291 = 0$$

$$\text{Vetor 2: } -1.6853E - 4.4978R - 49.4474BP + 0.5964DE - 8.6660JUROS + 502.1700 = 0$$

$$\text{Vetor 3: } 0.3669E + 44.2738R + 6.4802BP + 0.7586DE - 6.5411JUROS - 62.2099 = 0$$

Normalizando o vetor 3 dividindo todos os termos pelo coeficiente de BP, de modo a obter uma equação de equilíbrio de longo prazo entre o balanço de pagamentos e as demais variáveis:

$$\text{Eq BP: } \mathbf{BP = 0.009E + 1.224R + 0.028DE - 0.199JUROS + 9.987}$$

Assumindo que os coeficientes da regressão acima são passíveis de interpretação, pode-se, então, analisar os sinais da equação de longo prazo do balanço de pagamentos durante o regime de câmbio flexível; percebe-se que: o coeficiente positivo em DE sugere uma relação direta com o BP, se a dívida externa se eleva em 1% o saldo do BP aumenta em 0,028%, portanto, causando pouco impacto sobre a dinâmica do BP no longo prazo; o coeficiente também positivo nas reservas indica que o BP apresentaria igual comportamento, mas seu impacto seria maior do que na dívida externa +1,224% no longo prazo; e a cada aumento de 1% percentual na taxa de juros provoca no longo prazo um decréscimo de -0.19% no BP. Observe que sob o regime de câmbio flexível DE e BP não se relacionam inversamente, o que corrobora mais uma vez o modelo teórico. Em resumo, as influências no longo prazo das mudanças na dívida externa sobre o comportamento do balanço de pagamentos são diferentes e pouco significativas no longo prazo. A análise pode ainda ser feita através das respostas a impulso das variáveis a choques em DE.

Antes, foram cheçadas ainda as relações de curto prazo a partir da significância dos valores estimados de α . Os valores de coeficientes de α sobre o termo de correção de erros da primeira diferença das reservas (DR), da dívida externa (DDE), da taxa de juros (Djuros), da saldo do balanço de pagamentos (DBP) e da taxa de câmbio (DEX), estão apresentados na tabela 10.

Tabela 10: Efeitos de curto prazo

variável	DR	DDE	Djuros	DBP	DEX
DR	0.033 (-2.448)	0.029 (-0.336)	-0.008 (-1.636)	0.001 (-4.594)	0.173 (-5.577)
DBP	0.468 (-4.796)	-1.275 (-2.042)	-0.413 (-3.895)	0.011 (-3.519)	-0.318 (-1.429)

* Os valores em parêntesis são as estatística t-student

Ao nível de significância convencional, para DR os movimentos na dívida externa e na taxa de juros deixam de ter importância estatística, apenas o saldo do balanço de pagamentos e a taxa de câmbio ajustam-se (corrige os erros) para o desvio de relações de longo prazo, tal como descrito pela teoria, enquanto para saldo do balanço de pagamentos somente a taxa de câmbio não se ajusta para um desvio da relação de equilíbrio de longo prazo.

5.3.1 Testes de hipóteses sobre os vetores co-integrantes no regime de câmbio flexível

Igualmente ao tópico 5.3.2.1, com a finalidade de avaliar a adequação estatística do modelo empírico durante o período de regime de câmbio flexível foram implementados vários testes de hipóteses sobre a especificação do VEC (2) definido acima ($k=2$, 5 variáveis dummies e $r=3$) são eles: a) testes de estacionaridade e linearidade da relação 4.1 e, portanto do modelo; b) testes de exogeneidade fraca, exclusão de variáveis e estacionariedade do modelo empírico.

De modo que 4.1 seja um modelo válido, este deveria ter ao menos um vetor de cointegração que transformando $z_t = [ri, de, juros, constante]$ seja estacionário. Constatou-se que existem três vetores de cointegração, $r=3$, o passo seguinte consiste em testar a hipótese

conjunta de que as variáveis em 4.1 apresentam uma combinação linear estacionária, satisfazendo as condições de estacionaridade e de linearidade de a). Formalmente, o teste é expresso pelo vetor $\mathbf{v} = (0,1,0,1,-1,-1)$ ou sob a forma $(0,\alpha_{2j},0,\alpha_{4j},-\alpha_{5j},-\alpha_{6j})$ está contido em um dos vetores co-integrados do VEC(2). Isto requer especificamente, um teste \aleph_6 com uma restrição, assim $\mathbf{H}_{6 \times 1}$ na forma ortogonalizada:

$$\mathbf{H}'_{1 \times 6} = [0 \ 1 \ 0 \ 1 \ 1 \ 1]$$

com distribuição χ^2 com $n-r$ graus de liberdade. Para o presente caso, a estatística LR foi de $\chi^2_{55} = 26,78$ com p-valor, ajustado para pequenas amostras seguindo Psaradakis(1994) com graus de liberdade $T - \left(\frac{((n \times k) + d) \times n}{n} \right) = 51$ onde d é o número de componentes determinísticos, de 1,00, portanto não se pode rejeitar a hipótese nula de que seja linearmente estacionária a relação 4.1. Em seguida examinam-se as propriedades estatísticas das variáveis que compõem o modelo empírico, isto é, são realizados os testes de exogeneidade fraca, exclusão de variáveis e estacionaridade reportados na tabela 11.

Tabela 11: Teste de Raiz unitária usando o procedimento Johansen, de Exclusão de variáveis e de exogeneidade fraca (1995:1-1998:12)

Todos os testes de hipóteses são baseados na estatística qui-quadrado com graus de liberdade adaptados a cada teste.

Teste de exogeneidade fraca: $\chi_{(r)}$							
	todas	E	R	BP	DE	JUROS	
$r = 3$	7.81	28.67	21.92	10.90	14.21	32.29	
Teste de exclusão de variáveis: $\chi_{(k-r)}$							
	todas	E	R	BP	DE	JUROS	constante
$r = 3$	7.81	38.30	27.25	13.04	15.67	32.42	13.41
Teste de raiz unitária: $\chi_{(r)}$							
	todas	E	R	BP	DE	JUROS	
$r = 3$	7.81	26.18	6.54	25.81	26.46	24.91	

Fonte:Elaboração própria.

No que tange, ao teste de exogeneidade fraca aponta ao nível de significância de 5% que nenhuma série temporal isoladamente considerada ou em conjunto deve ser tratada como fracamente exógena. O teste de exclusão também sugere que as variáveis são adequadas a formulação do modelo empírico, visto que nenhuma isoladamente ou em conjunto deve ser excluída ao nível de significância usual. O terceiro teste é aplicado com a finalidade de avaliar se as séries são estacionárias por elas mesmas. Verificou-se que, para $r = 3$, o BP, DE e Juros são séries temporais estacionárias por elas mesmas enquanto a taxa de câmbio e as reservas internacionais são não estacionárias por elas mesmas. Já em conjunto, a combinação linear estacionária (cointegração) das cinco variáveis foi estacionária não se rejeitando a hipótese de estacionariedade a nível de significância de 5%.

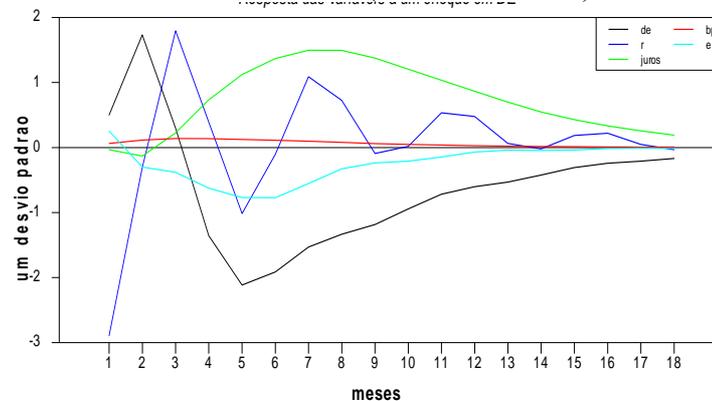
Assim, os testes estatísticos acima apontam que a escolha das variáveis, dos componentes determinísticos (uma constante e 5 variáveis dummies), do número de defasagens ($k = 2$) e de vetores de cointegração ($r = 3$) são estatisticamente satisfatórios no período analisado, de 1999:1 a 2004:12.

5.3.2 Análise da resposta a impulso e decomposição dos erros de previsão: Curto prazo.

A matriz $B(0)$ modificada pela inclusão da equação da taxa de câmbio foi utilizada novamente como decomposição Bernanke-Sims para avaliar a resposta a impulso durante o regime de câmbio flexível. Observe que a análise que se segue supõe que a dinâmica do balanço de pagamentos esta agora diretamente ligada, durante o referido regime, às variáveis reservas internacionais¹⁸ e a taxa de câmbio. As figuras 3.a e 3.b apresentam as funções de resposta a impulso de um desvio padrão de choques as variáveis dívida externa e taxa de juros sobre as demais variáveis endógenas.

Figura 3.a

Resposta das variáveis endógenas no curto prazo a um choque com um desvio padrão na Dívida Externa (1999:1-2004:12)



Fonte: Elaboração própria

A função impulso resposta de um choque com um desvio padrão na dívida externa (DE) revela as seguintes trajetórias temporais de curto prazo contidas na figura 3.a. A resposta das reservas internacionais a um choque em DE é positiva, dado um choque positivo em DE as reservas apresentam um comportamento monotonicamente crescente até o 3º mês, decaindo no 5º mês, seguido de oscilações até o efeito do choque ser absorvido pelo sistema nos 18 períodos.

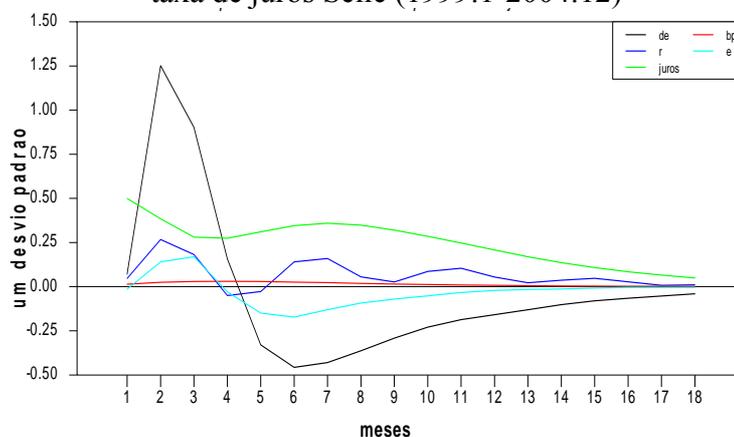
Observe que este resultado é contraditório, todavia teoricamente é postulada uma relação inversa entre o saldo do balanço de pagamentos e dívida externa apenas no regime de câmbio fixo, pois a taxa de câmbio agora pode flutuar sem ser necessário usar as reservas em sua defesa. A resposta da dívida externa destaca que o choque em DE não é persistente, isto é, sua duração é de 2 meses, com acentuado processo de declínio em cinco meses. Percebe-se que a resposta das reservas ao choque em DE antecipou as mudanças apresentadas da dívida externa em resposta ao choque nela mesma, ou seja, os agentes parecem antecipar o comportamento da dívida externa em 1 período pelo menos nos três primeiros meses. A resposta do balanço de pagamentos a um choque com um desvio padrão em DE é

¹⁸ Permanece sendo o balanço de pagamentos função do nível de reservas internacionais, o objetivo consiste em

praticamente nula como era de se esperar, ou seja, as flutuações do câmbio não permitem que haja perdas significativas de reservas internacionais o que gera impossibilidade de crises no BP. Dado um choque em DE, a taxa de juros responde positivamente, apresentando uma trajetória temporária crescente durante 8 meses convergindo para os níveis iniciais. Por último, a taxa de câmbio responde negativamente ao choque em DE, a depreciação do câmbio persiste durante 12 meses. Portanto, todas as respostas são consistentes com o modelo teórico.

FIGURA 3.b

- Resposta das variáveis endógenas no curto prazo a um choque com um desvio padrão na taxa de juros Selic (1999:1-2004:12)



Fonte: Elaboração própria

A figura 3.b mostra a resposta a impulso das variáveis endógenas a um choque de um desvio padrão na taxa de juros selic (JUROS) no curto prazo. A resposta das reservas a um choque na taxa de juros selic foi crescente durante 2 meses, em seguida apresenta um comportamento cíclico de redução lenta atenuando-se em 18 meses. A resposta do balanço de pagamentos ao choque na taxa de juros foi positiva mas pouco expressiva, o saldo do BP tende a melhorar durante 7 meses retornando ao níveis iniciais.

A análise da decomposição da variância dos erros de previsão para um horizonte de 6 meses, sugere que a previsão de comportamento do saldo do balanço de pagamentos será: 0,623% da variância de previsão atribuível a choques na dívida externa, 29,64% é atribuído a

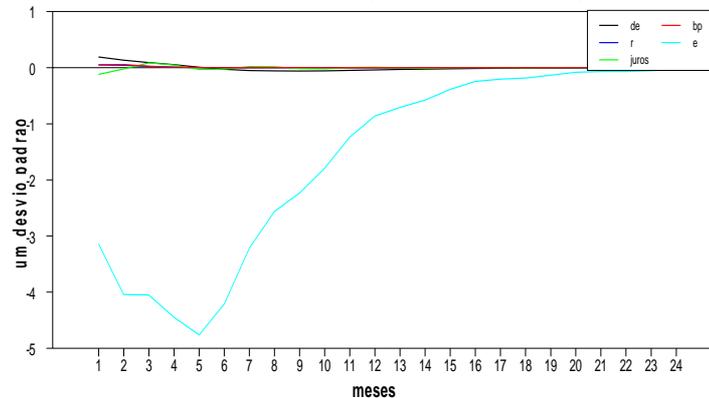
choques no saldo de balanço de pagamentos, 42,41% é atribuído a choques nas reservas, 27,27% a choques na taxa de câmbio e 0,031% a choques na taxa de juros. Em um ano a previsão do saldo do BP poderia ser composta de: 0,624% da variância de previsão atribuível a choques na dívida externa, 29,27% é atribuído a choques no saldo de balanço de pagamentos, 42,43% é atribuído a choques nas reservas e 0,031% a choques na taxa de juros, ou seja, não haveria alteração significativa ao longo de um período de 12 meses à atribuição do comportamento dinâmico do saldo do balanço de pagamentos em resposta às mudanças nas variáveis endógenas, principalmente aos choques na dívida externa. Destaca-se nesta análise, a importância das reservas internacionais sobre a dinâmica do BP, mas estas não são mais influenciadas pelo comportamento da dívida externa.

Os resultados discutidos acima, portanto, confirmam empiricamente a suposição teórica de reduzido impacto da dívida externa sobre as reservas internacionais e, por conseguinte, sobre o saldo do balanço de pagamentos durante o regime de câmbio flexível brasileiro.

5.3.3 Análise da resposta a impulso e decomposição dos erros de previsão: Longo Prazo.

Sendo utilizada a decomposição Blanchard-Quah 4.8 com os elementos da diagonal superior iguais a zero para avaliar a resposta a impulso durante o regime de câmbio flexível. As figuras 4.a e 4.b apresentam as funções de resposta a impulso de um desvio padrão de choques ns variáveis dívida externa e taxa de juros sobre as demais variáveis endógenas.

FIGURA 4.a
Resposta das variáveis endógenas no longo prazo a um choque com um desvio padrão na Dívida Externa (1999:1-2004:12)



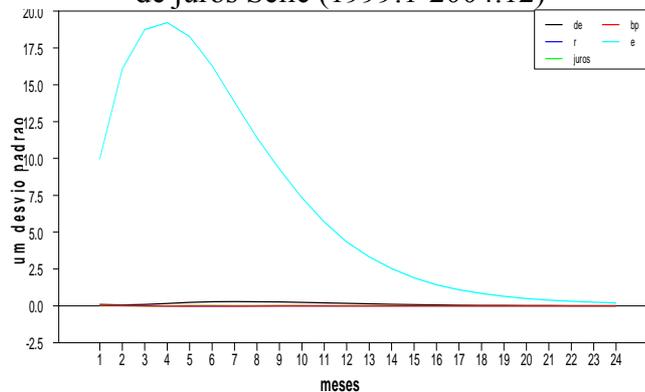
Fonte: Elaboração própria

A função impulso resposta de um choque com um desvio padrão na dívida externa (DE) revela as seguintes trajetórias temporais contidas na figura 4.a: a resposta das reservas internacionais a um choque na dívida externa (DE) é negativa, dado um choque positivo em DE as reservas apresentam uma queda progressiva até o 5º mês, revertendo o comportamento com tendência monotonicamente crescente até 22º mês, quando o efeito inicial do choque é absorvido pelo sistema. A resposta do balanço de pagamentos a um choque com um desvio padrão em DE é praticamente nula como também era de se esperar, ou seja, as flutuações do câmbio geram impossibilidade de crises no BP apesar das reservas terem sofrido um forte impacto do choque na dívida externa. As respostas da dívida externa e da taxa de juros ao choque em DE praticamente é nula, isto é, os efeitos dos choques não persistem ou tem impactos significativos, no longo prazo, sobre o comportamento destas variáveis.

FIG

URA 4.b

Resposta das variáveis endógenas no longo prazo a um choque com um desvio padrão na taxa de juros Selic (1999:1-2004:12)



Fonte: Elaboração própria

A figura 1.b mostra a resposta a impulso das variáveis endógenas a um choque de um desvio padrão na taxa de juros selic (JUROS). A resposta das reservas a um choque na taxa de juros selic é positiva crescente durante 4 meses, em seguida apresenta um comportamento de redução lenta atenuando-se em 24 meses. A resposta do balanço de pagamentos ao choque na taxa de juros não foi expressiva, o saldo do BP não se altera no longo prazo como resposta ao choque na taxa de juros selic. Portanto, ambos os resultados descritos na figuras 4.a e 4.b confirmam as relações da equação 4.1 discutidas no modelo teórico.

A análise da decomposição da variância dos erros de previsão para um horizonte de 6 meses, sugere que a previsão de comportamento do saldo do balanço de pagamentos será: 5,11% da variância de previsão atribuível a choques na dívida externa, 10,32% é atribuído a choques no saldo de balanço de pagamentos, 0,50% é atribuído a choques nas reservas, 0,59% a choques na taxa de câmbio e 83,45% a choques na taxa de juros. Em um ano a previsão do saldo do BP poderia ser composta de: 4,99% da variância de previsão atribuível a choques na dívida externa, 9,41% é atribuído a choques no saldo de balanço de pagamentos, 0,41% é atribuído a choques nas reservas, 1,03% atribuído a choques na taxa de câmbio e 84,12% a choques na taxa de juros, ou seja, não haveria alteração significativa (excetuando a taxa de

juros) ao longo de um período de 12 meses à atribuição do comportamento dinâmico do saldo do balanço de pagamentos em resposta as mudanças nas variáveis endógenas, principalmente aos choques na dívida externa. Destaca-se nesta análise, a importância da taxa de juros selic sobre a dinâmica do balanço de pagamentos.

Os resultados discutidos acima, portanto, confirmam empiricamente a suposição teórica de elevado impacto da dívida externa sobre as reservas internacionais sem, no entanto, afetar o saldo do balanço de pagamentos durante o regime de câmbio flexível brasileiro.

6 CONCLUSÃO

O objetivo da pesquisa foi estudar a dinâmica do balanço de pagamentos no Brasil durante o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2004 usando modelos de séries temporais. Foram utilizados modelos de crise no balanço de pagamentos de primeira geração para estudar a economia brasileira, identificando a importância das seguintes variáveis: reservas internacionais, taxa de juros, taxa de câmbio, saldo do balanço de pagamentos e dívida externa. O modelo teórico sugeriu as variáveis, a ordem de causalidade da dívida externa e taxa de juros para as reservas internacionais e balanço de pagamentos e ainda a existência de uma relação de longo prazo para o modelo empírico, o VEC. O modelo teórico salienta que o déficit público e a taxa de juros são relevantes na dinâmica do balanço de pagamentos sob o regime de câmbio fixo, mas o déficit público perde essa importância sob o regime de câmbio flexível.

Foi encontrada forte evidência de correlação entre a dívida externa/PIB e as reservas internacionais. Os modelos empíricos foram usados para estimar os efeitos de longo e curto prazo de mudanças na dívida externa/PIB e na taxa de juros selic para o período em análise.

A teoria estabelece dois momentos distintos antes e depois da mudança de câmbio, ou seja, as relações entre as variáveis reservas internacionais, taxa de câmbio, taxa de juros, saldo do balanço de pagamentos e dívida externa/PIB depende do regime cambial adotado. Visto isto, o estudo foi dividido em período de câmbio fixo e período de câmbio flexível, desse modo, foram construídos os modelos I e II. Sendo utilizados os modelos autoregressivos com decomposições de Bernanke-Sims e Blanchard-Quah para estudar o curto e longo prazo do comportamento do balanço de pagamentos.

Sob o regime de câmbio fixo, identificou-se cointegração nas séries, ou seja, que possuem uma relação de longo prazo tal como estabelece o modelo teórico. No curto prazo, a

análise da função impulso resposta revelou que é possível ocorrer uma crise no balanço de pagamentos frente a uma mudança não esperada na dívida externa. Já a função impulso resposta da taxa de juros às mudanças na dívida externa/PIB apresentou um resultado ambíguo de queda acentuada. No longo prazo, a análise da função impulso resposta mostrou que uma elevação da dívida externa/PIB implica uma queda no saldo do balanço de pagamentos. Este fato pode ser caracterizado como uma crise. Por sua vez, as mudanças na taxa de juros provocam, no longo prazo, uma elevação no saldo do balanço de pagamentos. Conclui-se que, sob o regime de câmbio fixo, a dívida externa gera efeitos tanto no curto quanto no longo prazo sobre o balanço de pagamentos.

Sob o regime de câmbio flexível, todas as variáveis foram identificadas como cointegradas, sugerindo uma relação de longo prazo. No curto prazo, a análise da função impulso resposta revela que o balanço de pagamentos não sofre mais impactos na dívida externa/PIB. Significa que as flutuações do câmbio não permitem que hajam perdas significativas de reservas internacionais o que gera impossibilidade de crises no BP, a partir desta variável. Já os efeitos de uma elevação da taxa de juros sobre o balanço de pagamentos foi pouco expressivo, em regime de câmbio flexível. No longo prazo, o balanço de pagamentos não é afetado pelas mudanças na dívida externa/PIB, apesar das reservas serem fortemente reduzidas. Por sua vez, a resposta do balanço de pagamentos no longo prazo ao choque na taxa de juros selic não foi expressiva, isto sugere que a taxa de juros provoca efeitos temporários sobre o balanço de pagamentos.

Assim, conclui-se que a dívida externa/PIB modifica a dinâmica do balanço de pagamentos, tanto no curto quanto no longo prazo. Entretanto, esta influência ocorre apenas sob regime de câmbio fixo, levando inclusive ao surgimento de crises no balanço de pagamentos tal como descrito pelos modelos de crises no balanço de pagamentos de primeira geração.

REFERÊNCIAS

- ABREU, M. P (org). **A ordem do progresso- cem anos de política econômica republicana**. Rio de Janeiro: Campus, 2002.
- ANDRADE, Joaquim Pinto; DIVINO, José Ângelo. *The role of the fundamentals and the rumors*. Brasília: Universidade de Brasília: Departamento de Economia. Texto para Discussão da Série NECEMA 02/99. 1999.
- AURÉLIO, Marcela Meirelles; SILVA, Marcos Eugênio da Silva. *Crise cambial e intervenções em mercados de derivativos de câmbio*. Economia Aplicada 3(4). São Paulo: Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, 1999.
- Banco Central do Brasil. **Relatório Anual**, vários anos. Brasília: Banco Central do Brasil.
- BERNAKE, B.S. **Alternative explanations of money-income correlation**. Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, v. 25, 1986.
- BLANCO, H.; P. GARBER. *Recurrent Devaluations and Speculative Attacks on the Mexican Peso*. *Journal of Political Economy*, 94: 148-166, 1986.
- CALVO, Guillermo. *Varieties of capital markets crises*. Working paper 15, Center of International Economics, University of Maryland, 1995
- CALVO, G.; VÉGH, C. *Inflation, Stabilization and BOP crises in Developing Countries*. NBER Working Paper No. 6925. Massachusetts: NBER, 1999
- CARAMAZZA, Francesco; RICCI, Luca; SALGADO, Ranil. Trade and financial contagion in currency crises. **IMF Working Paper 00/55**. Washington: Fundo Monetário Internacional. 46p, 2000
- CHANG, Roberto; VELASCO, Andres. **Liquidity crises in emerging marketsL theory and policy**. Working paper, Federal Reserve Bank of Atlanta, 1999.
- CUMBY, R.; VAN WIJNBERGEN, S. *Financial Policy and Speculative Runs with a Crawling Peg: Argentina 1979-1981*. *Journal of International Economics*, 27: 111-127, 1989.
- EICHENGREEN, B.; ROSE, A. ; WYPLOSZ, C. *Contagious Currency Crises*. CEPR. Discussion Paper No. 1453. London: CEPR, 1996
- ESQUIVEL, G.; LARRAÍN, F. B. *Explaining Currency Crises*. Mimeo. Massachusetts: Harvard Institute for International Development, 1998.
- FLOOD, R.; GARBER, P. *Collapsing Exchange Rate Regimes: Some Linear Examples*. *Journal of International Economics*, 17: 1-13, 1984.
- FRANKEL, Roberto. *Globalización y crisis financieras en Amrica Latina*. *Revista de Economia Politica*, v. 41, p. 351-366, 2003.
- FRANKEL, J.; ROSE, A. *Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment*. *Journal of International Economics*, v. 41, p.351-366, 1996.

FRITSCH, Winston *A crise cambial de 1982-83 no Brasil: origens e respostas*. In: Plastino, Carlos Alberto e Roberto Bouzas (org.). 1985. *A América Latina e a crise internacional*. Rio de Janeiro: Edições Graal, 1985.

GOLDBERG, L. *Predicting Exchange Rate Crises: Mexico Revisited*. *Journal of International Economics*, 36: 413-430, 1994.

GODFAJN, Ilan. **The swings in capital flows and brasilian crises**. Texto pra discussão, nº422, PUC-RIO, departamenro de economia.

INTRILIGATOR, Michael. **Mathematical optimization and economic theory**. Praticce Hall, New Jersey, 1971.

JOHANSEN, Soren; JUSELIUS, Katarina. **The full Information Maximun Likelihood procedure for inference cointegration – with applications to the demand for money**. Oxford Bulletin of econmics and statistics, vol. 52, 1990.

KAMINSKY, G., LIZONDO, S.; REINHART, C.. *Leading Indicators of Currency Crisis*. *Staff Papers*, International Monetary Fund, 45: 1-48, 1998.

KINDLEBERGER, C. *Manias, Panics, Crashes: A History of Financial Crises*. Third edition. Chichester: John Willey & Sons, 1996.

KLEIN, M.; MARION, N. *Explaining the Duration of Exchange Rate Pegs*. *Journal of Development Economics*, 54: 387-404, 1997.

KRUGMAN, P. *Are Currency Crises Self-fulfilling?* *NBER Macroeconomics Annual*: Massachusetts: NBER, p. 345-378. 1996.

MASON, P. *Contagion: Monsoonal Effects, Spillovers, and Jumps between Multiple Equilibria*. Working paper 1998, 142. Washington, D.C.: International Monetary Fund, 1998

MIRANDA, Mauro Costa . *Crises Cambiais e Ataques Especulativos no Brasil*. Working paper 262, Universidade de Brasília, 2002.

MISKY, H. The finacial-injstability hipothesis: capitalist process and behavior of the economy. **In: *Finacial crises: theory, history and policy***. Kindleberger, Charles;Laffargue,Jean-Pierre. New york: Cambridge Univerity Press, 1982.

MISHKIN, F. *Global Financial Instability: Framework, Events, Issues*. *Journal of Economic Perspectives*, 13: 3-20, 1999.

MISHKIN, F. *Anatomy of a Financial Crisis*. *Journal of Evolutionary Economics*, 2:115-130, 1992.

OBSTFELD, M. *Rational and Self-fulfilling Balance of Payments Crises*. *American Economic Review*, 76: 72-81, 1986.

OBSTFELD, M. *The Logic of Currency Crises*. *Cahiers Economiques et Monetaires* (43): 189-213,1994..

OBSTFELD, Maurice;ROGOFF, Keneth. *The Marige of Fixed Exchange Rates*. NBER, working paper 5191, 1995.

OBSTFELD, M. ; ROGOFF, K *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge: MIT Press, 1996.

- OBSTFELD, M. *Models of Currency Crises with Self-fulfilling Features*. *European Economic Review*, 40: 1037-1047, 1996
- ÖTKER, I. ; PAZARBASÝOGLU, C. *Speculative Attacks and Macroeconomic Fundamentals: Evidence from Some European Currencies*. *European Economic Review*, 41:837-845, 1997.
- PAZARBASÝOGLU, C.; ÖTKER, Ý. *Likelihood Versus Timing of Speculative Attacks: A Case Study of Mexico*. *European Economic Review*, 41: 837-845, 1997.
- PSARADAKIS, Z. *A comparison of tests of linears hypothesis in cointegrated vector autoregressive models*. *Economic Letters*, 45: 137-144, 1994.
- ROGOFF, K. *International Institutions for reducing Global Financial Instability*. *Journal of Economic Perspectives*, 13: 21-42, 1999.
- SAQIB, Omar. *The East Asian Crisis in Kindleberger-Minsky's Framework*. *Revista de Economia Política – Brazilian Journal of political Economy*, 21: 91-98, 2001.
- SAQIB, Omar. **Interpreting Currency Crises – a review of theory, evidence and issues**. German Institute for economic research. Berlin, discussion paper, 2002.
- SILVA, Maria Luiza Falcão. *Plano real e ancora cambial*. *Revista de Economia Política*, v.22, nº 3 (87), p. 3-24, 2002.
- SIMS, C. A. **Macroeconomics and reality**. *Econometrica*, vol. 48, 1980.
- SIMS, C.A. Are forecasting models usable for policy analysis. *Econometrica*, 1986.

ANEXO: As crises, equilíbrio da Balança de Pagamentos e Bens não Comercializáveis.

As hipóteses apresentadas na secção precedente são aqui igualmente consideradas válidas, porém acrescentamos uma hipótese adicional, qual seja, que existe um bem não comercializável, z_t e que uma determinada proporção dos saldos monetários reais é destinada à compra do mesmo. Assim, a utilidade instantânea é definida como: $u(c_t) + v(m_t) + h(z_t)$. A função h é côncava, crescente e continuamente diferenciável. A condição de maximização dessa nova função utilidade, dada a restrição orçamentária [2], seria:

$$\max_{c_t, z_t} u(c_t) + v(m_t) + h(z_t) - \lambda(m_0 + b_0 + \int_0^{\infty} (y_t + g_t - c_t - p_t z_t - i_t m_t) e^{-\rho t} dt) \quad [1]$$

Conforme destacado as condições de primeira ordem de maximização da utilidade em $t=0$ é a mesma para $t=1, 2, \dots, \infty$. São elas:

$$\frac{\partial L}{\partial c_t} = u'(c_t) - \lambda = 0 \quad [1.a]$$

$$\frac{\partial L}{\partial z_t} = u'(z_t) - \lambda p_t = 0 \quad [1.b]$$

Organizando 1.a na forma $u'(c_t) = \lambda$, substituindo-a em 1.b e, organizando em função de p_t temos:

$$\frac{\partial L}{\partial z_t} = u'(z_t) - u'(c_t) p_t = 0$$

Em equilíbrio, $p_t = \frac{h'(z_t)}{u'(c_t)}$, a taxa de câmbio real, definida como a razão entre os preços dos bens não comercializáveis e dos bens comercializáveis é igual a razão entre as utilidades marginais. Se normalizarmos a oferta do bem não comercializável, ou seja, $z_t = 1$, a taxa de câmbio é determinado por: $p_t = \frac{h'(1)}{u'(c_t)}$.

Calvo (2001) assume uma hipótese adicional de que os agentes consigam prever a eclosão da crise e que antecipem seus pagamentos (seria o mesmo que uma súbita corrida aos bancos com a finalidade de obtenção do meio mais líquido de riqueza, a moeda), porém apliquem na compra de bens não comercializáveis. Formalmente seria:

$$p_t z_t \leq \alpha m_t, \quad \alpha > 0 \quad [2]$$

Sendo α a proporção dos saldos monetários reais destinada a compra do bem não comercializável. Sob essa nova restrição imposta ao orçamento dos indivíduos. A maximização da utilidade torna-se:

$$\max_{c_t, z_t} \int_0^{\infty} [u(c_t) + v(m_t) + h(z_t)] e^{-\rho t} dt - \lambda (m_0 + b_0 + \int_0^{\infty} (y_t + g_t - c_t - p_t z_t - i_t m_t) e^{-\rho t} dt) \quad [3]$$

Cujas condições são:

$$\frac{\partial L}{\partial c_t} = u'(c_t) - \lambda = 0 \quad [3.a]$$

$$\frac{\partial L}{\partial z_t} = h'(z_t) - \lambda p_t (1 + \alpha i_t) = 0 \quad [3.b]$$

$$\partial L / \partial \lambda = [m_0 + b_0 + \int_0^{\infty} (y + g - c_t - p_t z_t - i_t m_t) e^{-\rho t} dt] = 0 \quad [3.c]$$

$$\lambda [m_0 + b_0 + \int_0^{\infty} (y + g - c_t - p_t z_t - i_t m_t) e^{-\rho t} dt] \leq 0 \quad [3.d]$$

$$\lambda \geq 0 \quad [3.e]$$

As equações 3.c e 3.d implica em possibilidades de soluções não interiores, ou seja, pontos ótimos aquém da restrição orçamentária dada a função utilidade. Por simplicidade, assumimos que a condição de folga complementar (equação 3.c), $\lambda [m_0 + b_0 + \int_0^{\infty} (y + g - c_t - p_t z_t - i_t m_t) e^{-\rho t} dt] = 0$ seja satisfeita. A partir das equações 3.a e 3.b, conclui-se igualmente a seção anterior que a o consumo é constante ao longo do tempo, de modo que a conta corrente é equilibrada para todos e quaisquer momentos do tempo. Normalizando, novamente a oferta do bem não comercializável, a equação 3.b torna-se:

$$\frac{h'(1)}{\lambda} = p_t(1 + \alpha i_t) \quad [3.f]$$

Portanto, 3.f estabelece uma relação inversa entre a taxa de câmbio real e a taxa de juros nominal doméstica. Se a taxa de inflação se reduz a taxa de juros nominal acompanha esse movimento de queda que, por sua vez, provoca uma elevação no câmbio real.

3.2.1 Economia da Produção.

Admita a inclusão da variável lazer (l) na função de utilidade total dado por $u(c_t) + h(z_t) + n(l)$, sendo n uma função côncava, crescente e continuamente diferenciável. Os indivíduos são dotados de uma unidade de lazer e de uma unidade de tempo que divide entre lazer e trabalho para produzir o bem não comercializável (z), de modo que o que se produz deste bem depende da alocação ou preferências entre lazer e trabalho que satisfaça a seguinte equação:

$$z_t = 1 - l_t \quad [4]$$

A equação 4 implica que se os indivíduos empregam um número cada vez menor de horas dedicadas ao lazer a oferta do bem não comercializável se eleva, e vice-versa. Inserindo (4) na (3) temos a seguinte maximização da utilidade total:

$$\max_{c_t, z_t} u(c_t) + v(l_t) + h(z_t) - \lambda [m_0 + b_0 + \int_0^{\infty} (y_t + g_t - c_t - p_t(1 - l_t) - i_t m_t) e^{-\rho t} dt] \quad [5]$$

Cujas condições de primeira ordem são:

$$\frac{\partial L}{\partial c_t} = u'(c_t) - \lambda = 0 \quad [5.a]$$

$$\frac{\partial L}{\partial z_t} = h'(z_t) - \lambda p_t(1 + \alpha i_t) = 0 \quad [5.b]$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = m_0 + b_0 + \int_0^{\infty} (y_t + g_t - c_t - p_t(1 - l_t) - i_t m_t) e^{-\rho t} dt = 0 \quad [5.c]$$

$$\lambda[m_0 + b_0 + \int_0^{\infty} (y + g - c_t - p_t(1 - l_t) - i_t m_t) e^{-\rho t} dt \leq 0 \quad [5.d]$$

$$\lambda \geq 0 \quad [5.e]$$

Supondo satisfeita a folga complementar, isto é, que os pontos de máximo se localizem na tangência da restrição orçamentária com a função utilidade instantânea. As condições de maximização são mais uma vez iguais ao anteriormente mostrado, entretanto, a decisão de quanto lazer ou inversamente quanto trabalho (oferta de trabalho do indivíduo representativo) tem impactos sobre a produção do bem não comercializável e conseqüentemente sobre a produção e a taxa de câmbio real.

Por exemplo, se há indícios de eclosão de uma crise os agentes antecipam seus pagamentos, que pela restrição (2), só poderiam utilizá-lo em bens não comercializáveis, a demanda por esse bem se elevaria e conseqüentemente o preço dos bens não comercializáveis. A elevação dos preços desse tipo de bens estimularia um aumento na oferta e a economia cresceria antes da crise. Ainda, conforme definimos a taxa de câmbio como a razão entre os preços dos bens não comercializáveis sobre o preço dos bens comercializáveis, de forma que a taxa de câmbio, antes da crise, sofreria uma depreciação.

3.2.2 Bancos

Admita a introdução dos bancos nesta estrutura. Antes se destaca que a existência do banco é destituída de interesse ou fins lucrativos, é na verdade, apenas um portador (guarda) de depósitos. Seja δ uma fração da base monetária mantida em reservas bancárias ($0 \leq \delta \leq 1$), assim $(1 - \delta)$ é a proporção disponível para empréstimos. Os bancos emprestam a uma taxa pura de mercado i_t e cobram i^D (a taxa de juros cobrada sobre os depósitos), portanto, a sob a hipótese de lucro zero dos bancos descrita acima esta condição é satisfeita por:

$$i^D = (1 - \delta)i_t \quad [6]$$

Incorporando a equação (6) na restrição orçamentária do indivíduo ressaltando que o diferencial entre a taxa pura de juros(i_t) e a taxa dos depósitos (i^D) representa o custo de oportunidade de manter os saldos monetários reais em depósitos e não em dinheiro em circulação, $i^D - i_t = \delta i_t$. A maximização do indivíduo representativo com a inclusão dos bancos na restrição orçamentária é:

$$\max_{c_t, z_t} u(c_t) + v(m_t) + h(z_t) - \lambda [m_0 + b_0 + \int_0^{\infty} (y_t + g_t - c_t - p_t z_t - \delta i_t m_t) e^{-\rho t} dt] \quad [7]$$

$$\frac{\partial L}{\partial c_t} = u'(c_t) - \lambda = 0 \quad [7.a]$$

$$\frac{\partial L}{\partial z_t} = h'(z_t) - \lambda p_t (1 + \alpha \delta i_t) = 0 \quad [7.b]$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = m_0 + b_0 + \int_0^{\infty} (y_t + g_t - c_t - p_t z_t - \delta i_t m_t) e^{-\rho t} dt = 0 \quad [7.c]$$

$$\lambda [m_0 + b_0 + \int_0^{\infty} (y_t + g_t - c_t - p_t z_t - \delta i_t m_t) e^{-\rho t} dt] \leq 0 \quad [7.d]$$

$$\lambda \geq 0 \quad [7.e]$$

Supondo soluções interiores, os resultados são semelhantes ao anterior, o consumo é constante ao longo do tempo e a taxa de câmbio real relaciona-se inversamente com a taxa de juros nominal. Entretanto, a inclusão do banco fez surgir uma mudança no que se refere ao caso anterior no qual considerou-se apenas dinheiro em circulação. Agora, a existência de um custo de oportunidade da moeda torna a produção susceptível aos recursos disponíveis nos bancos, ou seja, se os custos de oportunidades são menores, ou porque o nível mínimo de reservas obrigatórias instituídas pelo banco central reduziu-se ou porque os bancos reduziram a taxa pura de juros de mercado, os bancos tentam estimular a tomada de empréstimos por parte dos agentes e a atividade econômica cresce.

Em cenários no qual a antecipação dos pagamentos, há uma corrida aos bancos com o objetivo de obtenção de dinheiro em circulação em detrimento dos depósitos, m entra em colapso, repercutindo sobre o volume de empréstimos e sob a atividade econômica se reduz.