

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

**UMA AVALIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO REAL  
DE EQUILÍBRIO PARA O BRASIL: 1984-2000**

Dissertação de Mestrado

**Carlos Eduardo Merlin**

Porto Alegre, 2002

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

**UMA AVALIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO REAL  
DE EQUILÍBRIO PARA O BRASIL: 1984-2000**

Autor: Carlos Eduardo Merlin

Orientador: Prof. Marcelo S. Portugal

Dissertação submetida ao Programa  
de Pós-Graduação em Economia  
como requisito parcial para a  
obtenção do Grau de Mestre em  
Economia.

Porto Alegre, 2002.

## AGRADECIMENTOS

À minha esposa, Rejane. Pela paciência e incentivo.

Ao meu orientador, Marcelo Savino Portugal. Não só pelo verdadeiro sentido que ele deu à palavra orientação, mas também pela sugestão do tema da dissertação – após diversos projetos engavetados para o presente trabalho.

Aos professores do Pós-Graduação em Economia da Ufrgs e às *gurias* da Secretaria. E também aos meus colegas, especialmente ao Marcelo Eduardo da Silva, que se tornou um grande amigo.

À Capes. Por me permitir a dedicação necessária ao mestrado através da bolsa de estudos que me concedeu.

Ao meu professor e amigo Nuno de Figueiredo Pinto. Pelo incentivo, por ser um modelo extraordinário de economista e uma pessoa notável.

Aos meus pai Ivandré (*in memorian*) e mãe Maria Júlia: vocês me deram o bem mais importante, que vou levar para toda a vida: a educação.

## SUMÁRIO

RESUMO.....	9
ABSTRACT .....	10
INTRODUÇÃO .....	11
1 MODELOS DE DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO DE EQUILÍBRIO.....	15
1.1 ABORDAGEM DA PARIDADE DO PODER DE COMPRA E EXTENSÕES.....	18
1.2 MODELOS ESTRUTURAIS I – ELASTICIDADES E EQUILÍBRIO PARCIAL.....	25
1.3 MODELOS ESTRUTURAIS II – ABORDAGENS DE EQUILÍBRIO GERAL.....	32
1.3.1 ABORDAGENS DE PAÍS GRANDE.....	34
1.3.2 ABORDAGENS DE ECONOMIAS EM DESENVOLVIMENTO.....	44
2 ESTIMATIVAS E OUTRAS APLICAÇÕES DE MODELOS DE TAXA DE CÂMBIO DE EQUILÍBRIO.....	61
2.1 UM EXAME DE DIFERENTES MODELOS E METODOLOGIAS PARA O CÁLCULO DA TAXA DE CÂMBIO REAL DE EQUILÍBRIO.....	62
2.2 ALGUNS RESULTADOS DE APLICAÇÕES DE MODELOS DE TAXA DE CÂMBIO REAL DE EQUILÍBRIO AO BRASIL.....	77
3 O CÂMBIO DE EQUILÍBRIO DO BRASIL: 1984-2000.....	95
3.1 A EVOLUÇÃO RECENTE DA ECONOMIA BRASILEIRA.....	95
3.1.1 POLÍTICA CAMBIAL NO PERÍODO PRÉ-REAL.....	96
3.1.2 POLÍTICA CAMBIAL NO PERÍODO PÓS-REAL.....	99
3.1.3 O BALANÇO DE PAGAMENTOS.....	102
3.1.4 A POLÍTICA ECONÔMICA DOMÉSTICA.....	105
3.2 UM MODELO TEÓRICO PARA AVALIAR A TAXA DE CÂMBIO REAL DE EQUILÍBRIO DO BRASIL.....	107
3.3 MODELAGEM ECONOMETRICA.....	113
3.3.1 COINTEGRAÇÃO E MECANISMO DE CORREÇÃO DE ERROS.....	113
3.3.2 METODOLOGIAS PARA OBSERVAR COINTEGRAÇÃO.....	114
3.4 DADOS UTILIZADOS.....	116
3.5 RESULTADOS EMPÍRICOS.....	121
3.6 CÁLCULO DA TAXA DE CÂMBIO REAL DE EQUILÍBRIO DO BRASIL.....	134
3.6.1 MENSURAÇÃO E ANÁLISE DOS DESVIOS DO CÂMBIO REAL.....	135
3.6.2 CÁLCULO SOB METODOLOGIAS ALTERNATIVAS.....	144
CONCLUSÃO.....	146
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	150
ANEXO A TESTES PARA A ESTIMAÇÃO POR ENGLE E GRANGER.....	157

## LISTA DE TABELAS

TABELA 2.1 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO ERRO DE UM CHOQUE SOBRE A RER (EM % DA VARIÂNCIA EXPLICADA DO ERRO NOS PERÍODOS À FRENTE). .....	84
TABELA 2.2 - REGRESSÕES DE COINTEGRAÇÃO PARA AS 3 MEDIDAS DE TAXA DE CÂMBIO REAL. DADOS ANUAIS: 1964-1995. ....	86
TABELA 2.3 - MODELOS DE CORREÇÃO DE ERROS PARA AS 3 MEDIDAS DE TAXA DE CÂMBIO REAL. DADOS ANUAIS: 1964-1995. ....	87
TABELA 2.4 - DESALINHAMENTOS DA TAXA DE CÂMBIO REAL ANTE O SEU NÍVEL CALCULADO DE EQUILÍBRIO, EM %. ....	89
TABELA 2.5 - COEFICIENTES DE CURTO E LONGO PRAZOS PARA A TCRE FUNDAMENTAL DO BRASIL - ARDL (1,0,0,1) - VARIÁVEL DEPENDENTE: SALDO COMERCIAL. ....	92
TABELA 2.6 - COEFICIENTES DE CURTO E LONGO PRAZOS PARA A TCRE ESTRUTURAL DO BRASIL - ARDL (2,0,0,0). VARIÁVEL DEPENDENTE: TAXA DE CÂMBIO REAL.....	93
TABELA 2.7 – MODELO DE CORREÇÃO DE ERRO (ECM) PARA A TCRE ESTRUTURAL DO BRASIL - ARDL/ECM (2,0,0,0). VARIÁVEL DEPENDENTE: PRIMEIRA DIFERENÇA DA TAXA DE CÂMBIO REAL. ....	94
TABELA 3.1 - BANDAS CAMBIAIS LARGAS (R\$/US\$) - BRASIL: 1995-98. ....	100
TABELA 3.2 – RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA <i>AUGMENTED DICKY-FULLER</i> (ADF) E PHILLIPS-PERRON (PP) E ORDEM DE INTEGRAÇÃO DAS VARIÁVEIS DO MODELO. ....	123
TABELA 3.3 – TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA DE JOHANSEN – RESULTADOS DO <i>SOFTWARE</i> ECONOMÉTRICO <i>EViews</i> . ....	124
TABELA 3.4 - COEFICIENTES DE LONGO PRAZO PARA A TCRE DO BRASIL OBTIDOS POR ENGLE E GRANGER E JOHANSEN. VARIÁVEL DEPENDENTE: TAXA DE CÂMBIO REAL. ....	125
TABELA 3.5 - COEFICIENTES DE CURTO PRAZO PARA O MECANISMO DE CORREÇÃO DE ERROS DO CÁLCULO DA TCRE DO BRASIL DOS VETORES DE COINTEGRAÇÃO ALTERNATIVOS. ....	131
TABELA 3.6 - VELOCIDADE DE AJUSTAMENTO DA TAXA DE CÂMBIO REAL AOS FUNDAMENTOS CALCULADA COM O COEFICIENTE DE AJUSTAMENTO DE 0,37077 (TABELA 3.4)...	133
TABELA 3.7 - TAXA DE CÂMBIO REAL DE EQUILÍBRIO (TCRE) ESTIMADA PARA O BRASIL (1984-2000). ....	136
TABELA A.1 - RESULTADOS DOS TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER PARA OS FUNDAMENTOS ANTE A TAXA DE CÂMBIO REAL - 4 DEFASAGENS (1 ANO). ....	157
TABELA A.2 - RESULTADOS DOS TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER PARA OS FUNDAMENTOS ANTE A TAXA DE CÂMBIO REAL - 8 DEFASAGENS (2 ANOS). ....	157

TABELA A.3 - RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA <i>AUGMENTED DICKEY-FULLER</i> , COM CONSTANTE, PARA A SÉRIE DOS RESÍDUOS DA ESTIMAÇÃO POR ENGLE E GRANGER.....	158
TABELA A.4 - RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA <i>AUGMENTED DICKEY-FULLER</i> , COM CONSTANTE E TENDÊNCIA, PARA A SÉRIE DOS RESÍDUOS DA ESTIMAÇÃO POR ENGLE E GRANGER. ....	158
TABELA A.5 - RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA <i>AUGMENTED DICKEY-FULLER</i> , SEM CONSTANTE E TENDÊNCIA, PARA A SÉRIE DOS RESÍDUOS DA ESTIMAÇÃO POR ENGLE E GRANGER. ....	159
TABELA A.6 - RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA <i>PHILLIPS-PERRON</i> , SEM CONSTANTE E TENDÊNCIA, PARA A SÉRIE DOS RESÍDUOS DA ESTIMAÇÃO POR ENGLE E GRANGER. ....	159

## LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1.1 – EFEITOS DE HISTERESE SOBRE O AJUSTAMENTO DO CÂMBIO REAL. ....	31
FIGURA 1.2 - DETERMINAÇÃO DA NATREX E DA TAXA DE JUROS REAL DE LONGO PRAZO. .....	41
FIGURA 1.3 – CONVERGÊNCIA DOS ESTOQUES DE CAPITAL E DÍVIDA AOS VALORES DE <i>STEADY-STATE</i> . ....	44
FIGURA 1.4 – DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO REAL DE EQUILÍBRIO (LONGO PRAZO).56	
FIGURA 3.1 – BRASIL: TAXA DE CÂMBIO NOMINAL (JUN/1994) E BALANÇO DE PAGAMENTOS (1984-2000). ....	99
FIGURA 3.2 – BRASIL: DECOMPOSIÇÃO DO BALANÇO DE PAGAMENTOS (1984-2000). ...	102
FIGURA 3.3 – BRASIL: PRODUÇÃO INDUSTRIAL, JUROS REAIS, TAXA DE DESEMPREGO E RESULTADO FISCAL (1984-2000). ....	104
FIGURA 3.4 – GRÁFICOS DA TAXA DE CÂMBIO REAL. ....	117
FIGURA 3.5 – GRÁFICOS DA TAXA DO GRAU DE ABERTURA. ....	117
FIGURA 3.6 – GRÁFICOS DO GASTO DO GOVERNO. ....	118
FIGURA 3.7 – GRÁFICOS DO PAGAMENTO DE JUROS INTERNACIONAIS. ....	118
FIGURA 3.8 – GRÁFICOS DA PRODUTIVIDADE. ....	119
FIGURA 3.9 – GRÁFICOS DOS TERMOS DE TROCA. ....	119
FIGURA 3.10 – GRÁFICOS DO DIFERENCIAL ENTRE AS TAXAS DE JUROS DOMÉSTICA E EXTERNA. ....	120
FIGURA 3.11 – GRÁFICOS DO MULTIPLICADOR MONETÁRIO. ....	120
FIGURA 3.12 – TAXA DE CÂMBIO (EM LOGARITMO): SÉRIE ORIGINAL, SÉRIE ESTIMADA PELO PROCEDIMENTO DE JOHANSEN (COEFICIENTES DE LONGO PRAZO) E ERRO DE ESTIMAÇÃO. ....	127
FIGURA 3.13 – TAXA DE CÂMBIO (EM LOGARITMO): SÉRIE ORIGINAL, SÉRIE ESTIMADA PELOS PROCEDIMENTOS DE ENGLE E GRANGER E JOHANSEN (ALTERNATIVO) E ERRO DE ESTIMAÇÃO. ....	130
FIGURA 3.14 – VELOCIDADE DE AJUSTAMENTO DA TAXA DE CÂMBIO REAL AO SEU NÍVEL DE EQUILÍBRIO SEGUNDO ESTIMAÇÕES ALTERNATIVAS. ....	133
FIGURA 3.15 – TAXA DE CÂMBIO REAL (RER) DE EQUILÍBRIO ESTIMADA, TAXA DE CÂMBIO REAL (ÍNDICES) E VALORIZAÇÃO ESTIMADA (EM %) PELO PROCEDIMENTO DE JOHANSEN. BRASIL: 1984-2000. ....	137
FIGURA 3.16 – TAXA DE DESEMPREGO E NAIRU. BRASIL (1984-1998). ....	141
FIGURA 3.17 – RELAÇÃO ENTRE SALDO EM TRANSAÇÕES CORRENTES E INVESTIMENTO DIRETO COMO MENSURAÇÃO DO EQUILÍBRIO EXTERNO BRASILEIRO (1984-2000).142	
FIGURA 3.18 – VALORIZAÇÃO ESTIMADA (EM %) SOB PROCEDIMENTOS ALTERNATIVOS. BRASIL: 1984-2000. ....	144

## LISTA DE QUADROS

QUADRO 2.1 – ESTUDOS EMPÍRICOS SOBRE TCRE POR DIVERSOS MODELOS E METODOLOGIAS EM DIFERENTES PAÍSES. ( <i>CONTINUA...</i> ) .....	64
QUADRO 2.1 – ESTUDOS EMPÍRICOS SOBRE TCRE POR DIVERSOS MODELOS E METODOLOGIAS EM DIFERENTES PAÍSES. ( <i>FINAL</i> ) .....	71
QUADRO 2.2 – SUMÁRIO DOS RESULTADOS DA ANÁLISE GENERALIZADA DE RESPOSTAS A IMPULSOS DA RER ANTE CHOQUES EM VARIÁVEIS INDEPENDENTES.....	83
QUADRO 3.1 – CORRELAÇÃO ENTRE ESTIMAÇÕES ALTERNATIVAS PARA A TCRE.....	145



## RESUMO

Esta dissertação de mestrado procura contribuir no debate sobre o desalinhamento cambial no Brasil, principalmente no período pós 1994. Para tanto, são apresentadas, respectivamente, revisões bibliográficas acerca de diferentes modelos de taxa de câmbio de equilíbrio e de diversas estimativas desta, a partir de modelos analíticos e metodologias econométricas diferentes. São analisadas, também, taxas de câmbio de equilíbrio estimadas para o Brasil por diversos autores. Por fim, é realizada uma estimativa para a taxa de câmbio real de equilíbrio para a economia brasileira para o período 1984-2000. Foi utilizado um modelo baseado em Montiel (1999), próprio para economias em desenvolvimento, estimado com dados trimestrais. As estimativas são feitas a partir dos coeficientes de longo prazo de um modelo de cointegração, onde as variáveis são transformadas pelo filtro de Hodrick-Prescott para que sejam obtidos os seus valores permanentes. Os resultados indicam que a evolução dos fundamentos da economia gerou uma tendência de redução do desalinhamento cambial no período pós 1994. Além disso, o coeficiente de correção de erros estimado foi compatível com o comportamento da taxa de câmbio após a liberalização do mercado de câmbio de janeiro de 1999.

## **ABSTRACT**

The present master dissertation aims at contributing towards the debate over exchange rate misalignment in Brazil, with special regard to the period after 1994. To reach this objective, the present dissertation reviews in the first and second chapters some representative models used to estimate equilibrium exchange rates and several estimations of them for a large amount of countries. It is also emphasized some results for equilibrium exchange estimations for Brazil. In the third chapter it is estimated an equilibrium exchange rate calculation for the Brazilian economy for the 1984-2000 period. A model based on Montiel (1999), which is adequate for developing economies, is estimated by means of quarterly data. The estimates are made from long-run coefficients for a cointegrating model, in which variables are transformed by Hodrick-Prescott filter so that is possible to extract their permanent values. The results indicate that the evolution of fundamentals gave rise to a tendency towards the reduction of exchange rate misalignment after 1994. In addition, the estimated coefficient of error correction was compatible with the exchange rate behavior after the exchange market liberalization in January 1999.

## INTRODUÇÃO

O início dos anos 90 foi marcado pela abertura comercial e redução dos controles sobre os mercados de capitais realizada por diversos países em desenvolvimento, dentre os quais o Brasil. Em um cenário de maior liberdade de transações entre países, a taxa de câmbio se torna um dos principais preços da economia.

Em uma análise geral, a determinação de fluxos reais (transações de bens) e financeiros (recursos monetários de curto e longo prazos – portfólio e investimentos diretos, respectivamente, entre outros) na economia mundial se relaciona com a segurança com a qual os agentes econômicos podem transacionar, dadas as posições atual e esperada do valor da moeda dos países. A difícil previsibilidade da dinâmica das taxas de câmbio – no curto e longo prazos – fez com que surgissem diversos arranjos monetários para controle das flutuações das taxas de câmbio há mais de um século, tais como o padrão-ouro, o sistema de Bretton Woods e, contemporaneamente, a busca de sistemas monetários unificados entre blocos econômicos, conforme o arcabouço teórico das áreas monetárias ótimas de Mundell (1961).

A tendência pós Bretton Woods – acumulação de passivos externos e volatilidade dos termos de intercâmbio – trouxe novos tipos de arranjos cambiais, derivados dos regimes de câmbio fixo frente a uma moeda (ou uma cesta de moedas) considerada relevante para as relações internacionais do país em questão. Todavia, há uma vasta literatura que demonstra a inconsistência destes regimes no médio e longo prazos<sup>1</sup>, que se mostraram, como os anteriores, insustentáveis.

Em termos de economias em desenvolvimento, alguns regimes cambiais

---

<sup>1</sup>Por exemplo, De Grauwe (1996).

mais radicais, tais como o de paridade unilateral fixa (por intervenção do Banco Central em uma faixa estreita de variação da taxa de mercado), o de *crawling peg*, o de bandas cambiais ou o de *currency board*, foram adotados no sentido de tornar a taxa de câmbio uma “âncora” para evitar explosões inflacionárias e dar maior credibilidade a política econômica dos governos. Todavia, desconsiderando-se o sucesso da estabilização dos preços (a maioria, apenas no curto prazo), tais regimes apresentaram efeitos colaterais, como a acumulação de passivos externos, armadilhas competitivas (câmbio sobrevalorizado) e ataques especulativos, pela crença de que as taxas administradas não permitiam uma correção no sentido de atingir níveis condizentes com o equilíbrio macroeconômico consistente.

Neste contexto se insere a taxa de câmbio real de equilíbrio (TCRE). Nurkse (1945) foi pioneiro na definição do conceito da TCRE, assumindo que esta é a taxa que equilibra o balanço de pagamentos sem a presença de controles artificiais sobre os fluxos de comércio ao nível de pleno emprego. Em Williamson (1994), são apresentadas adaptações deste conceito, incorporando desde efeitos de controles de capital por restrição externa até de fundamentos das economias desenvolvidas e em desenvolvimento. Para ele, a taxa de equilíbrio baseada nos fundamentos é associada aos níveis existentes de produto, fluxos de capital e da própria taxa de mercado. Por outro lado, Bayoumi et al. (1994) define a TCRE como a taxa de câmbio real consistente com um conjunto desejável de objetivos macroeconômicos, chamando-a de taxa de câmbio de equilíbrio desejável. Stein (1994) sugere que a taxa de câmbio de equilíbrio é determinada pela taxa de mercado que prevaleceria caso fatores especulativos e cíclicos fossem eliminados, dada uma taxa de desemprego em seu nível natural. Edwards (1994) e Elbadawi (1994) conceituam-na como a taxa de equilíbrio que responde aos fatores exógenos quando as variáveis de política econômica seguem trajetórias sustentáveis.

Partindo da concepção clássica de Cassel (1922) de Paridade do Poder de Compra (PPC) – que indica a necessidade de flutuação das taxas nominais de câmbio no sentido manter a relação entre os preços medidos em termos de moedas estrangeiras –, Black (1994) aponta para uma maior consistência de um conceito de

TCRE suficientemente flexível para incorporar os fatores reais que afetam as posições externa e interna de uma economia. Ou seja, segundo esta visão, advoga-se que uma PPC válida para o equilíbrio de longo prazo deve ser variável no tempo, tanto para absorver choques nos termos de intercâmbio, fatores cíclicos e sazonais, quanto para os determinados exogenamente. Todos estes observados como quebras estruturais, e não movimentos ocasionais nos fundamentos – ou seja, não podendo ser ajustados via mudança de preços relativos. Todos esses conceitos serão relacionados em termos analíticos no capítulo 1 e serão revistas algumas aplicações empíricas para diversos países, com ênfase no Brasil, no segundo capítulo.

No início dos anos 80, quando os mercados mundiais de capital ainda refletiam a Segunda Crise do Petróleo de 1979, Krueger (1983) salientava que a existência de mercados paralelos de câmbio e a necessidade de alguns países promoverem desvalorizações era um claro sinal de que havia recorrentemente uma má precificação das moedas estrangeiras, especialmente nos países em desenvolvimento. A autora ainda destaca que, apesar do crescente do consenso acerca da necessidade de medir um câmbio de equilíbrio, havia muitas divergências teóricas quanto à forma de calculá-lo<sup>2</sup>.

Trabalhos mais recentes mostram a crescente importância do desenvolvimento deste tema. Em De Grauwe (1994), é analisada a importante relação entre a TCRE e a unificação monetária: o problema do último alinhamento das taxas de câmbio entre as moedas, relacionada à questão do comportamento do câmbio real no longo prazo. Aparentemente, o caso do colapso do Sistema Monetário Europeu em 1992-93 se originou, dentre outros fatores, da especulação contra a libra esterlina, particularmente. Em Isard (1995) e Wadhvani (1999), são apresentadas algumas evidências de que houve a percepção por parte do mercado de que a moeda inglesa, que havia entrado no SME em outubro de 1990, estava fora de seu nível de equilíbrio, e suas margens de flutuação não permitiriam que aquele fosse atingido até o momento da adoção do Euro.

---

<sup>2</sup>Segundo Krueger (1983), a taxa de equilíbrio seria a que vigorasse no mercado no caso da ausência completa de quaisquer formas de controles de capital, similarmente a Stein (1994).

O cálculo da TCRE é, portanto, uma medida para política econômica evitar problemas com alto custo de ajustamento, tal como a *dutch disease*<sup>3</sup>, apresentada por Edwards (1988). Segundo Black (1994), desalinhamentos entre o câmbio real e seu nível de equilíbrio podem gerar problemas macroeconômicos que tanto afetam as variáveis internas (absorção, emprego, competitividade, inflação e geram protecionismo, entre outros), quanto implicam altos custos de proteção ante ataques especulativos.

O terceiro capítulo, que constitui a principal contribuição desta dissertação, buscará estimar a taxa de câmbio de equilíbrio do Brasil para um período que compreenda desde o choque da dívida externa, passando pelos planos de estabilização econômica das décadas de 80 e 90. Maior ênfase será dada no período pós Plano Real, até a liberalização do mercado cambial de janeiro de 1999, mensurando os desalinhamentos entre a taxa de câmbio real e a TCRE. A partir disso, buscar-se-á analisar quais os períodos e as causas dos desalinhamentos cambiais, de acordo com as políticas econômicas vigentes à época e a sinalização proposta pelos fundamentos da economia. Também será discutida a questão da valorização cambial a partir de meados de 1994 e a sua dinâmica.

O presente trabalho não pretende desenvolver um argumento definitivo sobre a TCRE e a posição cambial brasileira no tempo, apenas contribuir para o debate que cresce tanto quanto a mobilidade de bens, serviços e capitais no mundo.

Vale, por fim, ressaltar que a estimação da TCRE nem sempre é um fim por si só. Há uma grande diversidade de objetivos para os quais ela é instrumento, como em modelos de metas de inflação (nos quais ela serve de âncora para valores futuros da taxa de câmbio), em modelos de crescimento econômico, outros de avaliação de consistência da política econômica doméstica ou como *proxy* de competitividade. Existe, portanto, um escopo de interesse bastante superior ao ora proposto.

---

<sup>3</sup>Por exemplo, choques positivos nos termos de troca de um setor exportador específico baseado em recursos naturais (como o café), podem gerar perda de competitividade em setores manufatureiros e, conseqüentemente, a desindustrialização do país.

# **1 MODELOS DE DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO DE EQUILÍBRIO.**

Toda a teoria moderna acerca dos modelos de determinação da taxa de câmbio de equilíbrio se baseia nos conceitos de Gustav Cassel, nas décadas de 10 e 20, e de Nurkse (1945), que nasceu juntamente às discussões preliminares do sistema de Bretton Woods. Do primeiro, surge a formalização da noção de Paridade do Poder de Compra das moedas (PPC) e do segundo tem-se o conceito que é utilizado alternativamente na literatura econômica e que ressurgiu com maior força na década de 80.

A hipótese da PPC era percebida implicitamente ainda antes de ser formalizada por Cassel, sob influência da Teoria Quantitativa da Moeda. No ano de 1594, conforme citado em Isard (1995), Domingo de Bañez já descrevia ligações entre níveis de preços relativos dentre países e suas taxas de câmbio. Cassel (1922), partindo de hipóteses como esta e considerando ainda somente o lado monetário da economia, colocou a necessidade de flutuação do câmbio nominal como uma forma de compensação ante os diferenciais de inflação denominados em cada moeda.

Com o conceito de Nurkse, por seu turno, passa-se a incorporar a percepção de que há fatores reais que afetam a taxa de câmbio real de uma economia. Todos os conceitos contemporâneos de câmbio de equilíbrio estão nele baseados, ou seja, que a taxa de câmbio real de equilíbrio (TCRE) é aquela que equilibra o balanço de pagamentos (BP) sem que haja restrições artificiais sobre o comércio, com a produção em nível de pleno emprego. Na mesma linha de conceito, porém com interpretação mais ampla (pois desconsidera o equilíbrio interno), Krueger (1983) aponta a TCRE como a que equilibra o mercado quando os controles cambiais são removidos. Claramente, há nestes dois conceitos uma preocupação

diferente da de hoje, quando os capitais se movimentam livremente – com raras exceções – entre os países, tornando-se cada vez mais importante observar os fluxos externos de capital. Modernamente, tem-se incorporado ao conceito mais três características: a eliminação dos fatores cíclicos, o horizonte temporal e a questão da sustentabilidade dos equilíbrios.

Em uma breve descrição analítica, Montiel (1999a) apresenta as principais características deste conceito. A idéia básica é que a qualquer momento do tempo uma economia pode exibir equilíbrio de curto prazo. Isto porque, como as escolhas tomadas pelos agentes em cada mercado individual são condicionalmente ótimas, há contínuas combinações de equilíbrios nos mercados reais e financeiros dado o cenário econômico conjuntural. Todavia, não há garantia de que haja pleno emprego dos fatores, inflação controlada e um nível de conta corrente indefinidamente financiável no tempo, que seriam relacionados à noção de equilíbrio de longo prazo.

A expressão da forma reduzida da taxa de câmbio real  $R(t)$  no curto prazo é dada por (1.1) abaixo:

$$R(t) = F[B(t), X_1(t), X_2(t), X_3(t)], \quad (1.1)$$

onde as variáveis macroeconômicas relevantes são  $B(t)$ , relativas à formação de expectativas de curtíssimo prazo,  $X_1(t)$ , que evoluem endogenamente no tempo e são tomadas como predeterminadas no curto prazo<sup>4</sup>, mesmo sendo afetadas no longo prazo por variáveis exógenas e de política econômica,  $X_2(t)$ , que é o vetor de variáveis de política econômica em termos correntes e futuros (expectativas), e  $X_3(t)$ , que expressa o conjunto dos valores correntes e esperados dos fundamentos da economia.

Desconsiderando-se o “efeito-bolha” causado por  $B(t)$ , pode-se encontrar a TCRE de curto prazo, dada a evolução das demais variáveis no tempo, que é caracterizada por:

---

<sup>4</sup> Tais como o estoque da dívida, a tecnologia, a dotação fatorial e algumas outras afetadas por alta rigidez nos preços, além de outros fatores de ordem institucional.



$$\dot{X}_1(t) = G[0, X_1(t), X_2(t), X_3(t)], \quad (1.2)$$

$$\Delta X_2(t) = X_2(t) + X_2^P, \quad (1.3)$$

$$\Delta X_3(t) = X_3(t) + X_3^P. \quad (1.4)$$

A equação (1.2) mostra que as variáveis endógenas são dependentes de seus próprios valores, mas também são afetadas pela política econômica e pelos fundamentos. Por (1.3) e (1.4), tem-se que  $X_2(t)$  e  $X_3(t)$  independem do estado atual da economia. Estas seguem uma trajetória em torno de valores permanentes ( $X_2^P$  e  $X_3^P$ ). Tais níveis permanentes podem ser interpretados como os valores “sustentáveis” das variáveis, não implicando, entretanto, que esses sejam ao mesmo tempo “desejáveis”.<sup>5</sup> No equilíbrio de *steady-state*, requer-se que  $X_2(t)$  e  $X_3(t)$  estejam em seus níveis permanentes e que  $X_1(t)$  não evolua mais endogenamente, fixando seu patamar em  $X_1^*$ :

$$\dot{X}_1(t) = 0 = G[0, X_1^*, X_2^P, X_3^P]. \quad (1.5)$$

A partir da função implícita definida por (1.5), se pode identificar a TCRE de longo prazo como a taxa de câmbio real determinada pelos valores sustentáveis dos fundamentos e sem que haja desvios na política econômica. Em *steady-state*, não há razão para que esta taxa altere seu valor, até mesmo porque tal série herda as características de seus determinantes, podendo ser expressa, portanto, da seguinte forma:

$$TCRE = F[0, X_1^*(X_2^P, X_3^P), X_2^P, X_3^P] = H[X_2^P, X_3^P], \quad (1.6)$$

sob a qual é determinada inteiramente por  $X_2^P$  e  $X_3^P$ , ou seja, pela política econômica e pelos fundamentos.

Os modelos apresentados neste capítulo se baseiam em uma estrutura conceitual como essa, apesar da grande diversidade de variáveis consideradas em cada um dos conjuntos. Cabe ressaltar que a revisão de tais modelos tem a

pretensão de ser representativa, mas não exaustiva, sendo indicada bibliografia relevante, sempre que possível.

Diante disso, uma última observação diz respeito a possível concorrência entre modelos de PPC e TCRE. Apesar de parte da literatura buscar descartar uma abordagem ou outra, se pode encontrar no mínimo uma forma de uso complementar. Esta é baseada na evidência empírica, que aponta a PPC como uma TCRE de “ultra” longo prazo<sup>6</sup>. Por outro lado, os demais modelos são de avaliação do câmbio de equilíbrio de médio e longo prazos, sendo um melhor guia para a política econômica – se encaixando no escopo deste trabalho –, para a qual o “ultra” longo prazo nem sempre é possível, dado o alto custo econômico de se perseguir uma taxa de câmbio (real) para daqui a décadas.

## **1.1 ABORDAGEM DA PARIDADE DO PODER DE COMPRA E EXTENSÕES.**

Segundo Breuer (1994), Gustav Cassel já deixara explícito na década de 20 que o câmbio medido pela PPC era o câmbio de equilíbrio no sentido que a taxa nominal de câmbio converge àquela em um ambiente econômico de equilíbrio comercial e no qual a especulação cambial, as barreiras comerciais e as intervenções do governo no mercado de câmbio estivessem ausentes.

O poder de compra de uma moeda é medido então pelo recíproco do nível de preços de um país ( $1/P$ ) relativamente ao de outro ( $1/P^*$ ). Tais recíprocos representam o poder interno de compra de uma moeda em seu próprio país, medindo a quantidade de bens que se pode comprar com uma unidade monetária. A PPC é representada na equação (1.7) abaixo:

---

<sup>5</sup> A discussão acerca destes conceitos será realizada mais adiante no presente estudo.

<sup>6</sup> Termo sugerido por Williamson a Breuer (1994), tendo-se em vista seus achados ante a pesquisa realizada em trabalhos empíricos.

$$E_{PPC} = \left[ \frac{(1/P^*)}{(1/P)} \right] = \frac{P}{P^*}, \quad (1.7)$$

onde  $E_{PPC}$  é a taxa de câmbio<sup>7</sup> pela paridade do poder de compra,  $P$  é o nível interno dos preços e  $P^*$  o externo. Neste caso, se tem de imediato a lei do preço único, ou seja, os bens devem ser comercializados ao mesmo preço entre os países quando avaliados na mesma moeda (implicando que  $EP^*$  – o preço externo medido em termos da moeda doméstica – deve ser igual a  $P$  – o preço interno).

A taxa de câmbio real é fundamental na interpretação da PPC. Através da relação expressa em (1.8), onde  $R$  é a taxa de câmbio real, tem-se a distinção entre as formas absoluta e relativa de PPC.

$$R = E_{PPC} \left( \frac{P^*}{P} \right) \quad (1.8)$$

Quando  $R = 1$ , tem-se a PPC em sua forma absoluta, e, quando  $R$  é outra constante qualquer, tem-se a sua forma relativa. Esta última considera a existência de custos associados ao transporte e às transações, além de heterogeneidade relativa entre os bens transacionáveis de cada país e da diferente composição dos índices de preços entre estes. Enfim, ela abrange a possibilidade de que alguns pressupostos da forma absoluta sejam violados, desviando, portanto, a relação do câmbio real de forma permanente, porém invariante no tempo. De qualquer forma, a PPC impõe que a  $E_{PPC}$ , ou seja, a TCRE, seja única ao longo do tempo.

A forma de estimar a relação implicada por esta abordagem se baseia em uma transformação logarítmica de (1.7), à qual é adicionado um termo de erro aleatório:

---

<sup>7</sup> Em todo o trabalho – a não ser quando indicado – a taxa nominal de câmbio é medida pela razão entre a quantidade de moeda do país e uma unidade da moeda estrangeira. Isto significa que se o valor da taxa de câmbio aumenta, a moeda nacional (ou o câmbio) se desvaloriza em relação à estrangeira.

$$e_t = \alpha + \beta_1 p_t + \beta_2 p_t^* + u_t,^8 \quad (1.9)$$

onde  $u_t \sim N(0, \sigma^2)$ . Letras minúsculas representam os logaritmos das respectivas variáveis. Há uma série de tipos de testes que podem ser realizados a partir da transformação dos dados, mas todos se baseiam em variantes de (1.7). Em geral, são testes de estacionaridade e cointegração aplicados sobre a série de câmbio real e dos preços ante o câmbio nominal, respectivamente<sup>9</sup>. Os testes mais rígidos para determinação da TCRE pela abordagem da PPC impõem restrições de simetria e homogeneidade sobre os coeficientes estimados em (1.9). Simetria implica  $\beta_1 = -\beta_2$  e homogeneidade (ou proporcionalidade) restringe a  $\beta_1 = 1$  e  $\beta_2 = -1$ . Cabe notar que, transformando (1.8) para a forma logarítmica e comparando-a com (1.9), o resíduo  $u_t$  representa a taxa de câmbio real, o que implica que quando se testa a estacionaridade do resíduo, está se testando, na verdade, esta propriedade para a taxa de câmbio real<sup>10</sup>.

Breuer (1994), entretanto, ressalta que, mesmo que exista cointegração entre câmbio nominal e níveis doméstico e externo de preços, a interpretação econométrica é de que tais variáveis têm relação de equilíbrio de longo prazo. Todavia, sob o ponto de vista da teoria econômica, não diz nada a respeito da posição destas séries em respeito ao seu equilíbrio dentro de seus próprios mercados. Isto se torna evidente nos casos de hiperinflação, nos quais a hipótese de PPC tende sempre a ser aceita<sup>11</sup>. Outra observação relevante de Isard (1995) é que, pelo fato da taxa de câmbio nominal e dos níveis de preços serem todos endógenos, a abordagem não define uma relação de causalidade, mas sim de equilíbrio (de longo prazo), o que é condizente com a observação anterior.

Apesar disso, MacDonald (1999a) coloca como um “quase” fato estilizado que a correlação entre as taxas de câmbio real e nominal é bastante próxima a um, o

---

<sup>8</sup> Há também a adição de uma constante  $\alpha$  na equação. Sob a forma de PPC absoluta, todavia,  $\alpha = 0$ , e, sob a forma relativa  $\alpha$  é constante.

<sup>9</sup> Para uma visão mais detalhada da PPC, ver Breuer (1994), Froot e Rogoff (1995) e Edwards e Savastano (1999).

<sup>10</sup> Nota-se que o requerimento de estacionaridade da série residual por si só já representa uma forma mais branda de interpretar a PPC do que a absoluta, visto que estacionaridade não implica valor constante.

<sup>11</sup> Breuer (1994), Edwards e Savastano (1999) e Ferreira (1998), entre outros.

que é corroborado por Goldfajn e Valdés (1999), que indicam que há maior probabilidade de que se corrijam os desalinhamentos do câmbio real via ajustes na taxa nominal do que via dolorosas correções nos níveis de preços.

Entretanto, a grande diversidade de restrições impostas pela teoria termina por implicar uma série de críticas à abordagem de PPC. Tanto tais hipóteses restritivas quanto as críticas podem ser encontradas em quase todos os livros-texto de macroeconomia aberta ou de modelagem de taxas de câmbio<sup>12</sup>. Todavia, salientam-se duas críticas importantes para o contexto do presente estudo. Mesmo no longo prazo, existem fatores que afetam a estrutura de formação de preços, e estes atuam de forma diferenciada sobre os setores produtores de bens transacionáveis (T) e não-transacionáveis (NT). Além disso, os países apresentam diferenças, que, mesmo quando mínimas, se acumulam no longo prazo em suas funções de produção, preferências dos consumidores, dotações relativas dos fatores e custos de comércio (Isard, 1995). Há que se considerar também que este grupo de fatores não é estático no tempo, o que terá impactos sobre o comportamento temporal das séries.

Em uma tentativa de “corrigir” a PPC absoluta via compreensão de fatores que mantêm o câmbio afastado do seu nível equilíbrio, MacDonald (1999a, 1999b) expande a abordagem na direção dos fundamentos e de outras possíveis variáveis. Note-se, entretanto, que a abordagem neste caso ainda pode ser considerada como de PPC, visto que o autor busca modelar as fontes de rigidez nominal e de tendência nas taxas de câmbio via implicações sobre diferencial de preços. Os fatores de pressão sobre os preços vão desde o efeito Balassa-Samuelson<sup>13</sup>, até o resultado fiscal do governo, passando pela influência da distância geográfica entre os países. Para se proceder com tal análise, se parte da decomposição da taxa de câmbio real como uma identidade logarítmica de (1.8):

$$q_t \equiv e_t + p_t^* - p_t, \quad (1.10)$$

---

<sup>12</sup> Por exemplo, Pentecost (1993), Rosemberg (1996) e Caves, Frankel e Jones (1999).

<sup>13</sup> Ver Balassa (1964) e Samuelson (1964).

<sup>14</sup> As equações foram alteradas do original, dada a necessidade de ajustá-las à diferente denominação do câmbio nominal.

onde  $q_t$  é o logaritmo da taxa de câmbio real (R). Assume-se, então, que os níveis internos e externos de preços possam ser descritos como uma média ponderada entre os bens T e NT que compõem a cesta de consumo representativa – cujos pesos são dados por  $\alpha$  e  $(1-\alpha)$ , respectivamente, com o asterisco denominando os do país externo:

$$p_t = \alpha_t p_t^T + (1 - \alpha_t) p_t^{NT}, \quad (1.11)$$

$$p_t^* = \alpha_t^* p_t^{T*} + (1 - \alpha_t^*) p_t^{NT*}. \quad (1.11')$$

É feita também uma relação similar a (1.10) para o conjunto dos bens comercializáveis, que tendem a aceitar melhor a lei do preço único pois se sujeitam à arbitragem:

$$q_t^T \equiv e_t + p_t^{T*} - p_t^T. \quad (1.12)$$

Então, substituindo (1.11), (1.11') e (1.12), resolvida para  $e_t$ , em (1.10), tem-se um novo câmbio de equilíbrio (de longo prazo) baseado na PPC:

$$\bar{q}_t = q_t^T + (1 - \alpha_t)(p_t^T - p_t^{NT}) - (1 - \alpha_t^*)(p_t^{T*} - p_t^{NT*}). \quad (1.13)$$

Em (1.13), é possível distinguir três fontes potenciais de variabilidade de longo prazo para a TCRE, que é denotada por  $\bar{q}_t$  (MacDonald, 1999b): a) se os bens comercializáveis não são substitutos perfeitos ou há fatores que introduzem variabilidade sistemática sobre seus preços,  $q_t^T$  não é constante, b) mudanças nos preços relativos dos bens T e NT não só em nível doméstico, mas também em relação ao exterior (geradas por diferenciais de produtividade intersetoriais ou entre os países) e c) variabilidade temporal da composição dos índices de preços. Os dois primeiros itens serão discutidos brevemente, em um esforço teórico de incorporar efeitos do lado real da economia em uma extensão da PPC.

A primeira explicação possível para as tendências de longo prazo da taxa de câmbio real é o efeito Balassa-Samuelson, cuja hipótese básica diz que a taxa nominal de câmbio se ajusta para manter o preço relativo dos bens transacionáveis

constante no tempo. As diferenças de produtividade entre os países podem, portanto, introduzir um viés cambial, pois a produtividade tende a crescer mais concentrada na produção de bens T do que na de NT. O mecanismo de propagação do efeito se relaciona à ligação entre os preços relativos dos dois setores da economia e os salários. Estes, por seu turno, se relacionam positivamente com a produtividade e são também tomados relativamente entre os setores. Como conseqüência, o preço relativo dos bens T crescerá menos no tempo em países com produtividade crescendo a uma velocidade superior neste setor. O câmbio real, portanto, tende a apreciar em países que crescem mais rápido. Em termos da equação (1.13), tem-se que, se a economia doméstica cresce mais rapidamente, então,  $(p_i^T - p_i^{NT}) - (p_i^{T*} - p_i^{NT*}) < 0$  e  $\bar{q}_i < q_i^T$ . Sob esta perspectiva, se a rigidez dos preços explica o comportamento do câmbio real, então  $\bar{q}_i$  e  $q_i^T$  devem cointegrar, sendo estacionária a relação entre os preços relativos. Por outro lado, se o efeito Balassa-Samuelson está correto, então  $q_i^T$  é estacionário, e  $\bar{q}_i$  e  $(p_i^T - p_i^{NT})$  devem cointegrar. Cabe ressaltar que a evidência empírica é favorável à hipótese de preços rígidos e histerese.<sup>15</sup>

A segunda fonte de viés do câmbio de PPC no longo prazo diz respeito à relação entre os bens não-transacionáveis e a demanda. Sob as hipóteses de que não há crescimento viesado da produtividade e de que a elasticidade-renda da demanda é maior que 1, Genberg (1978) demonstrou que há pressão por aumento dos preços dos bens NT quando a renda aumenta. Isto ocorre por força da elevação assimétrica dos gastos nestes bens ante os bens T, via propensão marginal a consumir diferenciada. Este efeito ainda é ampliado, indiretamente, pelo efeito da elevação da receita do governo dado o aumento da renda, sob a hipótese de que os governos tendem a gastar mais em bens NT do que em bens T.

Por estes dois pontos, é possível aproximar os efeitos do diferencial de preços sobre a taxa real de câmbio como uma relação negativa – no sentido de pressionar por valorização da moeda – da produtividade e do viés de demanda pelos

---

<sup>15</sup> Ver MacDonald (1999a).

bens NT.

Outro fator, refletindo agora efeitos diretos sobre os preços dos bens T, diz respeito à relação entre poupança-investimento e a taxa de câmbio real. Como ressalta MacDonald (1999b), essa seria o principal preço relativo que determina os componentes de bens e serviços não-fatores da conta corrente do balanço de pagamentos. Entretanto, a conta corrente como um todo é afetada diretamente pela relação poupança-investimento<sup>16</sup>. O componente de maior peso e maior volatilidade de curto e médio prazos na poupança é o resultado fiscal, ou poupança do governo, e é justamente este fator que terá maior influência sobre os preços relativos reais do setor de T. Especificamente em relação às economias em desenvolvimento, reformas no sentido de eliminar déficits fiscais tenderiam a um resultado no curto e médio prazos: a elevação da poupança agregada implicaria redução das taxas de juros e geraria um efeito *crowding in* pela necessidade de se manter a igualdade entre oferta e demanda agregados, tendendo a depreciar o câmbio.

Ao se basear na inexistência de perfeita substituição entre os bens T, pode-se ainda apontar como fonte de divergência do câmbio real no longo prazo os choques que afetam assimetricamente os termos de intercâmbio entre os países. Talvez o melhor exemplo seja o dado por MacDonald (1999b), que observa que países importadores de petróleo apresentam relação positiva entre o preço deste e o câmbio real – no sentido de quando os preços do petróleo aumentam, o câmbio tende a se depreciar, tendo-se em vista a necessidade de melhorar a balança comercial ante este choque adverso.

Sumariamente, esta pode ser uma descrição das linhas gerais de como a PPC pode ser utilizada como estimativa da TCRE. Todavia, à primeira vista, as restrições impostas pela teoria parecem tornar bastante difícil a aceitação de que esta abordagem dê uma boa estimativa do câmbio de equilíbrio. Neste sentido, as extensões apresentadas nesta seção buscam muito mais modelar o comportamento da taxa de câmbio real do que encontrar seu nível de equilíbrio em um horizonte

---

<sup>16</sup> Ver Faruquee, Isard e Masson (1999) para uma modelagem baseada nesta relação.



temporal relevante. Tal exercício gera estimativas de uma BEER (*behavioral equilibrium exchange rate*)<sup>17</sup>. Todavia, se pode levantar a controvérsia de que o cálculo da TCRE não implica apenas encontrar fatores que dinamizam o comportamento do câmbio real, mas também aferir quais os níveis destes fatores que tornam uma taxa de câmbio ótima nos sentidos macro e microeconômico do conceito.

Como os resultados empíricos<sup>18</sup> mostram que a velocidade de reversão à média do câmbio (que seria a  $E_{PPC}$ ) é, via de regra, muito lenta, chegando até 70 anos, a PPC só se confirmaria no “ultra” longo prazo e em termos da hipótese relativa. Segundo tal evidência empírica – baseada principalmente em mecanismos de correção de erros (ECM) –, este seria o período necessário para que os choques monetários se exaurissem e que os choques reais – entre positivos e negativos – se anulassem (Breuer, 1994). Sob o objetivo deste trabalho, isto se torna um problema, dado que tal horizonte muito alongado de tempo não é o mais relevante para a política econômica.

## **1.2 MODELOS ESTRUTURAIS I – ELASTICIDADES E EQUILÍBRIO PARCIAL.**

A alternativa natural à hipótese de PPC é a observação do comportamento macroeconômico do país para que se realize inferências acerca do alinhamento implícito da taxa de câmbio real com seu nível de equilíbrio – que é uma variável não observável. Uma das abordagens baseadas neste tipo de avaliação de TCRE é a que observa o “equilíbrio macroeconômico subjacente”, sendo descrita em Artis e Taylor (1993) e Bayoumi *et al.* (1994). Esta é definida como a taxa de câmbio efetiva real consistente com o equilíbrio macroeconômico interno e externo de médio prazo

---

<sup>17</sup> Conforme Clark e MacDonald (1999, 2000), que utilizam relação similar à descrita a partir da paridade de juros à descoberto. Na seção 1.3.1 será examinado outro tipo de modelagem da TCRE que pode ser classificada como uma abordagem BEER.

<sup>18</sup> Ver nota de rodapé 6.

e é apresentada sob a denominação de DEER (*desired equilibrium exchange rate*), cujo conceito é discutido a seguir.

Por DEER, Bayoumi *et al.* (1994) estendem o conceito de FEER (*fundamental equilibrium exchange rate*), abordado pioneiramente em Williamson (1985)<sup>19</sup>, o qual, segundo os autores, é mais apropriado ao longo prazo, quando todos os fatores de influência da economia (choques) sobre o câmbio já esgotaram seus efeitos. Tal extensão se dá no sentido de incorporar explicitamente metas macroeconômicas desejáveis ao conjunto de fatores que determinam o câmbio de equilíbrio (por isso o termo “desejável” cunhado na denominação). A noção de médio prazo está ligada ao período de tempo requerido para que o produto efetivo convirja para o potencial e para que alterações na competitividade se reflitam no comércio internacional (entre 4 e 6 anos). O equilíbrio macroeconômico interno é dado pelo nível produção de pleno emprego dos fatores e o externo é dado pela manutenção da conta corrente em um patamar sustentável.

A definição de “sustentabilidade” da conta corrente é a chave do caráter normativo da abordagem. Esta é “calculada a partir da diferença entre os níveis desejáveis de poupança e investimento” (Bayoumi *et al.*, 1994, p. 23) a partir da identidade macroeconômica  $CC = S - I$  (onde CC é a conta corrente, S é a poupança agregada e I é o investimento agregado). Também é levada em conta para tal definição a adequação da relação entre a acumulação de dívida externa e o nível de reservas internacionais.

Como em países grandes<sup>20</sup> a transição dos níveis atuais de produto e de conta corrente para tais níveis desejáveis e sustentáveis refletem alterações dos parâmetros da economia para os demais, os cálculos de DEER devem ser feitos a partir de modelos macroeconômicos computáveis dinâmicos entre os países (como o Multimod, utilizado pelo Fundo Monetário Internacional – FMI). Todavia, para países pequenos, o peso internacional de suas decisões econômicas é muito baixo,

---

<sup>19</sup> O conceito de FEER será melhor examinado na seção 1.3.

<sup>20</sup> No sentido da macroeconomia aberta, isto é, países que afetam condições reais e financeiras mundiais a partir de ações domésticas.

consistindo tal modelo de um cálculo de equilíbrio parcial a partir de estática comparativa (Wren-Lewis, 1992). Sob esta hipótese, além da condição de que os fatores que afetam a conta corrente no médio prazo sejam os mesmos e tenham os mesmos efeitos sobre a balança comercial, pode-se dar forma à estrutura analítica do modelo a partir da modelagem padrão da balança comercial (utilizada, por exemplo, em Krugman, 1989).

Os volumes exportado ( $x$ ) e importado ( $m$ ) – em termos da moeda doméstica – dependem positivamente da renda externa ( $y_F$ ) e interna ( $y$ ), respectivamente, além da taxa de câmbio real ( $R$ )<sup>21</sup>, que tem relação positiva com o primeiro e negativa com o segundo, conforme as equações abaixo:

$$x = x(y_F, R), \quad (1.14)$$

$$m = m(y, R). \quad (1.15)$$

A partir de (1.14) e (1.15), pode-se escrever a balança comercial em termos da moeda doméstica ( $B$ ) como (1.16) e em termos do produto doméstico ( $b$ ) como (1.17):

$$B = (p \cdot x) - (E \cdot p_F \cdot m) = p[x - R \cdot m]. \quad (1.16)$$

$$b = x - R \cdot m. \quad (1.17)$$

Então, diferenciando-se (1.17) e considerando  $\zeta_x$  e  $\zeta_m$  as elasticidades-renda das demandas por exportação e importação e  $\varepsilon_x$  e  $\varepsilon_m$  as respectivas elasticidades-preço, tem-se a seguinte relação.

$$\frac{db}{dt} = x \left[ \zeta_x \cdot \left( \frac{dy_F}{dt} \cdot \frac{1}{y_F} \right) + \varepsilon_x \cdot \left( \frac{dR}{dt} \cdot \frac{1}{R} \right) \right] - R \cdot m \left[ \zeta_m \cdot \left( \frac{dy}{dt} \cdot \frac{1}{y} \right) + (1 - \varepsilon_m) \cdot \left( \frac{dR}{dt} \cdot \frac{1}{R} \right) \right] \quad (1.18)$$

A equação (1.18) mede os efeitos das variações nas rendas externa e interna e da taxa de câmbio sobre a balança comercial – e, por hipótese, também sobre a conta corrente. Esta equação é a base do cálculo da DEER, visto que a

---

<sup>21</sup> De forma similar à equação (2), mas para fins de notação é repetida aqui:  $R = E \cdot (p_F/p)$ , onde  $E$  é a taxa nominal de câmbio e  $p_F$  e  $p$  são os índices externo e doméstico de preços, respectivamente.

relação por ela implicada é uma função como a que segue, já redefinida para a conta corrente.

$$CC = CC(y, y_F, R) \quad (1.19)$$

Desta forma, pode-se reduzir para três o número de elasticidades necessárias para o cálculo em termos da conta corrente: elasticidades-renda doméstica e externa e elasticidade-preço<sup>22</sup>. Tendo-se, desde já, um nível de CC desejável (denotado por  $CC^*$ ) e os níveis de produto de pleno emprego doméstico ( $y^*$ ) e externo ( $y_F^*$ ), é possível definir:

$$CC^* = CC(y^*, y_F^*, R^*), \quad (1.19')$$

onde  $R^*$  nada mais é o que a DEER. Partindo-se, então, dos valores atuais de  $CC$ ,  $y$ ,  $y_F$  e  $R$ , pode-se calcular implicitamente a variação necessária em  $R$  (e conseqüentemente DEER) implicada pelo deslocamento da economia em direção a  $y^*$ ,  $y_F^*$  e  $CC^*$ . Como em (1.19) e (1.19') supõe-se que o produto efetivo converge para o potencial naturalmente, tem-se um instrumento,  $R$ , para um objetivo,  $CC^*$ .

Pode-se considerar que uma série de efeitos de outras variáveis sobre a DEER já se incluem de forma implícita no modelo. Tomando-se como exemplo a política fiscal, encontra-se baixo poder explicativo individual sobre a conta corrente para níveis de  $y^*$ ,  $y_F^*$  e  $CC^*$  dados, visto que já se contabilizam – mesmo que de forma subjetiva – as alterações em relação à convergência ao produto potencial e à pressão sobre a taxa de câmbio. Todavia, caso se deseje incluir tal variável no cálculo da DEER, basta contabilizar a propensão marginal a importar do governo (diferente da do consumidor) em (1.19), implicando leve alteração na estrutura analítica em (1.18).

O modelo identifica a magnitude da conta de capitais (CK) via conta corrente desejável implícita no modelo (onde supõe-se que  $CC \equiv -CK$ ). Clark e

---

<sup>22</sup> A taxa de câmbio real desempenha papel de preço relativo entre a economia doméstica e externa. As elasticidades podem ser facilmente obtidas através da estimação das equações padrão de comércio exterior.

MacDonald (1999) discute a possível exogeneidade de CK via estimativas de fluxos líquidos sustentáveis de capitais. Isso visa eliminar a ausência da discussão teórica de CK, que ficaria condicionada ao fluxo “desejável” em CC – o que torna o cálculo da DEER recursivo: a CC determina CK, sem que haja *feedback* da segunda sobre a primeira. Como a poupança e o investimento independem do câmbio, não é permitido que mudanças na preferência por ativos, por exemplo, alterem a TCRE no médio prazo e afete a posição da CC (e da CC\*).

Todavia, há tentativas de incorporar informações relativas aos fluxos de capital no comportamento do câmbio real. Em uma modelagem abordada por Montiel (1999a), a equação (1.19) da CC é modificada para expressar o fluxo de pagamentos (ou recebimentos) de juros referentes à acumulação de dívida:

$$CC = RB(y, y_F, R) + r \cdot D, \quad (1.20)$$

onde  $r$  é a taxa efetiva de juros sobre o montante total da dívida externa ( $D$ ), sendo  $r \cdot D$  o valor do fluxo dos juros, e  $RB$  indica a relação do balanço de recursos da CC. Desta forma, o fator relevante para a determinação da DEER passa a ser justamente esta última, cujo valor “desejável” é dado exogenamente, não dependendo apenas da meta em CC, mas também da consideração deste fluxo de juros:

$$RB^* = CC^* - r \cdot D, \quad (1.21)$$

e a DEER ( $R^*$ ) é calculada implicitamente, também conforme (1.19'), em (1.22).

$$RB^* = RB(y^*, y_F^*, R^*). \quad (1.22)$$

Havendo a possibilidade de considerar-se o estoque de dívida, Bayoumi *et al.* (1994) apontam para a possibilidade de histerese na trajetória do câmbio real em direção a DEER, visto que as condições iniciais do sistema (endividamento) terminam por afetar o seu nível de equilíbrio. Para compreender como a histerese ocorre, supõe-se ilustrativamente que o câmbio real está em seu nível desejado ( $R = R^*$ ), assim como a meta externa está satisfeita ( $CC = CC^*$ ), dado o produto em nível potencial, conforme o ponto A da Figura 1.1. Nesta, a relação entre câmbio real e nível de produto denotada por CC é positivamente inclinada visto que, para cada

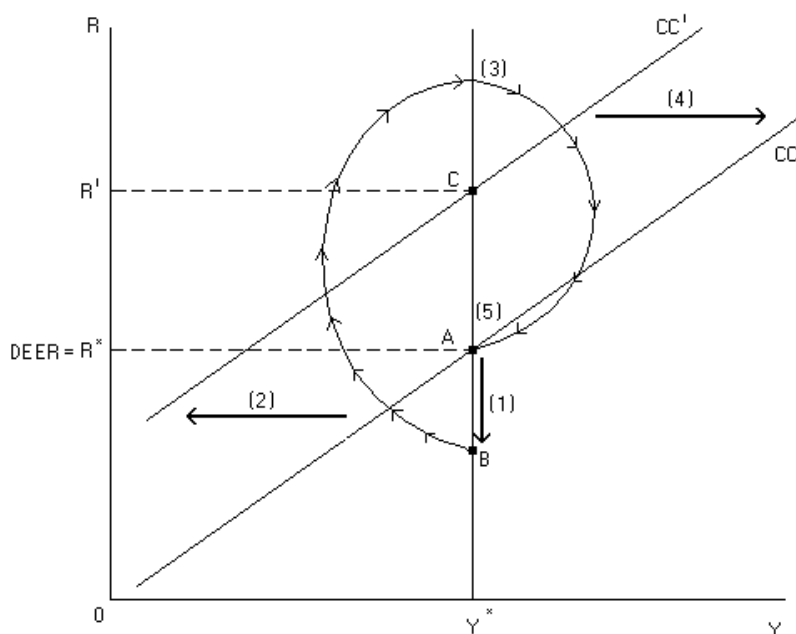
nível maior do produto de pleno emprego ( $y^*$ ), é necessário um câmbio cada vez mais desvalorizado para manter a economia no nível “desejado”  $CC^*$ .

Suponha agora que haja uma apreciação da taxa de câmbio real – via, por exemplo, apreciação nominal. Ocorre, então, o deslocamento (1) de forma instantânea e a CC entra em déficit por força de um déficit na balança comercial. Analiticamente, se a apreciação do câmbio foi de  $k\%$ , o déficit é da magnitude de  $[(k/100+1)(\varepsilon_m+\varepsilon_x)x] = \Delta B$ .<sup>23</sup> Tal deterioração da balança comercial desloca a  $CC^*$  para um novo equilíbrio  $CC'$ , condizente com maiores serviço e estoque de dívida externa. Caso a meta de CC fosse alterada para  $CC'$ , a economia tenderia naturalmente para o ponto C. Mas se a meta é mantida em  $CC^*$  surge o *hysteresis loop*, que é ilustrado pela trajetória (3), que cruza o eixo do produto de pleno emprego em um nível mais desvalorizado do que o ponto C, cujo câmbio real é dado por  $R'$ . Esta desvalorização “a mais” se justifica para que sejam gerados superávites suficientes para cumprir com o serviço de dívida e amortizar o estoque adicional, o que determina o retorno da meta anterior de CC (4). Em (5), o mecanismo de ajustamento se completa com o retorno do câmbio real ao nível de DEER.

Cabe notar que se, por simplicidade, o desalinhamento do câmbio real durar um ano, sob a taxa real de juros  $r$ , a DEER também se desvalorizaria para perfazer o serviço adicional da dívida, representada pelo nível  $R'$  da interseção C. O ajustamento, neste caso, requer  $[(r/100+1)(k/100+1)(\varepsilon_m+\varepsilon_x)x] = \Delta B$ , sendo que  $r.k(\varepsilon_m+\varepsilon_x)x$  é o ajuste na DEER necessário para cobrir o serviço extra da dívida. Os efeitos potenciais da histerese são maiores quanto maior for o estoque adicional da dívida que se busque abater, em vez de apenas cumprir com o serviço adicional.

---

<sup>23</sup> Tanto  $x$  quanto  $m$  podem ser usadas para tal cálculo, pois ambos valores são próximos no ponto A, onde  $B=0$ , por hipótese.



**FIGURA 1.1 – Efeitos de histerese sobre o ajustamento do câmbio real.**  
 FONTE: adaptado de Bayoumi *et al.* (1994).

Formalmente, se a DEER está em seu equilíbrio de *steady-state* em  $t=0$ , então qualquer desvio do valor-objetivo da CC requer uma atualização da TCRE da forma

$$R_t^* = R_{t-1}^* - r(R_{t-1} - R_{t-1}^*), \quad (1.23)$$

na qual as elasticidades de comércio não estão incluídas pelo fato delas serem estáveis no curto prazo, que é hipótese implícita no cálculo da DEER. Pode-se rescrever (1.23) como (1.23') e resolvê-la recursivamente como em (1.24).

$$R_t^* = (1+r)R_{t-1}^* - r \cdot R_{t-1} \quad (1.23')$$

Então,  $R_{t-1}^* = (1+r)R_{t-2}^* - r \cdot R_{t-2}$ ,  $R_{t-2}^* = (1+r)R_{t-3}^* - r \cdot R_{t-3}$ , sucessivamente, resultando em

$$R_t^* = (1+r)^t R_0^* - r \sum_{i=1}^t (1+r)^{i-1} R_{t-i}. \quad (1.24)$$

A dinâmica da DEER<sup>24</sup> depende, por (1.24), de três fatores: a) da taxa de juros exógena, b) dos desvios entre os câmbios real e de equilíbrio do passado e c) das condições iniciais da DEER.

Conforme Black (1994), pressupõe-se o modelo descrito por Bayoumi *et al.* (1994) consistente com a hipótese de expectativas racionais, com o ajustamento da taxa de câmbio nos moldes descritos acima podendo ocorrer sem que se necessite esta modelagem de histerese causada por endividamento. Todavia, a possibilidade de incorporação de tal efeito torna o modelo comparável com outros modelos que levam os efeitos do endividamento em conta<sup>25</sup>.

### **1.3 MODELOS ESTRUTURAIS II – ABORDAGENS DE EQUILÍBRIO GERAL.**

Ambas as abordagens anteriores – tanto a baseada na PPC quanto a formulada a partir das elasticidades de comércio – cobrem apenas parte dos fatores que determinam a taxa de câmbio real e o seu nível de equilíbrio. Com uma modelagem do câmbio baseada em uma estrutura de equilíbrio geral busca-se, então, encampar outros efeitos de variáveis macroeconômicas e de comportamento microeconômico sobre a determinação da taxa de câmbio que equilibra todos os mercados.

Neste contexto, os fundamentos passam a ter papel relevante na "correção teórica" das eventuais falhas na tentativa de explicar a posição do câmbio real ante seu nível de equilíbrio das abordagens anteriores. Conforme Montiel (1999a), o fato de testes de PPP não conseguirem encontrar estacionaridade para a taxa de câmbio real pode ser encarado como uma consequência desta ser

---

<sup>24</sup> Bayoumi *et al.* (1994) ainda apresenta outros fatores que geram alterações da DEER: mudanças nas preferências entre moedas, mudanças na política fiscal, passagem do produto efetivo para o potencial, entre outras.

<sup>25</sup> Ao menos em parte, visto que a interpretação do comportamento do estoque é implícita, sendo modelado apenas o fluxo dos juros.



determinada por um conjunto de fundamentos cujos elementos são, ao menos em parte, não-estacionários. O mesmo é possível ocorrer na DEER, como já foi discutido, caso não haja *feedback* entre as contas corrente e de capital.

Além deste grupo de fundamentos ligados à situação financeira intertemporal dos países, há também fundamentos reais da economia que podem vir a alterar a relação de poder de compra entre moedas de diferentes países de forma permanente, ou seja que afetam a TCRE de um país ante os demais. Pelo lado da oferta, tem-se como principal fator o efeito Balassa-Samuelson, descrito anteriormente. Todavia, deve-se considerar, além da produtividade, quaisquer choques que venham a afetar os preços relativos entre bens comercializáveis (T) e não-comercializáveis (NT) – como secas, enchentes, descoberta ou esgotamento de recursos naturais<sup>26</sup> e guerras, entre outros. Pelo lado da demanda, tem-se a observação feita por De Gregorio, Giovannini e Wolf (1994) que aponta para um crescimento relativo do setor de bens NT sobre o de T quando seu preço relativo também aumenta. Este indicativo encontra suporte no efeito Baumol-Bowen<sup>27</sup>, que diz que se a produtividade crescer mais rapidamente na produção de bens do que nos serviços, mas a demanda por serviços (que se concentram no setor NT) for mais elástica à renda, o preço destes tende a crescer acima do preço dos bens. O resultado disso é a apreciação do câmbio real.

Entretanto, mesmo os modelos de equilíbrio geral – que assimilam a causalidade dos fundamentos sobre o câmbio – divergem em termos de metodologia. Pode-se dividi-los entre os que estimam um sistema de equações que descrevem o equilíbrio dentre vários mercados e os que estimam uma equação de forma reduzida, que sintetiza todos os determinantes da taxa de câmbio que equilibra simultaneamente todos os mercados.

Do primeiro grupo, surge também a estimação de modelos de simulação macroeconômica que avaliam a taxa de câmbio entre vários países. Este tipo de

---

<sup>26</sup> Edwards (1988) apresenta o viés exportador - e suas possíveis conseqüências - causado pela intensificação da produção de *commodities* exportáveis, que pode levar a desequilíbrios internos com repercussões sobre a taxa real de câmbio (*Dutch Disease*).

<sup>27</sup> Ver Baumol e Bowen (1964).

abordagem, entretanto, foge ao escopo do trabalho, visto que ele se aplica a países grandes, conforme já foi mencionado anteriormente. Mesmo assim, serão revistos a seguir alguns modelos de “países grandes”, pois estes têm aspectos importantes a serem considerados na estimação do caso brasileiro. Também serão examinados alguns modelos de estimação da taxa de câmbio real de equilíbrio para “países pequenos” – também chamados de economias em desenvolvimento –, que serão o principal foco da apresentação de um modelo para o Brasil no terceiro capítulo.

### 1.3.1 ABORDAGENS DE PAÍS GRANDE.

Quando os modelos se referem a um país grande e aberto comercial e financeiramente, é necessário que se leve em conta, além do *feedback* entre dívida e conta corrente, o fato de que a trajetória de seus fundamentos em relação ao seu equilíbrio de *steady-state* não pode ser tomada como independente da posição atual e futura dos demais países. Assim, há clara endogeneidade na geração de seu ambiente macroeconômico, visto que os termos de intercâmbio, taxas de juros e grau de fluidez de capitais são afetados internacionalmente a cada vez que muda a sua situação econômica.

As abordagens de modelagem de TCRE para países grandes são de dois tipos que, apesar de similares, trazem algumas diferenças conceituais importantes. Tais abordagens já foram citadas neste estudo e são chamadas de câmbio de equilíbrio fundamental – FEER – e de câmbio de equilíbrio comportamental – BEER<sup>28</sup>.

O conceito de equilíbrio trabalhado na abordagem FEER (Williamson, 1985, 1994) não difere essencialmente daquele utilizado no cálculo da DEER (Bayoumi *et al.*, 1994). Esta é definida como uma trajetória de equilíbrio da taxa de

---

<sup>28</sup> Apenas a BEER será analiticamente ilustrada nesta seção, mas a FEER será comentada quando pertinente.

câmbio consistente com uma performance macroeconômica ideal. Destaca-se, novamente, o excesso de subjetividade, conforme se pode constatar pela não definição de equilíbrio, consistência e performance ideal. Todavia, Williamson (1994) aponta para alguns critérios.

Na avaliação de equilíbrio e performance ideal, há que se considerar, em nível interno, a taxa salarial histórica da economia e o nível máximo de atividade produtiva (equivalente à demanda) sem que haja pressões inflacionárias. Em nível externo, o autor aponta apenas para um resultado sustentável em conta corrente. Em termos de consistência, a avaliação do nível ótimo da taxa de câmbio real *vis-à-vis* as metas de equilíbrio em termos de produção e conta corrente deve ser considerada dentre vários países, pois o mundo deve ter um saldo de transações em soma zero, o que não pode ser desprezado em uma modelagem que envolve países como os pertencentes ao G7.

A abordagem FEER é, portanto, similar a DEER. Porém, ela é expandida para captar os movimentos dos demais países no que diz respeito à interação entre as economias e à necessidade de buscar um resultado consistente no todo. Assim, esta seção descreverá uma abordagem alternativa, apresentada a seguir.

O modelo NATREX (*Natural Real Exchange Rate*), apresentado em Stein (1994, 1999), é conceitualmente mais próximo da abordagem BEER, visto que trabalha com a influência da evolução das variáveis relevantes sobre o nível do câmbio nos médio e longo prazos, e não com alvos para a taxa de câmbio ótima. A utilização de trajetórias de longo prazo pressupõe, portanto, que a economia converge para o *steady-state* de forma estável. Diferentemente dos modelos de DEER e de PPC, este introduz o balanço de pagamentos de forma dinâmica, desconsiderando apenas os fatores sazonais e cíclicos, de forma que ele afeta diretamente a taxa de câmbio no médio e longo prazos (pela acumulação de ativos externos líquidos) e, também, indiretamente (dependendo do caráter da política econômica utilizada para mantê-lo na vizinhança de seu ponto de equilíbrio). Conforme ressalta Black (1994), está implícita, portanto, a hipótese de que a economia converge para o ponto no qual o produto efetivo da economia é igual ao

seu produto potencial, bem como as transações com o exterior tendem ao equilíbrio, havendo exogeneidade da política macroeconômica no modelo, que, então, pressupõe uma trajetória “natural” da taxa de câmbio para seu nível ótimo.

Na abordagem NATREX, a taxa de câmbio de equilíbrio é a que prevaleceria caso fatores cíclicos e especulativos fossem eliminados no mercado de câmbio (fluxos comerciais e financeiros) e o desemprego estivesse em sua taxa natural (NAIRU - *non-accelerating inflation rate of unemployment*). A taxa de câmbio<sup>29</sup>, segundo este autor, pode ser decomposta nos seguintes elementos, em uma modelagem similar à de Montiel (1999a):

$$R(t) = \{R(t) - R[k(t), F(t); Z(t)]\} + \{R[k(t), F(t); Z(t)] - R^*[Z(t)]\} + R^*[Z(t)] = N \cdot \left( \frac{P}{P^*} \right), \quad (1.25)$$

onde  $R(t)$  é a taxa de câmbio real,  $k(t)$  é o estoque de capital por unidade de trabalho efetivo e  $F(t)$  é o estoque de dívida externa por unidade de trabalho efetivo, cujo papel desempenhado no modelo é similar ao de “fundamento de médio prazo”. No último termo, tem-se  $N$  como a taxa de câmbio nominal e  $P$  e  $P^*$  como deflatores dos produtos internos brutos doméstico e externo, respectivamente. Por sua vez,  $Z(t)$  representa o vetor de fundamentos de longo prazo da economia, definidos como a produtividade e a taxa de preferência temporal do consumidor doméstico e estrangeiro (ou taxa de desconto intertemporal do consumo).

Na identidade (1.25), tem-se a evolução de três subsistemas no tempo. A taxa de câmbio real atual depende da distância entre os valores apresentados pelos subsistemas de curto prazo –  $R(t)$  – e de médio prazo –  $R[k(t), F(t); Z(t)]$  –, além da diferença deste último ante o subsistema de longo prazo, que é dado por  $R^*[Z(t)]$ . Há dois pontos importantes a serem destacados. O primeiro é que o termo que indica a taxa de câmbio de médio prazo é a própria NATREX. O segundo é que a NATREX converge para o valor do câmbio de longo prazo, bem como a taxa de câmbio de curto prazo (que é afetada por fatores cíclicos e especulativos) evolui na direção da

---

<sup>29</sup> O câmbio nominal, no modelo NATREX, é definido como a quantidade de moeda estrangeira que pode ser comprada com uma unidade da doméstica. Desta forma, uma diminuição da taxa de câmbio implica uma desvalorização da moeda nacional.

NATREX. Logo, no longo prazo, prevalece  $R(t) = R^*[Z(t)]$ .

O modelo, então, apresenta uma taxa de câmbio real de longo prazo baseada nos fundamentos –  $Z(t)$  – e, além disso, é compatível com a hipótese de PPC, pois  $R(t) = N(P/P^*)$ , que seria equivalente, nessa modelagem, à taxa real de “ultra” longo prazo de Breuer (1994). Cabe observar, entretanto, que este equilíbrio é móvel (o que, de certa forma, o diferencia até mesmo da PPC relativa tradicional), visto que os fundamentos de longo prazo entram sempre como variáveis temporais, bem como o que se pode chamar de “fundamentos de médio prazo”, ou seja,  $k(t)$  e  $F(t)$ . Por fim, vale observar que, no tempo, a evolução de  $Z(t)$  afeta os estoques de  $k(t)$  e  $F(t)$  via fluxos de conta corrente e pela função investimento e a dinâmica destas duas variáveis, conseqüentemente, implica mudanças tanto em  $R[k(t), F(t); Z(t)]$  – a NATREX – quanto no nível da taxa de juros  $r(t)$ .

Em termos gerais, o modelo é baseado em otimização intertemporal com um controle robusto de *feedback* que garante a convergência do sistema para um *steady-state*<sup>30</sup> perfeitamente conhecido. Isto faz com que as únicas restrições impostas à modelagem sejam que a dívida de equilíbrio seja tal que convirja para um valor constante e que, portanto, a balança comercial deva ser suficiente para pagar os serviços deste nível de endividamento externo. A descrição completa do modelo é dada pelas equações de (1.26) a (1.32) a seguir:

$$y(k; u) = C(k, F, r; Z) + \left[ \frac{dk}{dt} + n \cdot k \right] + B(R, k, F, k^*; Z), \quad (1.26)$$

$$y(k^*; u^*) = C(k^*, F, r; Z) + \left[ \frac{dk^*}{dt} + n \cdot k^* \right] - B(R, k^*, F, k; Z), \quad (1.27)$$

$$\frac{dk}{dt} = I(k, r; Z), \quad I_k < 0 \quad \text{e} \quad I_r < 0, \quad (1.28)$$

---

<sup>30</sup> Infante e Stein (1973) utilizam programação dinâmica para derivar um *suboptimal feedback control* que necessita apenas dos valores correntes das variáveis, sendo assintoticamente convergente para o *steady-state* obtido com a hipótese de informação perfeita. Dessa forma, se pode trabalhar a partir de funções de produção desconhecidas para a economia, o que tornaria a utilização do princípio do máximo de Pontryagin desnecessária, bem como de uma restrição orçamentária intertemporal.

$$I = \frac{dk}{dt} + n \cdot k, \quad (1.29)$$

$$\frac{dF}{dt} = I - S - n \cdot F = -(CA + n \cdot F), \quad (1.30)$$

$$S = y(k; u) - r \cdot F - C(k, F, r; Z), \quad S_k > 0 \quad \text{e} \quad S_F > 0, \quad (1.31)$$

$$\frac{d(r - r^*)}{dt} = -a(r - r^*).^{31} \quad (1.32)$$

As equações (1.26) e (1.27) indicam que, ignorados os elementos cíclicos, o mercado de bens está equilibrado no ponto de produto potencial equivalente ao efetivo, no qual a demanda agregada está satisfeita. O produto interno bruto em termos de unidade de trabalho efetivo é dado por  $y(k, u)$  – as variáveis da economia estrangeira são denotadas pelo asterisco –, a intensidade do capital em unidade de trabalho efetivo é  $k(t)$  e  $u(t)$  é um parâmetro de produtividade. A demanda agregada, por sua vez, é dada pela soma de consumo (C), investimento, conforme a equação (1.29), e das exportações líquidas (B). Tem-se que C depende dos parâmetros usuais (cujos efeitos também são os o padrão teórico): estoque  $k(t)$  de capital, nível  $F(t)$  de endividamento externo por unidade de trabalho efetivo e taxa  $r(t)$  de juros. Da mesma forma, B é determinado pela taxa de câmbio real  $R(t)$ , estoques  $k(t)$  e  $k^*(t)$  doméstico e externo de capital, respectivamente, e de  $F(t)$ . Além disso, ambos dependem dos fundamentos de longo prazo expressos no vetor  $Z(t)$ .

Pelo lado do componente investimento, a equação (1.28) implicitamente implica dependência positiva do estoque de capital efetivo ante a razão  $q$  de Tobin<sup>32</sup>. Assim, a taxa de variação do estoque varia inversamente à intensidade corrente  $k(t)$  de capital e à taxa  $r(t)$  de juros. O investimento total por unidade de trabalho efetivo é dado pela equação (1.29), na qual  $n \cdot k$  é a taxa de reposição necessária para manter o estoque de capital constante quando o trabalho efetivo cresce à taxa  $n$ .

<sup>31</sup> A notação  $(t)$  foi suprimida nas equações (1.26)-(1.32) por simplicidade.

<sup>32</sup> Pelo *suboptimal feedback control* obtém-se  $y'[k(t), u(t)]/r(t)$ , sendo  $r(t)$  interpretado como o custo de mercado do capital.

Analisando-se a evolução do nível  $F(t)$  de endividamento externo, tem-se que a função consumo funciona como uma garantia de convergência deste estoque em direção a uma constante. Como  $C$  depende da renda permanente – cuja medida é dada pela diferença entre os estoques  $k(t)$  e  $F(t)$  –, quando o endividamento cresce, a riqueza diminui, puxando o consumo para baixo, também. Então, tem-se que a poupança aumenta e, por (1.30), a taxa de acumulação de passivos externos é reduzida. Cabe notar que isto implica que, em (1.31), o nível de poupança  $S$  seja positivamente relacionado com o nível de endividamento por unidade de trabalho efetivo. Desta forma, maior acumulação de dívida termina por reduzir mais o consumo do que o produto nacional bruto, dado por  $y[k(t), u(t)] - r(t).F(t)$ .

Por (1.30)<sup>33</sup>, portanto, tem-se a garantia de que a dívida não explode. Além disso, em *steady-state*<sup>34</sup>, tem-se que  $F[Z(t)]$  é compatível com  $r(t).F[Z(t)] = B(\bullet)$ , de tal forma que  $\lim_{T \rightarrow \infty} F[Z(t)] / (1+r)^T = 0$ .

Por fim, a descrição do modelo de NATREX termina com a condição (1.32) de equilíbrio de portfólio. Este é alterado cada vez que os retornos esperados dentre os ativos comparáveis doméstico e externo diferirem (na ausência de controles de capitais), conforme a regra definida pela equação (1.33) abaixo, onde  $i(t)$  é a taxa de juros nominal de longo prazo<sup>35</sup> e  $E$  é o operador matemático de valor esperado:

$$(r - r^*) = i + E[D(\log N)] - i^* = E[r + D(\log R) - r^*]. \quad (1.33)$$

Como, no longo prazo, a capacidade de previsão das taxas reais de câmbio é baixa, tem-se que as taxas de juros interna e externa convergem, no caso dos agentes não ponderarem fortemente a expectativa cambial na composição de seus portfólios. Assim, a equação (1.32) implica que a taxa de juros doméstica tende à internacional à velocidade dada pelo parâmetro  $a$ .

<sup>33</sup> A conta corrente (CC) é equivalente à acumulação de ativos externos líquidos (por unidade de trabalho efetivo) e  $n.F$  é a variação necessária para manter a intensidade efetiva constante do endividamento.

<sup>34</sup> No *steady-state*,  $F(t) = F[Z(t)]$ .

<sup>35</sup> Movimentos especulativos de curto prazo provocados pelos juros não são considerados no cálculo da NATREX.

O médio prazo é definido por Stein (1994) como o período para o qual tem-se  $k(t)$  e  $F(t)$  como variáveis predeterminadas. A solução analítica do modelo para o subsistema de médio prazo, dado por  $R[k(t), F(t); Z(t)]$ , é descrita pela equação (1.32), além das equações (1.34) e (1.35) a seguir:

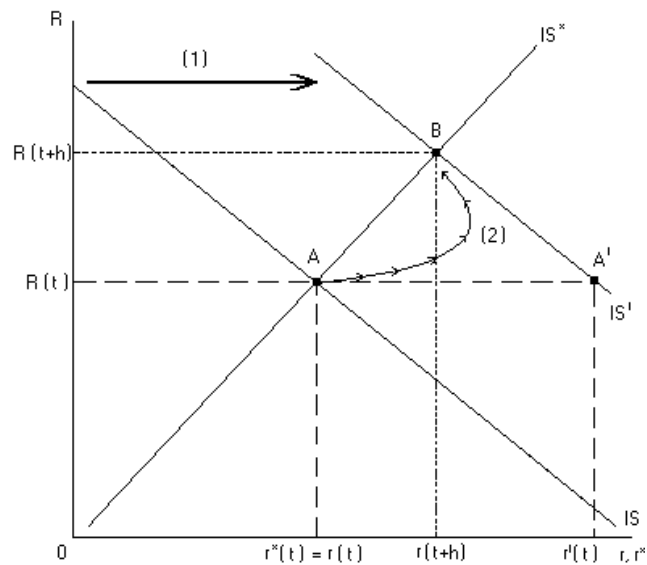
$$R(t) = H[r(t), k(t), F(t); Z], \quad (1.34)$$

$$R(t) = h[r^*(t), k^*(t), F(t); Z^*]. \quad (1.35)$$

Estas equações são as mesmas (1.26) e (1.27), que definem o equilíbrio no mercado de bens, porém, resolvidas para a taxa de câmbio real.

É imputada por este sistema uma relação negativa entre taxa de câmbio real e taxa de juros, visto que um aumento da taxa de juros doméstica reduz a demanda agregada do país em relação ao produto potencial. Isto implica necessidade de uma depreciação real da moeda (ou seja, que  $R=N[P/P^*]$  diminua). Desse modo, a demanda agregada pode ser restaurada pelo aumento das exportações líquidas, possibilitado pela melhor condição competitiva do câmbio. No caso do país estrangeiro, a relação entre a sua taxa de juros e a taxa de câmbio é inversa – e a análise é similar –, visto que uma depreciação da moeda doméstica é equivalente a uma apreciação da moeda estrangeira. Na figura 1.2 a seguir, o equilíbrio interno (1.34) do mercado de bens é dado pela curva IS, e o externo (1.35) por IS\*.





**FIGURA 1.2 - Determinação da NATREX e da taxa de juros real de longo prazo.**  
 FONTE: adaptado de Stein (1994).

O ponto A da figura 1.2 representa o equilíbrio de médio prazo das taxas de câmbio e juros entre as duas economias, cujo câmbio real é dado por  $R(t)$  e os juros reais por  $r(t) = r^*(t)$ , que assumem os seguintes valores:

$$R(t) = R[k(t), F(t); k^*(t), Z], \quad (1.36)$$

$$r(t) = r[k(t); k^*(t); Z]. \quad (1.37)$$

Para compreender a dinâmica de médio prazo da NATREX, pode-se supor que ocorra uma redução na poupança – ou, de forma equivalente, uma expansão da demanda por investimentos – que levaria a economia doméstica para  $IS'$ , cujo deslocamento é representado por (1) na figura 1.2. Nesta nova situação, à taxa de câmbio dada, a manutenção do equilíbrio doméstico no mercado de bens implica um nível doméstico de juros maior que  $r(t) = r^*(t)$ , situando-se em  $r'(t)$ , pois assim a poupança é estimulada por uma remuneração maior e o investimento é desencorajado pelo maior custo do capital. É neste ponto que a equação (1.32) descreve a evolução do diferencial que surge entre as taxas de juros interna e

externa – que permanece no ponto anteriormente de equilíbrio. A equação (1.38) descreve o ajustamento dinâmico da taxa de câmbio real.

$$\frac{d[r(t) - r^*(t)]}{dt} = -a[r(t) - r^*(t)] \quad (1.32)$$

$$\frac{dR(t)}{dt} = b_1 \frac{dk(t)}{dt} + b_2 \frac{dk^*(t)}{dt} - b_3 \frac{dF(t)}{dt} + b_4 [r(t) - r^*(t)]^{36} \quad (1.38)$$

Com esta nova situação, o equilíbrio passa a tender a A'. Entretanto, por (1.32), há substituição nos portfólios estimulada pelo diferencial dos juros, o que termina por afetar a taxa de câmbio real, conforme a equação (1.38). Em A', há claramente um aumento da demanda pela moeda doméstica ante a estrangeira, cuja oferta também aumenta, dada a venda dos ativos denominados nesta, cuja rentabilidade é inferior. Com tais pressões pela valorização do câmbio e a troca dos portfólios de ativos, há convergência entre as taxas de juros de longo prazo em um patamar cambial superior, conforme representa a trajetória (2), e o novo equilíbrio será dado por um ponto como B, com o câmbio  $R(t+h)$  e juros  $r(t+h) = r^*(t+h)$ , após um período “h” de ajuste<sup>37</sup>.

A evolução de longo prazo do estoque de capital por unidade de trabalho efetivo, bem como a do nível de endividamento, são descritas a partir das equações do modelo. A partir da substituição dos juros em (1.37) nas equações do investimento (1.28), da poupança (1.31) e dos fluxos de capital (1.30), obtém-se as equações (1.39) e (1.40) para as taxas de variação da intensidade do capital e da dívida externa.

$$\frac{dk}{dt} = J(k; k^*, Z), \quad J_k < 0 \quad (1.39)$$

$$\frac{dF}{dt} = J - S = L(k, F; k^*, Z), \quad L_k < 0 \quad \text{e} \quad L_F < 0 \quad (1.40)$$

<sup>36</sup> A taxa de juros de equilíbrio, dada por (1.38), independe da acumulação de dívida  $F(t)$ , pois Stein considera os fluxos de endividamento como mera realocação de riqueza entre os países, sem afetar a taxa mundial de poupança.

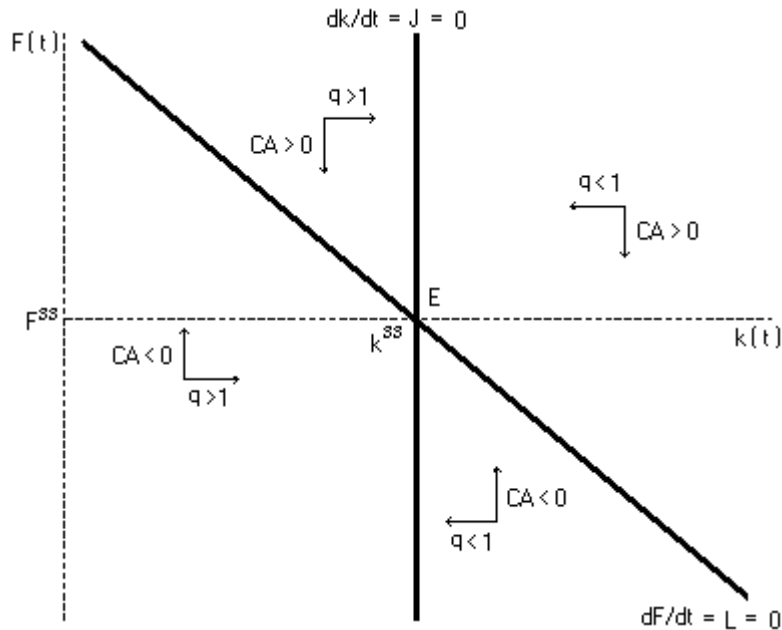
<sup>37</sup> A análise é válida independentemente do regime cambial praticado. A única diferença é que, com câmbio fixo, a trajetória (2) se inicia instantaneamente em A', convergindo a seguir para B. Com flexibilidade cambial, a economia tenderia mais rapidamente para B, não recaindo todo o ajuste sobre o nível de preços.

Na equação (1.39), tem-se a relação dinâmica entre a taxa de formação do estoque de capital e o  $q$  de Tobin. Quando  $k(t) = k^{ss}$  (ou seja, quando  $k$  está em seu valor de *steady-state*), tem-se  $q=1$  e, portanto,  $dk/dt = 0$ . A acumulação de capital é tanto menor quanto maior for o estoque de capital, o que significa que quando o estoque se reduz, a produtividade marginal do capital se eleva acima da taxa de juros  $r(t)$ . Tem-se, então,  $q>1$  e a recuperação do nível do estoque em direção à  $k^{ss}$ . Quando o estoque está muito alto, tem-se a razão  $q<1$ , desincentivando a acumulação. Na figura 1.3, tem-se o *locus*  $J(k^{ss}; k^*, Z) = 0$ , onde  $y'(k^{ss}; u) = r(k^{ss}, k^*; Z)$ , representando as combinações dos estoques de  $k$  e  $F$  para as quais não há variação na formação de capital<sup>38</sup>.

Por seu turno, a equação (1.40) descreve a taxa de variação do endividamento externo a partir da CC, ou seja, a diferença entre o investimento e a poupança domésticos. Como uma elevação no estoque de capital eleva o montante poupado ante o investimento, o *locus*  $L(k^{ss}, F^{ss}; k^*, Z) = 0$  que descreve as combinações de  $k$  e  $F$  que mantêm o nível de endividamento constante, ou seja,  $S = J$  e  $CA = 0$ , é negativamente inclinado. Por outro lado, uma dívida maior reduz a renda disponível, o que implica que acima de  $dF/dt = 0$  tem-se  $S$  excedendo  $J$ , o que significa que  $CA>0$ . Este fluxo positivo de recursos força uma redução do estoque de endividamento. Abaixo da curva, apresenta-se a situação contrária, na qual a dívida cresce.

---

<sup>38</sup> Conforme já foi referido, o montante da dívida é irrelevante para a formação do capital. Então, a reta  $dk/dt = 0$  independe do nível de endividamento do país, sendo vertical no plano apresentado no gráfico.



**FIGURA 1.3 – Convergência dos estoques de capital e dívida aos valores de *steady-state*.**

FONTE: adaptado de Stein (1994).

Na figura 1.3, então, tem-se resumida tanto a convergência quanto a estabilidade do equilíbrio do modelo NATREX. Resolvendo-se o modelo, é possível demonstrar que uma economia grande, que afeta os juros externos e, portanto, torna endógenos os estoques de capital e dívida externa, está sempre em uma trajetória de equilíbrio de longo prazo. Isto torna apenas os fundamentos de longo prazo contidos em  $Z(t)$  como determinantes de variações na taxa de câmbio de equilíbrio da economia, sendo, então, esta modelagem a essência da abordagem NATREX.

### 1.3.2 ABORDAGENS DE ECONOMIAS EM DESENVOLVIMENTO.

Na seção anterior, a abordagem NATREX sugeria uma taxa de câmbio real subjacente ao comportamento da economia no médio prazo, no qual a economia

apresenta resultados médios considerados consistentes com o equilíbrio de médio prazo. Isto difere um pouco da noção de equilíbrio de Nurkse (1945), pois não há garantia de que no médio prazo, da forma proposta por Stein (1994, 1999), a economia esteja em pleno emprego – equilíbrio interno – e com a conta corrente em nível sustentável – equilíbrio externo. O conceito de Nurkse é condizente com o longo prazo, quando o resultado condicional do câmbio de equilíbrio do NATREX perde o sentido, pois, segundo a própria demonstração de Stein (1994), a economia termina por convergir para os valores de equilíbrio dos fundamentos.

Este efeito é captado por Montiel (1999b) em uma estrutura analítica proposta para países em desenvolvimento. Essencialmente, estas estruturas analíticas – de Stein e de Montiel – diferem não apenas nos fundamentos considerados, mas também na forma em que esses entram na determinação da taxa de câmbio real de equilíbrio (TCRE). Na formulação ora estudada, é atribuído maior papel aos fatores monetários e aos que afetam às transações correntes.

A TCRE é definida como a taxa de câmbio real que resulta do equilíbrio macroeconômico quando a política econômica e as variáveis exógenas se encontram em patamares permanentes sustentáveis<sup>39</sup>, dada posição compatível com trajetórias de *steady-state* de um subconjunto de variáveis econômicas predeterminadas (que têm ajuste em um prazo mais lento que o horizonte relevante de política econômica). Estes formam o grupo de fundamentos que determina o câmbio real no longo prazo<sup>40</sup>.

O modelo em si é uma extensão do modelo de Dornbusch (1983), tendo-se incorporada uma série de regularidades empíricas importantes para os países em desenvolvimento. Suas hipóteses são também as usuais. A economia em questão é pequena e aberta, sendo sua taxa de câmbio nominal predeterminada. Como a análise se refere ao equilíbrio de longo prazo, os preços e os salários domésticos

---

<sup>39</sup> Este modelo retorna à noção de subjetividade na avaliação de algumas variáveis, dados o caráter “permanente” e o “sustentável” imputados na conceituação, que dependem, primordialmente, de algum tipo de julgamento do pesquisador, tal como modelos de DEER.

<sup>40</sup> O autor considera como regra que o ajuste do estoque de ativos externos líquidos é lento demais para ser considerado como fundamento de longo prazo nas economias em desenvolvimento. Sendo assim, os cálculos da TCRE são condicionados a tais estoques.

são considerados flexíveis. Por fim, a economia é financeiramente integrada com o exterior e não existem barreiras ao comércio.

O lado da produção da economia é dividido em dois setores, entre produtores de bens não transacionáveis (NT) e transacionáveis (T). Estes últimos são tomadores de preços no mercado mundial (tanto em termos de demanda por importações quanto de oferta de exportações). O fator trabalho é homogêneo e tem perfeita mobilidade entre os setores, apresentando retornos marginais decrescentes. Além disso, cada setor tem um fator de produção específico.

Denotando por  $w$  o salário real da economia em termos dos bens T e por  $R$  a taxa de câmbio real medida como o preço relativo dos bens T em termos dos bens NT, o equilíbrio no mercado de trabalho é determinado pela condição de maximização dos lucros. Dado que o salário de equilíbrio é considerado como uma função decrescente da taxa real de câmbio, se pode descrever o emprego entre os setores da economia conforme (1.41) e (1.42) abaixo:

$$\left. \begin{array}{l} y'_T(L_T) = w \\ y'_{NT}(L_{NT}) = w \cdot R \end{array} \right\} L_T(w) + L_{NT}(w \cdot R) = \bar{L}, \quad (1.41)$$

$$w = w(R), \quad w' = \frac{-L'_{NT}}{L'_T + L'_{NT} \cdot R} < 0. \quad (1.42)$$

Nas equações (1.41) e (1.42),  $L_T$  e  $L_{NT}$  representam a demanda por trabalho<sup>41</sup> e  $y'_T$  e  $y'_{NT}$  a produtividade marginal do trabalho em cada setor. O produto real agregado em termos dos bens T é inversamente relacionado com o nível da taxa de câmbio real, conforme a equação (1.43).

$$y(R) = y_T \{L_T[w(R)]\} + \frac{y_{NT} \{L_{NT}[w(R) \cdot R]\}}{R}, \quad y' = \frac{-y_{NT}}{R^2} < 0. \quad (1.43)$$

O lado da demanda é o reflexo das ações dos consumidores e do setor público. O comportamento do consumidor é dado a partir da maximização de uma função de utilidade que o leva a alocar a renda obtida da produção entre consumo e

---

<sup>41</sup> O fator trabalho é móvel entre os setores, entretanto, seu estoque é fixo em  $\bar{L}$  em toda a economia doméstica.

poupança, além de destinar uma parte ao pagamento de impostos ao setor público. A poupança pode ser distribuída entre ativos externos e moeda doméstica, porém, por hipótese, o *portfólio* está sempre em equilíbrio.

A alocação de riqueza líquida (denotada por  $a$ ) pelo consumidor representativo pode ser descrita por (1.44):

$$a = f_H + m, \quad (1.44)$$

onde  $f_H$  é o estoque dos títulos estrangeiros e  $m$  é o de moeda doméstica, ambos medidos em termos dos bens  $T$ .

Os títulos podem tanto ser denominados na moeda estrangeira, rendendo juros  $i^*$  nesta moeda, quanto na moeda doméstica, que pagam os juros  $i$ . Tais rendimentos são ligados pela hipótese de paridade de juros à descoberto, conforme a equação (1.45), na qual  $\varepsilon$  é a taxa de desvalorização do câmbio:

$$i = i^* + \varepsilon. \quad (1.45)$$

A demanda por moeda  $m$  é determinada pelo volume de transações, visto que os agentes buscam evitar custos associados ao consumo. Tais custos, definidos por unidade de consumo, são inversamente dependentes do estoque de moeda. Ou seja, quanto maior a quantidade de moeda, menor é o custo de oportunidade de retê-la. Este estoque apresenta, entretanto, eficiência marginal decrescente na diminuição dos custos de transação. Estas relações são descritas por (1.46):

$$Tr(m, c) = \tau \left( \frac{m}{c} \right) \cdot c, \quad \tau' < 0 \quad \text{e} \quad \tau'' > 0, \quad (1.46)$$

que apresenta a dependência dos custos  $Tr$  de transação ante o estoque  $m$  de moeda e o gasto total com consumo  $c$ , em termos dos bens  $T$ .

Então, a acumulação intertemporal líquida de riqueza constitui-se de poupança dos consumidores e ganhos (ou perdas) de capital. Mas, para fins de modelagem, deve-se considerar, também, outros dois fatores que diminuem o fluxo de renda disponível. O primeiro é a existência de impostos (*lump-sum*) reais,

denotados por  $t$ . O segundo é a inflação doméstica  $\pi^*$ , que, dado o padrão de economia tomadora de preços mundiais, nada mais é do que a soma da inflação mundial  $\pi_W$  à taxa de depreciação  $\varepsilon$  da moeda doméstica. Assim, é possível expressar a acumulação de riqueza na forma de uma restrição orçamentária.

$$\dot{a} = y + (i^* + \varepsilon) \cdot f_H - t - (1 - \tau) \cdot c - \pi^* \cdot a \quad , \quad \pi^* = \varepsilon + \pi_W \quad (1.47)$$

A trajetória do gasto dos agentes com consumo no tempo depende da maximização de uma função de utilidade, cujo fluxo futuro é descontado a uma taxa constante de preferência intertemporal, denotada por  $\rho$ , conforme a equação (1.48)<sup>42</sup>.

$$\int \frac{(c_T^\theta \cdot c_{NT}^{1-\theta})^{1-\sigma}}{1-\sigma} \cdot e^{-\rho t} dt \quad (1.48)$$

Nesta equação, tem-se que  $\sigma$  é o inverso da taxa intertemporal de substituição. O consumo total é alocado intratemporalmente, em termos de uma função Cobb-Douglas, entre os bens T ( $c_T$ ) e NT ( $c_{NT}$ ) de acordo com uma proporção  $\theta$  constante, sendo expresso pela equação (1.49).

$$\left. \begin{array}{l} c_T = \theta \cdot c \\ c_{NT} = (1 - \theta) \cdot R \cdot c \end{array} \right\} \quad c = c_T + \frac{c_{NT}}{R} \quad (1.49)$$

Como as trajetórias de  $c_T$  e  $c_{NT}$  são fixas em relação ao consumo total, será a determinação deste último o problema central do consumidor no modelo. Por (1.49), é possível rescrever a função objetivo em (1.48) na forma indireta<sup>43</sup>, como na equação (1.50) abaixo, na qual  $\kappa$  é uma constante e  $R^{1-\theta}$  é a razão entre o preço dos bens T e o “verdadeiro” índice de preços ao consumidor da economia, ou seja,  $P_T^\theta \cdot P_{NT}^{1-\theta}$ , onde  $P_T$  e  $P_{NT}$  são os preços domésticos dos bens T e NT, respectivamente. O termo  $R^{1-\theta} \cdot c$  indica, portanto, o consumo total em unidades de uma cesta de consumo, que é a fonte direta de utilidade do consumidor

<sup>42</sup> Em vez de uma função genérica de utilidade, se está utilizando uma função do tipo *constant relative risk aversion* (CRRA) para ilustrar o modelo, visto que esta tem a interessante propriedade de que sua elasticidade de substituição intertemporal entre os bens T e NT é unitária.

<sup>43</sup> A função de utilidade  $U(c_T, c_{NT})$  pode ser expressa em sua forma indireta  $V(R, c)$  através do conhecimento das demandas marshallianas pelos bens T e NT.



representativo. O problema do consumidor, portanto, equivale à otimização de (1.50) sujeita à restrição da acumulação de riqueza e a uma condição de transversalidade, expressas em (1.51).

$$\max \int_0^{\infty} \frac{(\kappa \cdot R^{1-\theta} \cdot c)^{1-\sigma}}{1-\sigma} \cdot e^{-\rho t} dt, \quad (1.50)$$

$$\begin{aligned} s.a. \quad \dot{a} &= y - t + r \cdot a - i \cdot m - \left[ 1 + \tau \left( \frac{m}{c} \right) \cdot c \right], \\ \lim_{t \rightarrow \infty} a \cdot e^{-\int_0^t r \cdot dt} &\geq 0 \\ r &= i - \pi^* = (i^* + \varepsilon) - (\pi_w + \varepsilon) = i^* - \pi_w \end{aligned} \quad (1.51)$$

Conforme definida em (1.51),  $r$  representa a taxa real de juros recebidos pelos detentores de títulos, medida em termos dos bens T. Resolvendo este problema, obtém-se o seguinte hamiltoniano de valor presente:

$$H = \left[ \frac{(\kappa \cdot R^{1-\theta} \cdot c)^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \lambda \cdot \dot{a} \right] \cdot e^{-\rho t}. \quad (1.52)$$

Na equação acima, tem-se que  $\lambda$  é a variável de coestado, representando a utilidade marginal da riqueza. A solução desta maximização é caracterizada pelas condições de primeira ordem representadas por (1.53), além das restrições de (1.51).

$$\kappa \cdot R^\gamma \cdot c^{-\sigma} = \lambda \cdot \left[ 1 - \tau \left( \frac{m}{c} \right) - \tau' \left( \frac{m}{c} \right) \right] \cdot c \quad (1.53a)$$

$$-\tau' \left( \frac{m}{c} \right) = i \quad (1.53b)$$

$$\lambda \cdot (\rho - r) = \dot{\lambda} \quad (1.53c)$$

A condição de primeira ordem (1.53a) indica a condição necessária para que o consumo esteja em um nível ótimo a cada instante, dada a utilidade marginal da riqueza  $\lambda$ . Ela mostra que a utilidade marginal do benefício adicional obtido pelo consumo deve ser igual ao custo marginal em termos de utilidade da perda de poupança.

A condição descrita por (1.53b) é necessária para que haja equilíbrio na

alocação de *portfólio*, dado um nível de gasto em consumo. Ela indica que o custo marginal das transações com fins de consumo deve equivaler ao custo de reter moeda (medido pelo custo de oportunidade ou taxa de juros  $i$ ). Assim, quando a taxa de juros excede ao custo marginal das transações, o agente reduz seu consumo e aumenta a poupança. Quando é inferior, o consumo se expande.

Esta relação define implicitamente uma demanda por moeda baseada em um padrão aproximado da teoria quantitativa da moeda, representada em (1.54) abaixo, onde a demanda por encaixes monetários depende inversamente da taxa de juros e diretamente do volume de transações da economia.

$$m = h(i) \cdot c \quad , \quad h' < 0 \quad (1.54)$$

Em (1.53c), por fim, há a indicação da condição necessária para que haja alocação intertemporal ótima da renda. Pode-se observar que, quando  $\rho > r$ , a utilidade marginal da riqueza é crescente e os agentes, logo, buscarão a acumulação da renda.

A preocupação inicial do problema do consumidor, isto é, a trajetória temporal do consumo é derivada a partir da diferenciação de (1.53a) em relação ao tempo. Utilizando (1.53b), (1.53c) e (1.54) para substituir por  $-\tau'(m/c)$ ,  $\dot{\lambda}$  e  $m$ , respectivamente, e resolvendo para  $\dot{c}$ , obtém-se a equação (1.55).

$$\dot{c} = \frac{1}{\sigma} \cdot \left[ r + \frac{\gamma \cdot \dot{R}}{R} - \frac{h(i) \cdot \dot{i}}{1 + \tau[h(i)] + i \cdot h(i)} - \rho \right] \cdot c \quad , \quad \gamma = (1 - \sigma)(1 - \theta) \quad (1.55)$$

Esta equação de Euler é o ponto central na análise do comportamento do consumidor, pois define a relação entre as variáveis já descritas anteriormente com a variação do consumo ao longo do tempo. Como se pode observar, uma depreciação real esperada<sup>44</sup> implica queda futura no preço dos bens, visto que levará a um menor preço relativo dos bens NT, aumentando o custo de oportunidade do consumo

---

<sup>44</sup> Ou seja,  $\dot{R}/R > 0$ .

presente. Parte do consumo que poderia ser realizada no presente, portanto, será empurrada para um ponto mais distante de tempo ( $\dot{c} > 0$ ). Inversamente, um aumento da taxa de variação futura dos juros<sup>45</sup> tenderá a elevar os custos de transação do consumo futuro, implicando, então, maior consumo presente ( $\dot{c} < 0$ ).

O setor público consolidado, que inclui o governo e o banco central, tem, por seu turno, uma política econômica baseada em uma desvalorização cambial constante, a uma taxa predeterminada  $\varepsilon$ .<sup>46</sup> O banco central opera no sentido de manter a paridade da taxa de câmbio no patamar definido pela política econômica, além de ser o responsável pela dotação de crédito ao governo. As fontes de receita deste último se resumem, além do referido crédito, em arrecadação de impostos *lump-sum*. Os seus gastos são alocados em ambos os setores produtivos, sendo denotados por  $g_T$ , quando realizados em bens T, e  $g_{NT}$ , quando em bens NT.

Então, o fluxo que representa a restrição orçamentária do setor público a cada período (que inclui um terceiro termo representando o imposto inflacionário) pode ser representado por:

$$\dot{f}_c = t + r \cdot f_c + \left( \dot{m} + \pi^* \cdot m \right) - \left( g_T + \frac{g_{NT}}{R} \right), \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \dot{f}_c \cdot e^{-\int r \cdot dt} > 0, \quad (1.56)$$

que resulta na acumulação de ativos líquidos pelo setor público consolidado<sup>47</sup> a cada vez que é diferente de zero. A restrição intertemporal representada pelo limite pode ser substituída pela hipótese de que o imposto inflacionário é tal que financia o déficit fiscal, valendo, portanto, a existência de desequilíbrio fiscal, desde que  $\dot{f}_c - \dot{m} = 0$ .

As condições de equilíbrio do modelo são dadas em duas partes: a oferta externa de fundos e o mercado doméstico de bens NT. A primeira está ligada

<sup>45</sup> Ou seja,  $\dot{i} > 0$ .

<sup>46</sup> Ao se trabalhar com taxas de câmbio flutuante o modelo perde simplicidade, visto que implicaria utilização de operadores de expectativas, sinalização do mercado futuro ou, ainda, maiores hipóteses restritivas. Mesmo assim, seus resultados seriam basicamente os mesmos para a determinação da TCRE de longo prazo.

<sup>47</sup> Cabe observar que  $\dot{f}_c$  pode ser tanto positivo quanto negativo, dependendo do resultado da execução orçamentária. Por consequência, o estoque de dívida pública também pode estar em posição devedora, ou seja,  $f_c < 0$ .

diretamente ao financiamento externo do país, cujo saldo em conta corrente depende dos fluxos ofertados de capital obtidos em contrapartida. O lado do equilíbrio externo reflete, então, a relação de arbitragem que descreve as condições nas quais o resto do mundo aceitará financiar a economia doméstica.

Os títulos domésticos, por hipótese, não são substitutos perfeitos em relação aos do resto do mundo, visto que carregam consigo um prêmio de risco. Este varia na mesma direção do estoque acumulado de obrigações (dívida) do país no *portfólio* mundial. Tal efeito pode ser captado em uma equação da forma de (1.57), na qual  $i^*$  é a taxa de juros externa em relação aos residentes domésticos, que equivale à soma da taxa mundial de juros  $i_w$  e o prêmio de risco  $p(f)$ :

$$i^* = i_w + p(f) \quad , \quad p(0) > 0 \quad , \quad p' < 0 \quad \text{e} \quad p(f) > 0 \quad , \quad \forall f . \quad (1.57)$$

Na equação (1.57), tem-se, portanto, o prêmio de risco dado em função de um nível de endividamento  $f$ . Três observações são pertinentes quanto a esta formulação de risco. Primeiro, como  $p' < 0$ , o prêmio de risco diminui quanto menor for o nível de endividamento (ou quanto maior for a posição credora do país). Entretanto, como segunda observação, verifica-se que, por  $p(0) > 0$ , mesmo na ausência de endividamento, a economia em desenvolvimento do modelo apresenta uma taxa de risco positiva para os ofertantes internacionais de fundos. Este resultado nos leva, finalmente, a concluir que o piso dos juros externos para empréstimos do país será sempre maior que a taxa mundial de juros  $i_w$ .

A condição de equilíbrio para o mercado dos bens NT pode ser representada pela equivalência de oferta ( $y_{NT}$ ) e demanda (parte alocada dos gastos privados e do setor público) destes, conforme (1.58):

$$y_{NT}(R) = c_{NT} + g_{NT} = (1 - \theta) \cdot R \cdot c + g_{NT} . \quad (1.58)$$

Como toda a produção de bens NT é consumida, os custos de transação referidos na equação (1.46) recaem apenas sobre os bens T. Na equação (1.58), então, tem-se uma importante conclusão de curto prazo do modelo, quando os valores do consumo  $c$  privado e  $g_{NT}$  do governo estão dados. Esta reside no fato de

que  $R$ , a taxa de câmbio real, deve ser tal que garanta a igualdade da expressão. Resolvendo-se (1.58) para  $R$ , portanto, resulta na taxa de câmbio de equilíbrio de curto prazo, expressa abaixo.

$$R = R(c, g_{NT}) \quad , \quad R_c = \frac{(1-\theta) \cdot R}{y'_{NT} - (1-\theta) \cdot c} < 0 \quad , \quad R_{g_{NT}} = \frac{1}{y'_{NT} - (1-\theta) \cdot c} < 0 \quad (1.59)$$

Este valor de equilíbrio de  $R$  se relaciona de forma negativa com os gastos, isto é, no curto prazo, tanto redução do consumo privado quanto do dispêndio do governo em bens NT implica uma depreciação real do câmbio, de forma a estimular a demanda agregada pelo lado externo. Desta forma, destaca-se que a sustentabilidade de  $R$  está condicionada à do próprio nível de consumo<sup>48</sup>.

A principal característica do modelo no que concerne à TCRE determinada no longo prazo se refere à sua tendência a uma configuração de *steady-state*, que se consolida quando o estoque de endividamento externo e a taxa de câmbio real  $R$  estão fixos. As propriedades de longo prazo do modelo serão concentradas, justamente, na análise da taxa de câmbio real consistente com os equilíbrios interno e externo da economia doméstica, conforme o conceito de Nurkse (1945).

Inicialmente, para reduzir o modelo a um número menor de relações relevantes, busca-se consolidar as restrições orçamentárias privada e pública. Então, diferenciando-se (1.44) e substituindo-a em (1.52), obtém-se a equação (1.52') a seguir.

$$\dot{f}_H = y - t + r \cdot f_H - \left( \dot{m} + \pi^* \cdot m \right) - \left[ 1 + \tau \left( \frac{m}{c} \right) \right] \cdot c \quad (1.52')$$

Para obter-se a forma final da restrição orçamentária consolidada, somam-se as equações (1.56) e (1.52'). Utilizando-se, então, as definições de  $y$  e  $c$ , além da condição de equilíbrio de curto prazo expressa em (1.58), chega-se em (1.60).

---

<sup>48</sup> Em Montiel (1998) *apud* Montiel (1999a) é derivada toda a dinâmica de curto prazo do modelo, na qual é baseada a demonstração da unicidade e da estabilidade do equilíbrio. Para não tomar maior espaço e por não implicar conclusões fundamentais para o trabalho, não será aberta esta extensão.

$$\dot{f} = y_T(R) + r \cdot f - \left[ \theta + \tau \left( \frac{m}{c} \right) \right] \cdot c - g_T \quad (1.60)$$

A equação (1.60) expressa matematicamente uma conclusão que já se havia chegado anteriormente de forma individual para os setores público e privado da economia doméstica. Ela indica que, quando o total de gastos do governo e dos consumidores em bens T (incluindo-se os custos de transação) excede a produção destes somada aos ganhos de capital, há acumulação de dívida externa. Ou seja, (1.60) define a evolução temporal dos ativos externos líquidos.

O próximo passo consiste em explorar o comportamento do consumo sob as condições de *steady-state*. Pela equação (1.55), fica evidente que este é determinado pelo nível do câmbio e dos juros no equilíbrio de longo prazo, que, por sua vez, são dependentes das condições derivadas para o mercado de bens NT (1.59) e para a arbitragem (1.45). Esta última pode ser modificada para apresentar explicitamente algumas variáveis relevantes, quais sejam, a taxa de juros mundial e o prêmio de risco associado à economia doméstica<sup>49</sup>, conforme (1.45') abaixo.

$$i = [r + \pi_W + p(f)] + \varepsilon \quad (1.45')$$

A condição imposta de *steady-state* sobre (1.55) é dada por:

$$\dot{c} = \dot{R} = \dot{i} \Rightarrow \rho = r = r_W + p(f), \quad (1.61)$$

onde, como  $r_W$  e  $\rho$  são exógenas, tem-se, implicitamente, a determinação do valor de longo prazo  $f^*$  da posição internacional líquida de crédito do país. No caso da taxa de preferência intertemporal  $\rho$  ser muito alta, como  $p$  é função decrescente de  $f$ , o endividamento será maior no longo prazo.

Substituindo-se (1.61) em (1.45'), então, obtém-se a taxa nominal de juros de longo prazo da economia doméstica, descrita em (1.62),

$$i = (\rho + \pi_W) + \varepsilon = \rho + \pi^*, \quad (1.62)$$

<sup>49</sup> A equação (5') incorpora a relação de Fisher e a condição de oferta externa de fundos à determinação da taxa de juros.

que termina por definir os valores de longo prazo da velocidade  $h$  do consumo e dos custos de transação  $\tau$  por unidade de consumo, expressos em (1.63) e (1.64) abaixo.

$$h^* = h(i) = h(\rho + \pi^*), \quad (1.63)$$

$$\tau^* = \tau[h(i)] = \tau[h(\rho + \pi^*)]. \quad (1.64)$$

Com tal descrição dos determinantes do consumo no longo prazo, é possível caracterizar o equilíbrio de longo prazo da taxa de câmbio real do modelo substituindo-se (1.61), (1.62) e (1.64) em (1.60).

$$0 = y_T(R) + \rho \cdot f^* - \{\tau[h(\rho + \pi^*)] + \theta\} \cdot c - g_T \quad (1.65)$$

A equação (1.65) representa, portanto, a condição de equilíbrio externo de longo prazo. Ela relaciona a taxa de câmbio que deve prevalecer de forma que a oferta agregada doméstica de bens T seja equivalente a sua demanda agregada quando as outras variáveis que determinam o consumo estão em seus valores de longo prazo.

Finalmente, ao somarmos  $\pi_W \cdot f^*$  em ambos os lados de (1.65), obtemos a expressão da balança de transações correntes ajustada pela inflação mundial, representada pela equação (1.65').

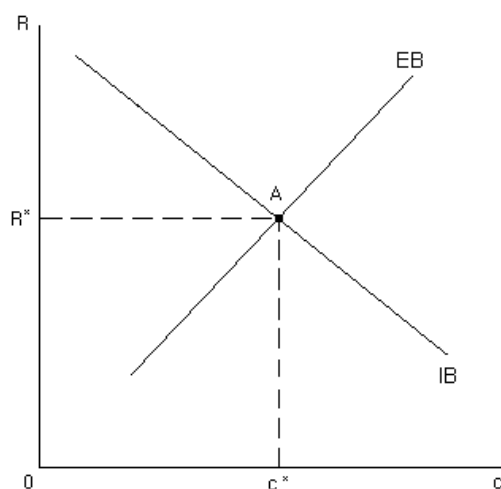
$$\pi_W \cdot f^* = y_T(R) + (\rho + \pi_W) \cdot f^* - \{\tau[h(\rho + \pi_W + \varepsilon)] + \theta\} \cdot c - g_T \quad (1.65')$$

A equação (1.65') diz que a conta corrente do país, bem como, por consequência, sua poupança, deve ser igual ao ajuste do valor dos títulos externos em relação a inflação. Dessa forma, as transações com o exterior permanecem em um nível sustentável de longo prazo como o definido anteriormente por (1.65). Neste caso, um país em posição líquida de devedor ( $f^* < 0$ ) obteria um déficit sustentável em transações correntes (com o recíproco superávit na conta de capital), pois o novo fluxo de endividamento seria compensado pela corrosão inflacionária sobre o principal da dívida e sobre os fluxos nominais de juros pagos ao exterior.

Assim, tem-se definidas as condições para determinação dos equilíbrios

externo (EB) e interno (IB) apresentados na figura 1.4.

Os pontos sobre a curva EB se referem a combinações de consumo  $c$  e taxa de câmbio real  $R$  que satisfazem a equação (1.65'), ou seja, que refletem equilíbrio externo na economia doméstica. Ela é positivamente inclinada pois  $y_T$ , a produção dos bens T, aumenta para níveis mais elevados de  $R$ , sendo necessário, portanto, um maior patamar de consumo para que não haja excesso de oferta doméstica de bens T, o que levaria a economia a superávites em transações correntes.



**FIGURA 1.4 – Determinação da taxa de câmbio real de equilíbrio (longo prazo).**  
FONTE: Montiel (1999a).

A curva IB, por seu turno, reflete o equilíbrio interno da economia através de combinações de  $c$  e  $R$  que satisfazem a equação (1.59). Sua inclinação é negativa pois uma  $R$  alta desincentiva a produção de bens NT, sendo necessária uma redução do nível de consumo para que não haja excesso de oferta destes bens na economia. Estes resultados estão ligados ao fato de que o consumo dos bens T e NT são dados como parcelas fixas do consumo total, bem como de que variações na taxa de câmbio real afetam de maneira oposta a produção destes setores.



O ponto A é o único que satisfaz simultaneamente as condições domésticas de equilíbrio interno e externo, sendo, portanto, do qual resulta a taxa de câmbio  $R^*$  de equilíbrio, ou de longo prazo.

A inserção de outros fundamentos de longo prazo neste modelo pode ser feita através da análise dos efeitos de mudanças permanentes sobre as suas diversas variáveis exógenas em relação ao equilíbrio (ponto A). A seguir, serão apresentados alguns destes fundamentos, cujos efeitos serão brevemente comentados.

A política fiscal, realizada via gastos do governo, afeta diretamente o equilíbrio de longo prazo pela distribuição setorial dos gastos e, indiretamente, via resultado orçamentário. Quando aumenta o dispêndio do governo sobre os bens T, ou seja, aumenta  $g_T$  na equação (1.65'), a curva EB é deslocada positivamente. Isto porque tal aumento leva a um déficit comercial (e em transações correntes), necessitando uma desvalorização de R para restaurar o equilíbrio do setor externo. Nota-se, neste caso, que o equilíbrio interno não foi alterado em momento algum (a curva IB não alterou sua posição), ocorrendo apenas um movimento ao longo dela. O novo equilíbrio de longo prazo se dá, também, com um nível de consumo  $c$  mais baixo. Entretanto, a redução no consumo de T, especificamente, é menor que o aumento dos gastos do governo, visto que a depreciação real da moeda induz uma elevação da produção deste setor, acomodando sua maior demanda agregada.

Quando o gasto do governo em bens NT aumenta, a curva EB não é afetada. O aumento da demanda neste setor eleva o preço relativo destes bens para manter o mercado em equilíbrio, deslocando IB para baixo (visto que o câmbio real se valoriza). Verifica-se, desta forma, o *crowding out* do consumo privado, assim como ocorrera no caso anterior.

Uma última opção de política fiscal seria uma redução no déficit fiscal, cujos efeitos sobre a taxa de câmbio real de longo prazo são diferentes caso o ajuste seja realizado pelo lado da despesa ou da receita pública. No primeiro caso, os efeitos são similares aos descritos anteriormente e dependem, especificamente, da

composição da redução destes gastos em termos de bens T e NT. Entretanto, há que se considerar que a redução do déficit em si também gera efeitos sobre o equilíbrio, os quais serão melhor compreendidos com a observação do segundo caso.

Uma redução do déficit orçamentário obtida via aumento de impostos é equivalente a uma desaceleração da taxa de emissão de moeda pelo banco central, reduzindo, portanto, a taxa de depreciação do câmbio. Por (1.45'), tem-se que isto termina por implicar uma redução na taxa de juros doméstica e um aumento da demanda por moeda – equação (1.54) –, diminuindo os custos de transação associados ao consumo. Então, por (1.65'), o resultado líquido deste aumento de impostos quando a economia doméstica está em equilíbrio externo e interno é um maior nível de produto real, causado por uma expansão real dos bens T. Isto desloca a curva EB da figura 1.4 para baixo, demonstrando a apreciação real da taxa de câmbio de longo prazo<sup>50</sup> compatível com um maior patamar de consumo. Este resultado está ligado a uma maior eficiência da economia com a eliminação, de parte ao menos, do imposto inflacionário ligado à emissão de moeda.

Os fundamentos ligados aos fluxos de capital endógenos do modelo dependem das condições financeiras internacionais, que são exógenas. O efeito de curto prazo de uma entrada de capital na economia é a possibilidade de elevar a absorção doméstica em relação à renda. Porém, tais fluxos têm, como legado de longo prazo, a geração de fluxos de pagamentos.

Choques que interferem nos fluxos de capital podem ser examinados através da equação (1.65'). Toma-se como exemplo uma redução da taxa mundial de juros  $r_w$ . Considerando-se a conta corrente doméstica em equilíbrio, tem-se que a taxa de câmbio real se deprecia para manter o equilíbrio, dada a entrada de capital na economia, conforme (1.66) abaixo, e a curva EB se desloca para a esquerda.

---

<sup>50</sup> Contrariamente à hipótese adotada pelo modelo, caso os custos de transação recaíssem totalmente sobre o consumo dos bens NT, ter-se-ia a curva IB deslocando-se para cima, resultando em uma desvalorização do câmbio de equilíbrio.

$$\left. \frac{dR}{dr_w} \right|_{f=0} = \frac{\rho + \pi_w}{p' \cdot y'_T} < 0 \quad (1.66)$$

Outro fator fundamental que deve ser observado na determinação da TCRE do modelo é o já descrito efeito Balassa-Samuelson. Sua incorporação à estrutura analítica se dá por meio da introdução de um parâmetro de produtividade do setor de bens T na função de produção descrita por (1.41), que também afetaria o equilíbrio no mercado de trabalho.

Um aumento da produtividade neste setor, portanto, ampliaria a sua demanda por trabalho e levaria a um maior salário de equilíbrio. A uma R dada, o setor NT reduz sua participação no emprego e diminui sua produção, ao contrário do setor T. Os efeitos sobre a própria R estão ligados à inclusão indireta da produtividade nas equações (1.59) e (1.65'), via  $y_T$  e  $y_{NT}$ . O equilíbrio interno é afetado pela redução da produção do setor de bens NT, que desloca a curva IB para baixo, visto que é requerida uma apreciação real do câmbio para manter o equilíbrio. Por outro lado, a maior produtividade eleva a produção de bens T, levando a um incipiente superávit comercial que também requererá uma apreciação para voltar ao equilíbrio, empurrando a curva EB para baixo. Entretanto, como o efeito sobre EB (1.65') é superior ao de IB (1.59), a absorção privada doméstica se eleva com o maior nível produtividade no setor T.

A introdução de choques nos termos de intercâmbio no modelo se dá através da separação do setor de bens T em dois: bens exportáveis e importáveis. Desta forma, é possível condicionar a produção de cada subsetor ao valor dos termos de troca – definidos como o preço dos bens exportáveis em relação ao dos importáveis –, com os quais a produção do primeiro subsetor se relaciona positivamente e a do segundo, bem como a de NT, negativamente.

Assim, quando melhoram os termos de troca, o salário de equilíbrio do mercado de trabalho se eleva, deslocando mão-de-obra para o setor de exportáveis a partir dos demais. O excesso de demanda observado no mercado de bens NT

desloca IB para baixo. O efeito líquido sobre EB depende do tamanho relativo de ambos subsetores. Cabe notar que há dois canais de alteração da oferta total do setor de bens T. O primeiro é o efeito-renda gerado pelo maior preço relativo das exportações. Outro é o efeito sobre a produção física dos setores. Supondo que as repercussões sobre os exportáveis é superior as sobre os importáveis, então o resultado líquido é semelhante ao verificado quando do aumento da produtividade do setor de bens T.

Por fim, a introdução da política comercial do país como fundamento de longo prazo termina por se tornar direta, visto que taxas e subsídios alteram diretamente o valor dos termos de troca. Os efeitos sobre IB, portanto, são os mesmos. Quanto a EB, deve-se apenas considerar que, neste caso, há apenas um canal que afeta a oferta total do setor de bens T, que é a produção relativa entre exportáveis e importáveis. Isto ocorre porque não existe efeito-renda pelo deslocamento de maiores recursos externos para a economia doméstica, mas sim uma transferência interna de recursos via governo, que é quem recolhe taxas e impostos, além de repassar subsídios.

## **2 ESTIMATIVAS E OUTRAS APLICAÇÕES DE MODELOS DE TAXA DE CÂMBIO DE EQUILÍBRIO.**

A partir de meados da década de 80, especialmente após os trabalhos de Williamson (1985) e, mais tarde, Edwards (1989), surgiu uma vasta literatura acerca da taxa de câmbio de equilíbrio. Os modelos teóricos - brevemente revistos no capítulo 1 - foram expandidos de forma que contemplassem toda uma série de regularidades empíricas observadas em suas aplicações. Essas, por sua vez, vêm aumentando ano a ano. Com a crescente literatura, também passou-se a especificar modelos para economias em desenvolvimento, cujas condições de determinação da taxa de câmbio diferem das economias industrializadas e, na aplicação econométrica, não dispõem de dados satisfatórios em termos de amplitude das séries e da sua qualidade.

No presente capítulo, será realizada uma revisão da bibliografia destas aplicações, que obedecerá a alguns critérios. Inicialmente, serão discutidos diversos trabalhos empíricos referentes a diferentes modelos, metodologias e países. O objetivo desta avaliação será, além de caracterizar os modelos e suas extensões na prática, observar alguns aspectos importantes dos processos de estimação da TCRE. Por fim, alguns trabalhos referentes à TCRE do Brasil, junto a outros referentes à determinação da sua taxa de câmbio no longo prazo, terão seus resultados discutidos, visto que serão os principais marcos para comparação da análise do presente estudo.

A resenha de literatura aqui apresentada tem caráter meramente ilustrativo, não esgotando o tema e tampouco pretendendo ser representativa. Busca-se, com esta breve revisão, apresentar algumas abordagens similares e outras diferentes da que será utilizada no terceiro capítulo do presente estudo. Ainda, na escolha dos trabalhos ora apresentados, também foi observado o seu ano de

publicação, buscando-se examinar principalmente estudos mais recentes (desde 1994). A PPC não será revista, pois há extensa literatura referente à esse assunto. Especificamente, quanto a economias em desenvolvimento, Edwards e Savastano (1999) apresentam uma série de aplicações da PPC. Relativamente a estudos sobre a PPC no Brasil, alguns trabalhos terão apenas seus resultados comentados para fins de comparação com a estimativa proposta neste trabalho.

## **2.1 UM EXAME DE DIFERENTES MODELOS E METODOLOGIAS PARA O CÁLCULO DA TAXA DE CÂMBIO REAL DE EQUILÍBRIO.**

Seguindo a conceituação de Nurkse (1945), os modelos teóricos de TCRE são sempre consoantes com as noções de equilíbrio interno e externo de uma economia doméstica. Há alguns modelos, entretanto, que fazem proposições alternativas tanto na estrutura analítica teórica, quanto na modelagem econométrica.

Alguns modelos apresentam o equilíbrio doméstico como o fator que determina o nível ótimo dos fluxos externos de capital - e conseqüente acumulação de dívida. A ligação entre o nível de absorção interna e as transações correntes se dá pelo fluxo de ativos externos líquidos. Por outro lado, há modelos que determinam um fluxo permanente de capital externo que “raciona” o nível da absorção. Outra classe de modelos apresenta uma taxa de câmbio de equilíbrio que reflete movimentos em variáveis macroeconômicas mais amplas (por exemplo, PIB, desemprego e preços). Tais abordagens pressupõem que as demais variáveis (fundamentos) afetam a taxa de câmbio por intermédio dessas. Em sua maioria, estas estruturas teóricas se baseiam em modelos de simulação de equilíbrio geral ou parcial.

O quadro a seguir apresenta algumas aplicações empíricas relacionadas a estimação da TCRE em diversos países. São destacados alguns aspectos referentes

aos modelos teóricos e econométricos, a metodologia de estimação, os fundamentos adjacentes aos modelos e, por fim, algumas observações e resultados que poderão vir a ser interessantes quando da parte empírica do presente estudo (capítulo 3).

Autor(es), Países e Período da Amostra	Características do Modelo	Técnica de Estimação e Cálculo TCRE	Fundamentos (sinais esperados <sup>51</sup> )	Observações
<p><b>Elbadawi (1994)</b></p> <p>Chile e Gana (1965-90); Índia (1965-88).</p> <p>Dados anuais.</p>	<p>Estrutura analítica como a de Montiel (1999b), na qual a TCRE é afetada por fatores exógenos e choques de política econômica que incidem sobre os fundamentos. Desalinhamentos da taxa real ante a de equilíbrio são decorrentes de política econômica inconsistente com os fundamentos.</p>	<p>Mecanismo de correção de erros (ECM) compatível com um vetor de cointegração de longo prazo - por Johansen (1988)<sup>52</sup>.</p> <p>A partir dos coeficientes estimados deste vetor de longo prazo, é calculada a TCRE utilizando os valores permanentes dos fundamentos, obtidos pela decomposição de Beveridge e Nelson (1981).</p>	<p>Longo prazo (LP): nível de absorção (-), termos de troca (TOT) (?), tarifas (-) e subsídios (-) ao comércio, nível do gasto do governo (?) e gasto do governo em bens NT (-).</p> <p>ECM: fluxos de entrada de capital, taxa de juros internacional, composição do consumo total (entre bens T e NT), taxa de depreciação cambial nominal e evolução do crédito doméstico .</p>	<p>No ECM, a absorção é endogeneizada pelos fluxos de capital.</p> <p>TOT tiveram sinal estimado negativo, visto que o efeito-renda tende a dominar o efeito substituição.</p> <p>Dispêndio do governo em bens NT não foi testado por falta de <i>proxy</i> adequada.</p>
<p><b>Paiva (2001)</b></p> <p>Costa Rica (1970-99).</p> <p>Dados anuais.</p>	<p>Duas abordagens:</p> <p>1. modelo de equilíbrio parcial, baseado nas elasticidades. A TCRE é consistente com o processo descrito em Bayoumi <i>et al.</i> (1994), conforme capítulo anterior.</p> <p>2. cálculo da TCRE pelos fundamentos, baseado no mesmo modelo de Elbadawi (1994).</p>	<p>1. nível da conta corrente (CC) de equilíbrio determinado através de uma regressão dessa ante orçamento do governo, estrutura etária, PIB <i>per capita</i> potencial e razão capital-traba-lho. Cálculo da TCRE conforme Bayoumi <i>et al.</i> (1994).</p> <p>2. Relação de cointegração e ECM. TCRE calculada com médias móveis de 5 anos dos fundamentos.</p>	<p>Somente em 2:</p> <p>LP: nível de gastos do governo (-), TOT (-), grau de abertura (<i>proxy</i> para o inverso dos níveis de impostos e subsídios comerciais) (+) e investimento direto estrangeiro (-).</p> <p>ECM: taxa de depreciação do câmbio nominal.</p>	<p>No LP, grau de abertura não foi significativo, bem como a <i>proxy</i> de política monetária na dinâmica de curto prazo (CP).</p> <p>Calcula CC “desejável” sob outra ótica, substituindo a média móvel do gasto público pelo valor que equilibraria o orçamento nos anos anteriores.</p> <p>Resultados mostram que políticas de desvalorização nominal e expansão fiscal tendem a se anular.</p>

**QUADRO 2.1 – Estudos empíricos sobre TCRE por diversos modelos e metodologias em diferentes países.**

(continua...)

<sup>51</sup> Onde (+) significa que um aumento do valor do fundamento implica desvalorização da TCRE e (-) valorização.

<sup>52</sup> Neste quadro, salvo observação em contrário, a referência a cointegração estará ligada a tal procedimento.



Autor(es), Países e Período da Amostra	Características do Modelo	Técnica de Estimação e Cálculo TCRE	Fundamentos (sinais esperados)	Observações
<p><b>Mongardini (1998)</b></p> <p>Egito (1987-1996).</p> <p>Dados mensais.</p>	<p>Utiliza modelo de Edwards (1989, 1994) de determinação da TCRE, que pode ser aproximado pela estrutura analítica de Montiel (1999b). Neste, a taxa de câmbio real tem expurgados os efeitos de mudanças no câmbio nominal e nas políticas fiscal e monetária, que são neutras no LP.</p>	<p>Estima ECM a partir de um vetor de cointegração de longo prazo entre o câmbio real e os fundamentos, que é obtido através do procedimento ARDL<sup>53</sup>.</p> <p>A TCRE é calculada com base nos coeficientes de longo prazo e em médias móveis de 12 meses dos fundamentos.</p>	<p>LP: serviço da dívida (+), nível do consumo do governo (-), controle cambial (<i>dummy</i>) (-), controles de capitais (conta de capital defasada) (?), progresso tecnológico (-) e TOT (-).</p> <p>ECM: depreciação nominal, razão entre déficit fiscal e base monetária e excesso de crédito doméstico.</p>	<p>As <i>proxies</i> de política econômica do ECM não foram significativas. O coeficiente da política monetária, além disso, apresentou-se positivo na estimação (mas negativo no modelo teórico). A possível causa disso seria a mudança do regime cambial, ocorrida dentro do período da amostra.</p>
<p><b>Baffes, Elbadawi e O'Connell (1999)</b></p> <p>Costa do Marfim e Burkina Faso (1965-93).</p> <p>Dados anuais.</p>	<p>A partir da estrutura analítica de Montiel (1999b), é introduzida rigidez nominal das variáveis para justificar a dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio.</p> <p>Conta corrente e balança comercial são endógenas a partir da hipótese de crédito externo racionado. Esse restringe os déficits da CC por impedir crescimento da conta de capital.</p>	<p>Utiliza modelo VAR/VEC<sup>54</sup> para análise de cointegração. Costa do Marfim: metodologia de Engle e Granger (1987) (por mínimos quadrados ordinários) e variáveis instrumentais). Burkina Faso: variáveis instrumentais.</p> <p>Ambas TCRE calculadas a partir dos coeficientes estimados de longo prazo. Fundamentos alisados com médias móveis de 5 anos. Para Costa do Marfim, também foi calculada a partir dos valores permanentes dos fundamentos (por Beveridge-Nelson).</p>	<p>LP: TOT (?), grau de abertura (+), balanço de recursos (do balanço de pagamentos) (+), parcela investida da absorção (+), nível externo de preços (+) e produtividade relativa (efeito Balassa-Samuelson) (+). Por parcimônia, preços externos foram eliminados na estimação para Burkina Faso.</p> <p>ECM Costa do Marfim: dinâmica total dada pelas diferenças dos fundamentos.</p> <p>ECM Burkina Faso: único fator de dinâmica de curto prazo é o saldo comercial.</p>	<p>Analisa método alternativo para avaliar TCRE, visto que cointegração implica que desalinhamento cambial tenha média zero quando utilizados valores dos fundamentos: cálculo a partir de valores “sustentáveis” dos fundamentos (caráter normativo).</p> <p>Coefficiente estimado para TOT é negativo.</p> <p>Costa do Marfim: preços externos utilizados somente na dinâmica do ECM e não há evidência da confirmação do efeito Balassa-Samuelson.</p> <p>Burkina Faso: efeito do investimento não foi significativo.</p>

**QUADRO 2.1 – Estudos empíricos sobre TCRE por diversos modelos e metodologias em diferentes países.**

(continua...)

<sup>53</sup> ARDL: *Autoregression distributed lag*. Utiliza-se tal procedimento quando as variáveis são integradas em ordens diferentes, conforme Pesaran e Shin (1995).

<sup>54</sup> VAR/VEC: *Vector autoregression / Vector error correction*. Ver Hamilton (1994).

Autor(es), Países e Período da Amostra	Características do Modelo	Técnica de Estimação e Cálculo TCRE	Fundamentos (sinais esperados)	Observações
<p><b>Devarajan (1999)</b></p> <p>12 Membros de 13 da CFA<sup>55</sup> (Benin, Burkina Faso, República dos Camarões, República Africana Central, Chade, Congo, Costa do Marfim, Gabão, Mali, Níger, Senegal e Togo (1977-96).</p> <p>Dados anuais.</p>	<p>Modelo DLR<sup>56</sup> (equilíbrio geral computável multissetorial). Baseado na determinação relativa da produção entre diferentes setores a partir dos preços relativos, dada uma meta em conta corrente consistente com a evolução dos TOT da economia. O impacto de tal evolução depende das elasticidades da demanda, da oferta e do comércio externo (de forma próxima a de um modelo DEER, porém ampliado).</p>	<p>A TCRE é a atualização do valor da taxa de câmbio real, para os anos da amostra, a partir da definição de um “ano-base” - como no caso da PPC.</p> <p>O nível doméstico de preços (setores NT) de equilíbrio é a variável endógena de ajuste da taxa de câmbio real ante seu valor de equilíbrio, dados choques nos TOT.</p>	<p>Não é estimada relação de equilíbrio para TCRE.</p> <p>TCRE depende dos preços dos setores de bens exportáveis e importáveis e das elasticidades de comércio, que são determinados fora do modelo, além da meta em CC (exógena).</p> <p>Ajuste da TCRE é calculado ano a ano como a variação dos TOT ponderada pelas elasticidades.</p>	<p>Como PPC, a estipulação do “ano-base” é <i>ad hoc</i>, no qual a taxa de câmbio real estaria supostamente em equilíbrio. Critério: conta corrente compatível com um nível sustentável de fluxos de capital no longo prazo).</p> <p>Modelo não apresenta a dinâmica da taxa de câmbio.</p> <p>Caso não haja choques sobre os TOT, modelo equivale à PPC.</p>
<p><b>Razin e Collins (1997)</b></p> <p>20 países industrializados e 73 economias em desenvolvimento (1975-92).</p> <p>Dados anuais.</p>	<p>Baseado em uma estrutura IS-LM cuja apresentação é similar à Montiel (1999b), incorpora mobilidade de capitais à determinação da taxa de câmbio real de longo prazo. A rigidez de curto prazo - que impede ajuste instantâneo - é introduzida através de fatores nominais e contratos sobrepostos.</p>	<p>O vetor de cointegração de LP e a dinâmica de CP são dados através de uma análise de painel.</p> <p>A TCRE é calculada a partir dos valores dos fundamentos alisados por médias móveis de 5 anos juntamente com os coeficientes do vetor de cointegração.</p>	<p>LP: produtividade (+), crescimento relativo moeda-produto (<i>proxy</i> para demanda doméstica) (+), TOT (-), fluxo de capitais (-), balanço de recursos do balanço de pagamentos (+).</p> <p>CP (desvios a partir de séries ajustadas por um ARMA (1,1)): produto (+), absorção (-) e oferta de moeda (+).</p>	<p>TCRE é subproduto (artigo analisa os impactos dos desalinhamentos cambiais sobre o crescimento econômico).</p> <p><i>Proxy</i> para a demanda teve sinal estimado invertido em relação ao modelo teórico.</p>

**QUADRO 2.1 – Estudos empíricos sobre TCRE por diversos modelos e metodologias em diferentes países.**

(continua...)

<sup>55</sup> CFA: *Communauté Financière Africaine*.

<sup>56</sup> Ver Devarajan, Lewis e Robinson (1993).

Autor(es), Países e Período da Amostra	Características do Modelo	Técnica de Estimação e Cálculo TCRE	Fundamentos (sinais esperados)	Observações
<p><b>Stein (1994)</b></p> <p>Estados Unidos (1975-89).</p> <p>Dados trimestrais.</p>	<p>Modelo NATREX, que endogeiniza taxa de formação de capital, estoque de dívida externa, níveis interno e externo de juros, poupança e investimento, (conforme apresentado no capítulo 1).</p>	<p>Um subsistema de médio prazo estima a TCRE (NATREX) condicionada aos valores correntes dos fundamentos e demais variáveis de ajuste de LP do modelo. Dinâmica de médio prazo é dada pelo diferencial das taxas de juros.</p> <p>Dinâmica de LP é dada pela convergência dos estoques de capital e dívida aos seus equilíbrios de <i>steady-state</i>.</p>	<p>Médio prazo: taxas de crescimento doméstica (-) e externa (+), conta corrente (-), ou nível de endividamento (+), e diferencial entre juros domésticos e internacionais (-).</p> <p>LP: consumo (privado e governo) (+) como forma de aproximar a taxa intertemporal de preferência da economia. A CC é desconsiderada, pois dívida converge ao nível de <i>steady-state</i>.</p>	<p>Para os fundamentos refletirem nível de pleno emprego do produto e terem fatores cíclicos eliminados, foi utilizada média móvel de 12 trimestres. Assim, trabalho não considera possibilidades de fluxos transitórios de capitais.</p> <p>Política econômica tratada de forma exógena em relação à TCRE.</p>
<p><b>Clark e Mac Donald (2000)</b></p> <p>Estados Unidos, Canadá e Inglaterra (1960-97).</p> <p>Dados anuais.</p>	<p>Modelagem BEER, como uma versão modificada da paridade de juros à descoberto (PJD), que é ajustada pelo prêmio de risco ligado ao desalinhamento da taxa de câmbio real atual ante seu nível esperado futuro. Esse é ancorado pela estimativa da TCRE, que é a taxa de câmbio de longo prazo subjacente aos fundamentos.</p>	<p>Identifica relação implícita entre fundamentos de LP e taxa de câmbio real dentro do próprio vetor de cointegração. Usa decomposição de Gonzalo e Granger (1995) para encontrar valores permanentes dos fundamentos. Relações dinâmicas e de cointegração estimadas a partir de um ECM vetorial.</p> <p>TCRE calculado como BEER (comportamento de equilíbrio da taxa de câmbio real) e, alternativamente, a partir dos valores permanentes dos fundamentos.</p>	<p>Preços relativos (T/NT) (-), ativos externos líquidos (estoque da dívida externa) (-) e diferencial entre juros domésticos e externos (-).</p> <p>Em outro trabalho, Clark e Mac Donald (1999), é incluído os TOT e uma <i>proxy</i> do prêmio de risco (endividamento relativo do governo doméstico ante o externo). Nesse estudo a BEER é estimada para Estados Unidos, Japão e Alemanha.</p>	<p>Estados Unidos e Canadá: câmbio real é analisado similarmente pelas duas formas de cálculo da TCRE.</p> <p>Inglaterra: a BEER diverge muito mais do câmbio real do que a série estimada pelos fundamentos permanentes. Pode-se supor que isso ocorre porque a BEER não reconhece que os movimentos do diferencial entre as taxas de juros foram impulsionados, em sua maior parte, pelo seu componente transitório, com o permanente ficando estável no período da amostra.</p>

QUADRO 2.1 – Estudos empíricos sobre TCRE por diversos modelos e metodologias em diferentes países.

(continua...)

Autor(es), Países e Período da Amostra	Características do Modelo	Técnica de Estimação e Cálculo TCRE	Fundamentos (sinais esperados)	Observações
<p><b>Wadhvani (1999)</b></p> <p>Taxas de câmbio bilaterais até 1995/12: £-DM, £-US\$ (desde 1982/1), £-¥, DM-¥ (1984/1), US\$-DM (1981/2), US\$-¥ (1984/3).</p> <p>Dados mensais.</p>	<p>Também apresenta uma versão modificada da PJD. O câmbio esperado é ancorado pela TCRE, dados os fundamentos do mercado financeiro. A TCRE é modelada como a FEER em Williamson (1985), em uma abordagem similar à DEER (Bayoumi <i>et al.</i>, 1994).</p> <p>A Previsão da taxa de câmbio nominal é utilizada para modelos mais amplos de metas de inflação.</p>	<p>O modelo não é especificamente de TCRE, que é modelada à margem no sentido de melhorar o poder de previsão da taxa de câmbio nominal. A TCRE é determinada pelos diferenciais entre os valores correntes e desejáveis de seus fundamentos. Mas ela não é explicitamente calculada, apenas entra na dinâmica da taxa de câmbio nominal.</p>	<p>Em relação à TCRE, são utilizadas as diferenças entre valores correntes e desejáveis do saldo em CC, taxa de desemprego, estoque de dívida externa e preços relativos (setores T e NT).</p> <p>Para a previsão do câmbio nominal: desalinhamento entre câmbio real e TCRE, variáveis do mercado financeiro, diferenciais de inflação e juros.</p>	<p>Diferente da abordagem FEER, fundamentos são considerados não apenas como diferenças entre níveis atuais e ideais, mas também em relação a outros países.</p> <p>Resultados: mercado financeiro não dá a mesma importância que a FEER para as posições da CC e da dívida externa. Previsão do câmbio ficou melhor, mas hipótese de PJD não se confirma.</p>
<p><b>Halpern e Wyplosz (1997)</b></p> <p>Economias em transição.</p> <p>Calibragem do modelo: dados quinqüenais (1970-90). Simulações com modelo calibrado: dados anuais (1991-96). Dinâmica de curto prazo: dados mensais (até 1996).</p>	<p>Como não há modelo próprio para incorporar características das economias em transição, segue modelo econométrico baseado na literatura de crescimento econômico, focando o salário em dólar como <i>proxy</i> da taxa de câmbio real. Modelo avalia salários de equilíbrio em dólares pelo salários relativos (setores T e NT) e excessos salariais ante a produtividade.</p>	<p>Modelo é calibrado através de uma análise de painel para um conjunto de economias em desenvolvimento, para as quais, por hipótese, os parâmetros das economias em transição convergem.</p> <p>TCRE é calculada a partir dos coeficientes estimados no painel, juntamente aos valores dos fundamentos de cada país.</p> <p>Dinâmica de curto prazo a partir de um ECM compatível com um vetor de cointegração.</p>	<p>Painel (em relação aos salários em Dólares): produtividade (+), matrículas escolares (+), participação setorial (agricultura/indústria) (-), PIB setor público (+), inflação (-).</p> <p>ECM: salário real (+), produtividade (-), <i>spread</i> dos juros (taxas de empréstimos menos a de depósitos) (+), emprego (+), desemprego (-), desvalorização nominal (-) e variações nos juros de empréstimos (-).</p>	<p>O <i>spread</i> dos juros é introduzido como uma medida de eficiência do sistema bancário.</p> <p>Foram estimadas duas regressões no painel (calibragem): uma para economias em transição e outra para as demais (em desenvolvimento). Assim, estima-se uma banda para a convergência do primeiro grupo. Quanto mais adiantado o processo de transição, mais próximos os parâmetros individuais das economias estarão do segundo grupo estimado.</p>

**QUADRO 2.1 – Estudos empíricos sobre TCRE por diversos modelos e metodologias em diferentes países.**

(continua...)

Autor(es), Países e Período da Amostra	Características do Modelo	Técnica de Estimação e Cálculo TCRE	Fundamentos (sinais esperados)	Observações
<p><b>Edwards (1994)</b></p> <p>Grupo de 12 economias em desenvolvimento (1960-85).</p> <p>Dados trimestrais.</p>	<p>Estrutura analítica como a de Montiel (1999b) é estendida para um setor T com bens importáveis e exportáveis e considera o mercado paralelo do Dólar. No CP, fatores monetários e reais afetam a dinâmica da taxa de câmbio real, mas, no LP, apenas os fatores reais determinam a TCRE.</p>	<p>Estima ECM consistente com vetor de cointegração de longo prazo, utilizando dados de painel por variáveis instrumentais com efeitos fixos.</p> <p>TCRE não é calculada, apenas os coeficientes de curto e longo prazos.</p>	<p>LP: TOT (?), consumo do governo (-), estrutura tarifária (-), progresso técnico (-), fluxos de capital (-).</p> <p>CP: excesso do crédito doméstico (-) - <i>proxies</i> de política monetária, déficit fiscal (-), desvalorização nominal (+) e prêmio do mercado paralelo (-).</p>	<p>Resultados: 1) TOT teve sinal negativo e consumo do governo teve, dentre diversas especificações, coeficientes positivos ou não significativos, 2) política econômica insustentável gera pressão sobre o câmbio real, 3) mesmo neutro no LP, câmbio nominal pode acelerar convergência do real.</p>
<p><b>Haque e Montiel (1999)</b></p> <p>Tailândia (1980-96).</p> <p>Dados anuais.</p>	<p>Modelo HLM<sup>57</sup> (modelo macroeconômico comportamental baseado em um conjunto de equações de equilíbrio geral). Relaciona políticas fiscal, monetária e cambial com os demais mercados.</p>	<p>TCRE resulta da utilização de valores permanentes dos fundamentos nas equações do modelo. O cálculo é feito de forma recursiva.</p> <p>Desalinhamento medido em relação ao resultado obtido quando utilizados os valores correntes dos fundamentos.</p>	<p>Apesar do modelo ser resolvido de forma recursiva dentre suas equações, são destacados três fundamentos que afetam a taxa de câmbio: gasto do governo em bens NT (-), taxas internacionais de juros (+) e renda externa (-).</p>	<p>Modelo só permite observação da dinâmica de ajustamento quando os valores permanentes dos fundamentos sofrem choques em relação aos seus equilíbrios de <i>steady-state</i>.</p>
<p><b>Sundararajan, Lazare e Williams (1999)</b></p> <p>Irã (1970-95).</p> <p>Dados anuais.</p>	<p>Baseado na estrutura macroeconômica da conta corrente. Diferente da DEER (próximo à BEER): endogeneiza comportamento da poupança e do investimento, de onde torna implícita uma relação entre câmbio real e as demais variáveis<sup>58</sup>.</p>	<p>A TCRE é calculada a partir de um vetor de cointegração de LP e a dinâmica de CP é dada por um ECM. Isso foi realizado para quatro versões diferentes da taxa de câmbio real.</p>	<p>LP: resultado fiscal (-), TOT (-), preço real do petróleo (-), produtividade (+), oferta de moeda (-), estoque de dívida externa (+), controles de capital (-).</p> <p>ECM: primeiras diferenças e defasagens dos fundamentos.</p>	<p>Modelo foi adaptado para refletir taxas de câmbio múltiplas e controles de capitais, além de distinguir efeitos das exportações de petróleo sobre a conta corrente e o resultado fiscal (também endógeno).</p>

**QUADRO 2.1 – Estudos empíricos sobre TCRE por diversos modelos e metodologias em diferentes países.**

(continua...)

<sup>57</sup> Ver Haque, Lahiri e Montiel (1990).

<sup>58</sup> Ver Faruqee, Isard e Masson (1999).

Autor(es), Países e Período da Amostra	Características do Modelo	Técnica de Estimação e Cálculo TCRE	Fundamentos (sinais esperados)	Observações
<p><b>Alberola et al. (1999)</b></p> <p>Dinamarca, Suécia, Grécia, Inglaterra, Alemanha, França, Itália, Espanha, Estados Unidos, Canadá e Japão. Inclui, ainda, o euro. (1980/I-1998/IV).</p> <p>Dados trimestrais.</p>	<p>O equilíbrio externo é baseado na CC subjacente ao equilíbrio (endógeno) do mercado de ativos. O equilíbrio interno é baseado no mercado NT, onde ganhos de produtividade (efeito Balassa-Samuelson) são compensados por ajustes nos preços relativos. Os mercados estão ligados pela acumulação de ativos externos, reflexo do nível de absorção doméstica.</p>	<p>Valores permanentes dos fundamentos e da taxa de câmbio real calculados por Gonzalo-Granger.</p> <p>Relação de cointegração estimada a partir de um painel de dados para o conjunto das 12 moedas, com os valores permanentes acima descritos.</p>	<p>Ativos externos líquidos (+) e produtividade setorial relativa (+). O modelo teórico ainda faz referência a choques exógenos demanda. Entretanto, esses foram eliminados do processo de estimação sob a hipótese de serem altamente correlacionados como nível relativo de produtividade.</p>	<p>Modelo estima taxas de câmbio bilaterais entre as 12 moedas com consistência global.</p> <p>A <i>proxy</i> utilizada para a produtividade relativa foi o nível setorial relativo de preços.</p> <p>Modelo supõe que desequilíbrio externo é um reflexo direto da conjuntura econômica doméstica. Choques externos, como TOT, por exemplo, não afetam diretamente a taxa de câmbio.</p>
<p><b>Hoj (1995)</b></p> <p>Finlândia (1975-95).</p> <p>Dados trimestrais.</p>	<p>Sob o conceito de FEER, modelo se baseia na determinação da TCRE de um único país, em abordagem similar à de Bayoumi <i>et al.</i> (1994). Em um modelo macroeconômico estático de equilíbrio parcial, a TCRE é a taxa de câmbio real que gera uma conta corrente sustentável quando a economia cresce a uma taxa natural.</p>	<p>A TCRE é a taxa de câmbio real que resulta da passagem dos valores atuais dos fundamentos para os “desejáveis”, ou “naturais”, dadas as elasticidades de oferta, demanda e comércio externo.</p> <p>Modelo econométrico: produção e balanço de pagamentos dependem diretamente da demanda e da competitividade.</p>	<p>Fundamentos afetam a TCRE quando passam de valores atuais para “desejáveis” (determinados normativamente): preços e quantidades comercializadas com o exterior, fluxos de capital “estruturais” e PIB.</p>	<p>Cálculo <i>ex post</i> do valor da moeda (análise dos desalinhamentos passados).</p> <p>Simulação de dois cenários alternativos conforme metas (valores “desejáveis”) diferentes para o saldo em CC, dadas as hipóteses quanto aos fluxos “estruturais” de capital.</p>

**QUADRO 2.1 – Estudos empíricos sobre TCRE por diversos modelos e metodologias em diferentes países.**

(continua...)

Autor(es), Países e Período da Amostra	Características do Modelo	Técnica de Estimação e Cálculo TCRE	Fundamentos (sinais esperados)	Observações
<p><b>Saarenheimo (1995)</b></p> <p>Finlândia (1971/I-94/IV).</p> <p>Dados trimestrais.</p>	<p>Baseado na abordagem FEER/DEER, define um modelo macroeconômico dinâmico que relaciona as variáveis domésticas aos fluxos de comércio (equilíbrio externo), as taxas de inflação e outras variáveis ligadas a medidas de equilíbrio interno. A trajetória de equilíbrio do câmbio é dada pela minimização de uma função de perda social que penaliza desvios da inflação e da CC desejados.</p>	<p>Modelo econométrico macroeconômico estabelece equações comportamentais e identidades que, junto às variáveis exógenas (fundamentos), são resolvidas recursivamente.</p> <p>A partir da conta corrente, produção industrial e PIB resultantes, a taxa de câmbio nominal de equilíbrio é calculada, tomando-se como comparação as metas (valores “desejáveis”) destes.</p>	<p>No modelo econométrico macroeconômico: <i>proxies</i> de demanda doméstica e externa, exportações (por país de destino), algumas contas do balanço de transações correntes, preços dos setores da economia doméstica e a taxa de câmbio nominal corrente.</p>	<p>Cálculo <i>ex ante</i> da TCRE para fins de previsão das metas de inflação.</p> <p>Simulação entre quatro cenários: 1) sem choques sobre variáveis exógenas, 2) superaquecimento da demanda interna, 3) aquecimento da demanda (externa) por exportações e 4) desaquecimento da demanda por exportações.</p>
<p><b>Feyzioğlu (1997)</b></p> <p>Finlândia (1975/I-95/II).</p> <p>Dados trimestrais.</p>	<p>Modelo similar ao de Edwards (1994), baseado em uma estrutura analítica como a de Montiel (1999b).</p> <p>Identifica um conjunto de variáveis exógenas que determinam o equilíbrio externo e interno subjacentes (os níveis “apropriados” são endógenos ao sistema).</p>	<p>Análise de cointegração para determinar o vetor de coeficientes de LP a ser utilizado em conjunto com os fundamentos para calcular TCRE.</p> <p>Dinâmica de curto prazo dada por um ECM.</p>	<p>LP: TOT (-), produtividade relativa (setor T em relação ao NT) (-), consumo do governo (entre bens T e NT) (+) e restrições ao comércio (+). Os dois últimos não foram empiricamente analisados por falta de <i>proxy</i> adequada.</p> <p>ECM: diferencial de preços (entre domésticos e externos) e desvios da PJD.</p>	<p>Pelo ECM, os fundamentos não afetam a dinâmica de CP da taxa de câmbio real.</p> <p>Resultado aponta pequena (convergente) desvalorização da moeda finlandesa em meados de 1995, ao contrário de Hoj (1995), que encontrou, pela FEER, câmbio sobrevalorizado e divergindo no mesmo período.</p>

**QUADRO 2.1 – Estudos empíricos sobre TCRE por diversos modelos e metodologias em diferentes países.**

(final)

Tendo-se em vista os trabalhos acima descritos, é possível coletar algumas informações quanto às aplicações empíricas do conceito de TCRE. Como buscou-se uma apresentação mais ampla de tais estudos, os apontamentos a seguir se referem a algumas regularidades verificadas, não se concentrando em exceções.

Inicialmente, é característica da maior parte dos estudos relacionados a países em desenvolvimento a ligação direta à modelagem proposta por Montiel (1999b). A essa, em geral, são acrescentadas algumas hipóteses relacionadas com o comportamento dinâmico da taxa de câmbio real, sob forma de fatores nominais de rigidez de curto prazo ou fontes de choques temporários sobre os fundamentos que determinam o câmbio no longo prazo. Outras variáveis, ainda, são medidas de sustentabilidade da política econômica que, de forma consensual (mesmo que não explícita), podem ser tomadas como fontes de desalinhamento da taxa de câmbio real ante a TCRE.

Em relação a esses modelos, a metodologia econométrica preponderante foi a análise de cointegração para determinação da relação de longo prazo entre a taxa de câmbio real e os fundamentos. A estimação da dinâmica de curto prazo, conseqüentemente, se deu, em sua maioria, através de um mecanismo de correção de erros (ECM). Alguns estudos estimaram a relação de longo prazo a partir de um painel de países, de forma a superar, de alguma forma, os problemas já apontados em relação aos dados.

A partir disso, o cálculo da TCRE se dá a partir dos coeficientes de longo prazo juntamente aos fundamentos. Isso visa eliminar os fatores de curto prazo que afetam a taxa de câmbio e se concentrar no seu componente mais estável, tomado como seu nível de equilíbrio. Alguns estudos decompõem os fundamentos dentre componentes permanentes e transitórios, de forma a depurar ainda mais o cálculo de fatores voláteis. Alguns modelos que não decompõem as variáveis estão mais enquadrados em uma proposta de BEER do que de TCRE. Cabe ressaltar que outra forma bastante utilizada de buscar valores “estruturais” dos fundamentos é a média



móvel, que suaviza as séries de cálculo do nível de equilíbrio<sup>59</sup>.

Vale ressaltar, ainda, que há alguns modelos mais amplos baseados na DEER descrita anteriormente. Alguns desses se inserem em modelos macroeconômicos de múltiplas equações (equilíbrio geral ou parcial), nos quais a relação da taxa de câmbio real com as demais variáveis se dá a partir da estimação do modelo com os valores correntes. A partir disso, os valores dos fundamentos são substituídos pelos seus níveis “desejáveis”, “sustentáveis”, “ótimos” ou “naturais”. A comparação entre a primeira série e a segunda de taxa de câmbio extraídas do modelo resulta no desalinhamento cambial.

Os fundamentos utilizados para a estimação não apresentaram surpresas ante às discussões teóricas realizadas no capítulo anterior. Os termos de intercâmbio (TOT) são amplamente utilizados, especialmente nos modelos baseados em Montiel (1999b). Nota-se que, todavia, o sinal teórico desse fundamento é, quase sempre ambíguo, pois uma melhora dos termos de troca tem dois efeitos que se dão em sentidos opostos. De um lado, há o efeito-renda do aumento da riqueza proveniente de um melhor nível de preços recebidos pelos bens exportáveis, cuja consequência seria uma valorização da taxa de câmbio de equilíbrio para manter o saldo em transações correntes em equilíbrio, assim como, em termos domésticos, a composição da demanda agregada (juntamente a nível de emprego e salário) entre bens T e NT. De outro, há o efeito-substituição referente ao aumento dos preços relativos entre bens transacionáveis (T) e não transacionáveis (NT). Isso implica a necessidade de uma desvalorização da TCRE, no sentido de deslocar a demanda interna para os bens NT. Alguns modelos seguem a regularidade empírica e já determinam o sinal teórico negativo de seu coeficiente, o que equivale a uma apreciação da TCRE, visto que o efeito-renda tende a dominar o efeito-substituição.

Outro fundamento bastante utilizado é o nível dos gastos do governo, que alguns trabalhos, entretanto, também colocam o efeito desse como ambíguo. Outros estudos, por seu turno, consideram diretamente a regularidade empírica de que um

---

<sup>59</sup> Black (1994) apresenta críticas a essa forma de definir valores de equilíbrio para os fundamentos.

aumento dessa variável leva a uma apreciação da TCRE. Isso se justifica pela tendência dos gastos oficiais, além de significarem um acréscimo de renda doméstica, recaírem mais sobre os bens do setor NT do que do T, o que leva a uma necessária valorização da TCRE para restaurar o equilíbrio doméstico via ajustes de preços relativos, deslocando a demanda agregada para o exterior.

A utilização do grau de abertura da economia (medida como razão entre a corrente comercial e o PIB do país) como fundamento é justificada pela razão inversa existente entre essa variável e as interferências ao livre comércio - tarifas, subsídios, quotas e outros controles. Um aumento do grau de abertura é hipoteticamente ligada a menores impedimentos ao comércio. Especialmente em economias em desenvolvimento, há, nesse caso, um choque de preços, visto que os bens importáveis entram na economia doméstica com maior competitividade, levando a uma pressão por desvalorização da TCRE de forma a restaurar o equilíbrio externo.

Outra classe de fundamentos bastante utilizada diz respeito aos ganhos de produtividade, cujas variáveis utilizadas são, em sua maioria, medidas absolutas e relativas (entre os setores) da produtividade doméstica, progresso técnico e preços relativos. Essas visam captar efeitos como o induzido pela hipótese Balassa-Samuelson, que implica valorizações necessárias da TCRE para eliminar efeitos dos ganhos de produtividade (e conseqüentes reduções de preços) no setor de bens T, de forma a deslocar a demanda doméstica para o exterior, eliminando a pressão sobre a balança de transações correntes.

Há, também, fundamentos relacionados à sustentabilidade da conta corrente no longo prazo. Esses são medidos tanto pelos fluxos de capitais que entram no país, quanto pelos recursos disponíveis via, por exemplo, balança comercial. Em geral, estes fluxos são tomados pelos seus valores “estruturais” ou “sustentáveis” no longo prazo. É evidente que uma redução do fluxo de capital “estrutural” requer um menor déficit “sustentável” em conta corrente, cujo reflexo é uma desvalorização da TCRE. Outros autores adotam, como alternativa ou conjuntamente ao enfoque de fluxos descrito acima, uma abordagem de estoques dos ativos externos líquidos (dívida externa). Nesse caso, uma acumulação

excessiva de dívida deve refletir uma desvalorização da TCRE para que fluxos superavitários de conta corrente (balança comercial) reduzam tal estoque ao nível anterior “desejável”.

Por fim, outro fundamento que é bastante utilizado nas análises empíricas é alguma medida que reflita a posição das taxas de juros internas. Via de regra, é adotada alguma mensuração da paridade de juros (com alguns trabalho, inclusive, medindo o risco soberanos dos países através de *proxies*). Um aumento do diferencial dos juros domésticos ante os externos gera expectativas de desvalorização da taxa de câmbio para manter a paridade de juros, segundo uma abordagem monetarista da determinação da taxa de câmbio, como a modelada por Rosemberg (1996), entre outros.

Dentre os fatores de dinâmica de curto prazo, destacam-se as *proxies* de políticas monetária e fiscal, como medidas de excesso de crédito doméstico e déficit do setor público, respectivamente. Outra variável importante no processo de ajustamento em alguns modelos é a variação nominal da taxa de câmbio, que pode vir a ser um poderoso instrumento de política econômica para mover a taxa real de câmbio em direção à TCRE, contribuindo para acelerar a convergência. Essa última variável é utilizada principalmente em economias em desenvolvimento, cujos governos têm maior “poder” no mercado de câmbio no curto prazo.

Há ainda modelos teóricos que terminam por definir casos específicos de fatores dinâmicos e fundamentais para a taxa de câmbio real, dos quais são ressaltados três exemplos. O modelo apresentado por Edwards (1994) traz o valor do câmbio no mercado paralelo como um fator que ancora, no curto prazo, as expectativas de desalinhamento cambial em economias em desenvolvimento. Isso se justifica pela constante intervenção governamental desses países no mercado de câmbio oficial. A cotação do mercado paralelo, entretanto, é formada pelas leis de mercado e, assim, oferecem uma medida alternativa do comportamento dos agentes domésticos quanto à evolução futura de fundamentos relacionados ao equilíbrio interno (visto que o uso de dólar não oficial não afeta diretamente as contas do balanço de pagamentos).

O estudo de Halpern e Wyplosz (1997) sobre economias em transição do sistema de planificação para o de mercado, por seu turno, liga a dinâmica de ajustamento da taxa de câmbio desse grupo de países a fatores como taxa de desemprego e nível de emprego. A intenção, nesse caso, é mensurar distorções no mercado de trabalho, caracterizado pelo superemprego de mão-de-obra no período de planificação e pela redução absoluta da força de trabalho no período corrente. Segundo os autores, portanto, estas duas variáveis não estariam medindo o mesmo objeto, podendo entrar ambas na mesma avaliação empírica.

Por fim, no caso do trabalho de Sundararajan, Lazare e Willians (1999), o modelo buscou expurgar os efeitos de variações do preço do petróleo sobre o nível de equilíbrio do câmbio, visto que as performances do setor externo e do resultado fiscal daquele País estão fortemente ligadas à essa variável.

Uma última discussão interessante a ser apresentada nesta seção diz respeito aos três estudos referentes à Finlândia: Hoj (1995), Saarenheimo (1995) e Feyzioğlu (1997). Estes estudos apresentam alguns aspectos relevantes para a análise do caso brasileiro dada a conjuntura daquela economia na década de 90. À semelhança do Brasil, a Finlândia vem de um passado recente de mudanças abruptas de regime cambial (passando, inclusive, pelo atrelamento da sua moeda ao Sistema Monetário Europeu), cujo resultado final foi o abandono do controle da taxa de câmbio em favor de uma taxa flutuante. Outra questão importante se refere ao fato que aquele País também adota metas de inflação, para as quais é relevante prever os movimentos futuros da taxa de câmbio, que podem estar ligados a possíveis reflexos inflacionários de uma desvalorização cambial. Dessa forma, a TCRE é um dos meios de ancorar a tendência da taxa de câmbio no futuro.

A sensibilidade do cálculo da TCRE à abordagem adotada na sua avaliação também pode ser exemplificada a partir do caso finlandês. Os trabalhos de Hoj (1995) e Feyzioğlu (1997) se mostraram contraditórios quanto aos resultados. Ao passo que o primeiro estima uma crescente sobrevalorização da taxa de câmbio finlandesa entre os anos de 1994 e 1995 (o último ano da amostra) por uma

abordagem semelhante à DEER<sup>60</sup>, o segundo mostra, por uma abordagem de equação única à lá Montiel (1999b), uma pequena desvalorização do câmbio ante seu nível de equilíbrio para o mesmo período, sendo que o câmbio está convergindo à TCRE. Fatos como esse ora relatado reforçam as críticas aos modelos de câmbio de equilíbrio no sentido da falta de robustez destes na avaliação do nível adequado da taxa de câmbio para um mesmo país.

## **2.2 ALGUNS RESULTADOS DE APLICAÇÕES DE MODELOS DE TAXA DE CÂMBIO REAL DE EQUILÍBRIO AO BRASIL.**

No que se refere a aplicações dos modelos de TCRE ao Brasil, observa-se menor diversidade de estudos empíricos. Por essa razão, a presente seção do trabalho não se deterá apenas a revisar trabalhos que estimam a TCRE, mas também discutirá alguns trabalhos que analisam a determinação da taxa de câmbio brasileira no longo prazo. Reforça-se, mais uma vez, que a resenha dos estudos apresentada a seguir não tem como objetivo ser exaustiva, somente busca-se algumas evidências para serem comparadas com o resultado empírico do presente trabalho a ser relatado no capítulo 3.

Um estudo dos determinantes de longo prazo da taxa de câmbio real no Brasil é apresentado por Fiorêncio e Moreira (1996), cujos resultados não apresentam a estimação da TCRE. Entretanto, o trabalho estima algumas relações de longo prazo entre câmbio real e variáveis macroeconômicas, a partir de uma abordagem VAR/VEC estrutural, que são interessantes para a análise ora proposta. O período amostral vai de 1947 a 95 e são utilizados dados anuais.

O modelo econométrico coloca a taxa de câmbio como a “variável que equilibra no longo prazo a oferta e a demanda de divisas, onde a demanda (...) é determinada pelas importações e pelo serviço da dívida externa e a oferta (...) pelas

---

<sup>60</sup> Entretanto, o modelo estimado para valores correntes e “desejáveis” nesse estudo é mais amplo que a relação macroeconômica apresentada em Bayoumi *et al.* (1994).

exportações e a entrada líquida de recursos externos” (Fiorêncio e Moreira, 1996. p. 256). O enfoque, portanto, é nas forças de mercado que dirigem a taxa de câmbio e tendem a prevalecer ao longo do tempo. A desconsideração de fundamentos “tradicionais” na estimação - como nos trabalhos revistos na seção anterior - poderia ser justificada, nesse caso, pelo argumento da PPC. Isso porque tal teoria assume que, no longo prazo, a relação entre os preços domésticos e internacionais dirige o valor da taxa de câmbio, o que pode se dar pelos canais da demanda e a oferta de divisas (que são determinados, em última instância, por aqueles).

O VAR estimado para a relação de cointegração nesse trabalho envolve a receita e a despesa com divisas ( $ds$  e  $re$ , respectivamente), a taxa de câmbio real ( $tx$ ) e a dívida externa líquida ( $dl$ ), todas na forma logarítmica. O PIB foi excluído pois está fortemente correlacionado com as exportações no período da amostra e o investimento direto não foi considerado para evitar uma possível estimação da identidade de equilíbrio do balanço de pagamentos. A relação estimada de cointegração é dada pela equação (2.1).

$$1,8dl = ds + 1,3re + 1,7tx \quad (2.1)$$

A relação acima indica que uma elevação da dívida externa está associada a aumentos das despesas e, de forma mais elástica, das receitas com divisas e a desvalorizações reais do câmbio. Uma explicação plausível para esse vetor seria o que os autores chamaram de “efeito de escala” do crescimento do produto: um maior nível do produto afetaria o nível de endividamento (provavelmente via ampliação da demanda agregada) e o de despesas e receitas cambiais. O efeito sobre o câmbio, que seria ambíguo - maiores importações pressionariam pela valorização da taxa de câmbio, ao passo que uma maior entrada de moeda estrangeira via exportações levariam a uma movimento oposto - termina por ser positivo<sup>61</sup>.

Para a identificação dos resultados, foi adotada a hipótese de que choques estruturais sobre câmbio e dívida têm características opostas quanto ao seu

---

<sup>61</sup> Tal resultado é justificável pela modelagem adotada, visto que o Brasil, no período da amostra, passou por uma série de

grau de exogeneidade. Tal diferença está baseada na separação entre curto prazo - quando o câmbio pode ser controlado pelo banco central e a variável doméstica de ajuste é o nível da dívida - e longo prazo - cujo nível de endividamento está determinado mais pelas condições externas do que internas da economia. Com essa restrição, além de mais algumas outras impostas para identificar as relações de cointegração, é feita a decomposição do VEC entre componentes transitórios e permanentes, por Beveridge-Nelson.

Dentre os principais resultados, pela observação da decomposição da variância, tem-se que choques sobre a taxa de câmbio praticamente não explicam os movimentos dessa mesma variável. De forma equivalente, verifica-se que choques nominais têm efeitos apenas transitórios sobre a taxa de câmbio real, fato consoante com os trabalhos empíricos da seção anterior.

Em relação aos choques permanentes, tem-se que restrições a recursos externos explicam a maior parte das despesas cambiais e mais da metade da receita, mas explica muito pouco das desvalorizações cambiais (entre 5 e 11%, dependendo das hipóteses de identificação da matriz de coeficientes de longo prazo). Alterações permanentes nos ganhos de competitividade, por sua vez, são a principal fonte dos movimentos da taxa de câmbio real do Brasil no longo prazo (entre 64 e 95%). Por outro lado, tal choque leva a um resultado diferente do habitual: o crescimento das exportações está associado à valorização cambial (e conseqüente elevação das importações). Por fim, tem-se que mudanças de longo prazo na política comercial (subsídios e tarifas) tendem a resultados protecionistas, com redução das despesas externas, mas servem para ampliar as receitas<sup>62</sup>. Os movimentos de longo prazo da taxa de câmbio real brasileira estariam ligados, portanto, à evolução do mercado internacional de capitais e às condições de competitividade da economia.

Outro estudo, realizado por Muinhos, Freitas e Araújo (2001), também traz

---

desvalorizações (*máxis e minis*) e, preponderantemente, apresentou saldos comerciais positivos.

<sup>62</sup> Os autores argumentam que a excessiva variação das regras do comércio exterior no período fazem com que a taxa de câmbio real seja uma medida imperfeita dos custos de importação e da remuneração dos exportadores, impedindo, assim, uma melhor depuração dos efeitos entre tais variáveis.

algumas características interessantes para o caso da determinação da taxa de câmbio, apesar de não estimar a TCRE para o Brasil. A partir de uma modelagem similar à de Wadhvani (1999) e Clark e Mac Donald (2000), é também agregada a hipótese de convergência da taxa de câmbio real a um patamar de equilíbrio (de acordo com a situação do saldo do balanço de pagamentos), que ancora as expectativas do mercado de divisas.

Aos aspectos teóricos da paridade de juros à descoberto é incorporado o conceito de taxa de câmbio real de longo prazo (equivalente à TCRE, em uma abordagem BEER). Nessa análise, todavia, tal variável é ligada apenas ao equilíbrio das contas externas do Brasil, refletido por um modelo de equilíbrio parcial da conta corrente calibrado a partir de estimações prévias ao trabalho.

O objetivo do trabalho foi simular o comportamento macroeconômico em um modelo estrutural para o País em um contexto de metas de inflação e compará-lo com outros modelos de previsão da taxa de câmbio do Banco Central do Brasil (especialmente com o passeio aleatório com surpresas monetárias - RWMS<sup>63</sup>). Para tanto, são estimadas funções de resposta a impulsos para seis variáveis diferentes a partir de quatro tipos de choques. Apenas serão comentados alguns resultados específicos referentes às taxas de câmbio nominal e real<sup>64</sup>.

De um modo geral, observou-se três movimentos importantes: 1) as variáveis reais retornam à sua trajetória de *steady-state* após um hiato temporal que varia, dependendo da natureza do choque; 2) sob choques inflacionários, os fundamentos do modelo têm convergência mais lenta do que quando aqueles são reais ou incidem sobre o prêmio de risco do País; 3) conforme previsto no modelo teórico, as taxas de juros afetam diretamente o produto efetivo (em relação ao potencial) e a taxa de câmbio, mas indiretamente a inflação.

Especificamente em relação ao câmbio nominal, todas as funções de resposta a impulsos (choques de inflação, juros, hiato do produto e prêmio de risco)

---

<sup>63</sup> *Random walk with monetary surprises.*

<sup>64</sup> As outras variáveis são: inflação, hiato do produto, taxa de juros e nível de preços.



do modelo RWMS implicam convergência bastante veloz do desvio (ante valor de *steady-state*) para zero. No caso do modelo proposto, esta variável retorna ao equilíbrio apenas no caso do impulso pelo prêmio de risco, tendo caráter permanente nos demais. O caso da taxa de câmbio real, entretanto, é um tanto diferente. Os choques no prêmio de risco apresentaram rápida convergência para ambos os modelos, mas os resultados diferem quanto aos demais impulsos. No modelo RWMS, as propagações demonstram ser bastante mais resistentes aos impulsos do que em relação ao proposto no trabalho, que tem tais efeitos eliminados no longo prazo. Ao final de setenta trimestres, pelo primeiro modelo, a taxa de câmbio real ainda apresentaria um desvio próximo ou superior a 2% do valor de longo prazo. Estes resultados são condicionados à hipótese de que o balanço de pagamentos volta ao equilíbrio após doze trimestres, apesar dos resultados serem robustos à pressupostos alternativos.

Melo (1998) apresenta uma série de metodologias para estimar a taxa de câmbio de equilíbrio para fins de planejamento econômico e análise de viabilidade de projetos. O modelo proposto para a chamada “taxa virtual de equilíbrio” é baseado em uma abordagem de equilíbrio parcial e incorpora as distorções dos preços internacionais de mercado via restrições ao comércio, basicamente. Este busca, então, estabelecer preços-sombra que vigorariam no Brasil caso tais distorções fossem eliminadas. Ou seja, o câmbio de equilíbrio é o câmbio nominal que, no setor produtor de bens comercializáveis, iguala a produção (oferta) e o consumo (demanda).

A abordagem adotada no trabalho trata a taxa de câmbio como instrumento de maximização do bem-estar pela sua capacidade de alterar os preços relativos da economia, dados os efeitos preço e renda sobre a demanda agregada. Essa propriedade é resultado de um ambiente econômico com bens de três tipos (NT, exportáveis e importáveis) e do saldo da conta de capital fazer o papel de variável de ajuste do balanço de pagamentos, o que permite saldos negativos em transações correntes. Pela formulação teórica, a estimativa da taxa virtual também reflete as distorções de políticas econômicas sub-ótimas na despesa agregada.

O cálculo é realizado tomando-se a taxa de câmbio que vigoraria sob livre comércio e adicionando a ela um fator relacionado às elasticidades preço e renda do saldo comercial. Dessa forma, “encontra-se (...) a taxa de câmbio suficiente para alcançar os déficits ou superávites anuais exogenamente determinados com o menor sacrifício possível de renda” (Melo, 1998, p. 61). Os resultados apontam para uma taxa virtual inferior à de livre comércio nos anos de superávit, indicando uma valorização menor requerida para atingir os saldos comerciais desejados (ou seja, que geram bem-estar máximo). Cabe, finalmente, ressaltar que tais estimativas mostram que a taxa de câmbio se manteve desvalorizada em todo o período de 1975 a 95, com um nível de desalinhamento oscilando entre 3,67 e 9,85%.

Retornando a modelos próximos aos apresentados no capítulo anterior, Ades (1997) utiliza a metodologia GSDEEMER (Goldman Sachs *Dynamic Equilibrium Emerging Markets Exchange Rates*) de cálculo da taxa de câmbio real de longo prazo para um grupo de economias emergentes. O modelo teórico é baseado em uma economia pequena e aberta, cujos movimentos no câmbio real são dirigidos pelos fundamentos. Fatores especulativos e de curto prazo, além de choques transitórios sobre os fundamentos, geram desalinhamentos temporários ante a TCRE (no caso, a taxa de câmbio real de longo prazo).

O modelo foi estimado com as variáveis em logaritmos, à exceção da taxa *libor* de juros, de forma que apresentasse as elasticidades de longo prazo da taxa de câmbio real. Os resultados para o Brasil são apresentados na equação (2.2) abaixo<sup>65</sup>.

$$RER = -1,134TOT + 0,655OPEN - 0,113INVPUBL - 0,519GGOV - 0,142RLIBOR \quad (2.2)$$

Os coeficientes estimados indicam que um maior grau de abertura da economia (*OPEN*) implica desvalorização da taxa de câmbio real (*RER*) no longo prazo, mas os demais fundamentos apresentam relação negativa com essa. Isto significa que melhores termos de troca (*TOT*), maiores níveis de investimento público (*INVPUBL*) e gastos do governo (*GGOV*) e elevações reais da taxa *libor* (*RLIBOR*)

---

<sup>65</sup> A constante foi omitida, mas foi utilizada para estimar a equação por mínimos quadrados ordinários dinâmicos, bem como

levam a valorizações cambiais reais.

Além destes, foram testados outros fundamentos que, entretanto, não se mostraram significativos (consumo do governo, investimento externo direto, produtividade relativa e remessas para o exterior). Segundo o autor, esse grupo de variáveis é teoricamente relevante para o modelo, todavia, seus efeitos operam por outros canais, além de se comportarem de forma bastante similar àquelas incluídas em (2), em alguns casos.

A distribuição dos impactos dos fundamentos sobre a taxa de câmbio real ao longo do tempo foi estudada a partir de uma análise generalizada de respostas a impulsos, cujos resultados estão sumariados no quadro abaixo.

<b>Fundamento</b>	<b>Curto prazo</b>	<b>Médio prazo</b>	<b>Longo prazo</b>	<b>Persistência</b>
<b>TOT</b>	vale de apreciação	leve apreciação	leve apreciação (constante)	muito baixa
<b>OPEN</b>	depreciação	neutro (irregular)	depreciação (constante)	alta
<b>GGOV</b>	indeterminado (irregular)	indeterminado (irregular)	neutro	muito leve
<b>INVPUBL</b>	indeterminado (irregular)	neutro (irregular)	leve apreciação (constante)	muito leve
<b>RLIBOR</b>	apreciação	neutro (irregular)	apreciação (constante)	alta

**QUADRO 2.2 – Sumário dos resultados da análise generalizada de respostas a impulsos da RER ante choques em variáveis independentes.**

FONTE: adaptação de Ades (1997).

Por fim, a dinâmica do modelo foi estudada pela decomposição generalizada da variância do erro de previsão de um choque sobre o câmbio real, conforme o quadro a seguir. Cabe observar que, segundo o GSDEEMER, choques sobre o grau de abertura da economia e relativos as taxas de juros internacionais explicam 85 e 89% dos movimentos da taxa de câmbio real em quatro e doze semestres, respectivamente.

---

os *leads* e *lags* dos fundamentos. Todos os coeficientes de (2) foram significativos ao nível de 5% ou superior.

**TABELA 2.1 - Decomposição da variância do erro de um choque sobre a RER (em % da variância explicada do erro nos períodos à frente).**

Período à frente	TOT	OPEN	INVPUBL	GGOV	RLIBOR
4 trimestres	2,2	40,7	0,5	12,3	44,3
12 trimestres	1,2	38,7	0,4	9,4	50,3

FONTE: adaptação de Ades (1997).

O autor também estima o ajustamento do câmbio no Brasil por um ECM, justificando tal procedimento pelo fato de que as taxas de câmbio reais tendem a se desviar do seu nível de equilíbrio por longos períodos. A hipótese explicativa é baseada nas mesmas linhas de alguns dos trabalhos revistos na seção anterior, ou seja, o comportamento da taxa de câmbio *spot* também depende das condições relativas de curto prazo da economia doméstica ante o ambiente econômico internacional. O trabalho dá mais relevância às condições de política monetária do País, cuja *proxy* é dada pela paridade descoberta dos juros (pela qual o autor imputa a expectativa do mercado de desvalorização futura das moedas que apresentam maior retorno em ativos a elas ligados).

O coeficiente do ECM estimado para o Brasil indica, porém, uma alta velocidade de ajustamento, com 50% do desvio sendo eliminado em pouco menos de quatro meses e 99% em pouco mais de dois anos. As hipóteses elencadas para explicar tal fato (também observado em outras economias em desenvolvimento, como Grécia e Turquia) são as seguintes: as economias em questão seriam bastante abertas (que não parece ser o caso do Brasil); haveria acesso limitado aos mercados internacionais de capitais (que poderia valer para alguns períodos, como o posterior ao Plano Real, no qual o financiamento dos déficits em conta corrente era obtido via transações de capital baseadas, em grande parte, por taxas de juros bastante altas) e os países apresentariam histórico de colapsos cambiais freqüentes (que termina por implicar convergência via ajustamentos nominais, o que pode ser uma explicação mais razoável para o caso brasileiro<sup>66</sup>).

<sup>66</sup> Uma análise detalhada das condições da economia brasileira será realizada no capítulo 3.

Por fim, é válido relatar o resultado do estudo no que tange a situação cambial do Brasil até o segundo trimestre de 1997. O estudo mostra que o País apresentava uma taxa de câmbio real bastante próxima ao seu nível de equilíbrio entre meados de 1992 e julho de 94. Com a implantação nessa data da nova moeda, o Real, entretanto, houve uma rápida apreciação do câmbio real, que se manteve até o final da amostra do estudo - segundo trimestre de 97 - em leve apreciação. A TCRE estimada, por seu turno, também encontrava-se em processo de apreciação, que, porém, era bastante lento, implicando a manutenção de uma defasagem cambial alta da moeda nacional. Em uma análise mais recente<sup>67</sup>, o GSDEEMER apontava para uma subvalorização do Real em torno de 20% em março de 2001, como conseqüência da desvalorização cambial de janeiro de 1999 e a menor interferência do Banco Central do Brasil no mercado de divisas. A razão principal para esse fato é indicada no estudo como a redução dos fluxos de entrada de capital no País, causada pela redução do diferencial dos juros e da taxa de crescimento ante os Estados Unidos apresentada no período, além do aumento do seu risco soberano (dadas as crises políticas).

Em um estudo cuja proposta é bastante similar a deste trabalho, Baumgarten (1996) estima a taxa de câmbio real de equilíbrio para o Brasil com o objetivo de mensurar o desalinhamento cambial e verificar algumas implicações para a política econômica. Baseando-se nos modelos de Edwards (1994) e, principalmente, Elbadawi (1994), o estudo utiliza a taxa de câmbio real anual, de 1964 até 1995, deflacionada por três diferentes índices de preços domésticos. Ao deflacionar pelo IPA-DI<sup>68</sup>, a autora visa obter uma medida de competitividade dos bens domésticos através da evolução do câmbio real. Ao utilizar o INPC<sup>69</sup>, o objetivo foi medir os preços relativos entre bens comercializáveis e não comercializáveis. Por fim, com o uso do IGP-DI<sup>70</sup>, buscou-se apresentar uma medida intermediária entre os dois casos anteriores naquele estudo.

---

<sup>67</sup> Goldman Sachs (2001).

<sup>68</sup> Índice de preços no Atacado - Disponibilidade Interna, calculado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV).

<sup>69</sup> Índice Nacional dos Preços ao Consumidor, calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Como tal índice começou a ser calculado somente a partir de 1979, anteriormente a autora utilizou o Índice de Preços ao consumidor (IPC) da FGV.

<sup>70</sup> Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna, da FGV.

As relações de longo prazo entre a taxa de câmbio real e os fundamentos da economia foram estabelecidas a partir do método de cointegração de Engle e Granger (1987) e estimadas por mínimos quadrados ordinários<sup>71</sup>. Os fundamentos estudados foram: gastos do governo, investimento doméstico, capitais de longo prazo, investimento direto estrangeiro, grau de abertura e termos de troca. Desses, foram excluídos do vetor de cointegração os investimentos, tanto o doméstico quanto o direto estrangeiro, visto que ambos se mostraram processos estocásticos estacionários, enquanto os demais são de primeira ordem. Os resultados dessa regressão estão dados na tabela a seguir.

**TABELA 2.2 - Regressões de cointegração para as 3 medidas de taxa de câmbio real. Dados anuais: 1964-1995.**

Variáveis	Taxa de Câmbio Real por Deflator					
	IPA-DI		IGP-DI		INPC	
	Coefficient e	Erro Padrão	Coefficien te	Erro Padrão	Coefficien te	Erro Padrão
<b>Constante</b>	6,63	(1,23)	6,78	(1,85)	8,09	(2,23)
<b>Log Gastos do Governo (% PIB)</b>	-0,80	(0,18)	-0,88	(0,30)	-0,77	(0,33)
<b>Log Capitais de LP (% PIB)</b>	-0,02	(0,01)	-0,04	(0,01)	-0,05	(0,02)
<b>Log Grau de Abertura (% PIB)</b>	0,23	(0,16)	0,33	(0,24)	0,34	(0,30)
<b>Log Termos de Troca</b>	-0,06	(0,09)	-0,07	(0,13)	-0,43	(0,17)
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	0,75		0,62		0,59	
<b>Durbin-Watson</b>	1,85		1,78		1,72	
<b>Q Ljung-Box</b>	6,53		3,00		6,85	
<b>ADF nos resíduos</b>	-4,11		-4,38		-4,09	

**Obs.:** valores críticos de MacKinnon para teste ADF: -4,46 (5%) e -4,08 (10%)

Fonte: adaptado de Baumgarten (1996)

Apesar de somente o coeficiente dos gastos do governo ser significativo, todos os sinais estimados foram condizentes com o modelo teórico nos três casos. Especificamente, variações positivas dos gastos do governo, do fluxo de capitais e dos termos de troca tendem a gerar apreciações reais da taxa de câmbio no longo prazo. Por outro lado, um aumento do grau de abertura gera uma expectativa de depreciação. Quanto aos gastos do governo, a autora ressalta que “o sinal negativo encontrado vem do fato de que um aumento (nestes) gera uma variação positiva da

<sup>71</sup> Para utilizar tal metodologia, os erros da relação de longo prazo não devem ser correlacionados e as inovações no câmbio real não podem granger-causar inovações nos fundamentos. Os resultados desses testes são apresentados no estudo.

demanda tanto no mercado de não comercializáveis quanto no de comercializáveis. o que leva a uma elevação nos preços destes dois tipos de bens e conseqüentemente a uma apreciação cambial” (Baumgarten, 1996, p. 68). Sendo assim, a autora ressalta que o descontrole orçamentário afasta a taxa de câmbio do equilíbrio. Em relação aos coeficientes de longo prazo, também é interessante destacar que o sinal estimado para os termos de troca reforça a hipótese de dominação do efeito-renda sobre o efeito-substituição.

Em um passo seguinte, Baumgarten (1996) estima um mecanismo de correção de erros para determinar a dinâmica de curto prazo das taxa de câmbio real. Foram incluídas duas variáveis - oferta de crédito e desvalorização nominal - consideradas relevantes para o ajustamento do câmbio real ante os fundamentos. Os resultados estão dispostos na tabela 2.3 a seguir.

**TABELA 2.3 - Modelos de correção de erros para as 3 medidas de taxa de câmbio real. Dados anuais: 1964-1995.**

Variáveis	Taxa de Câmbio Real por Deflator					
	IPA-DI		IGP-DI		INPC	
	Coeficien te	Erro Padrão	Coeficien te	Erro Padrão	Coeficien te	Erro Padrão
<b>ECM (coeficiente de ajuste)</b>	0,52	(0,19)	0,53	(0,19)	0,24	(0,17)
⚡ <b>Log Gastos do Governo (% PIB)</b>	-0,27	(0,26)	-0,28	(0,31)	-0,48	(0,33)
⚡ <b>Log Capitais de LP (% PIB)</b>	-0,011	(0,01)	-0,015	(0,01)	-0,017	(0,01)
⚡ <b>Log Grau de Abertura (% PIB)</b>	0,34	(0,13)	0,39	(0,15)	0,36	(0,16)
⚡ <b>Log Termos de Troca</b>	0,04	(0,15)	0,03	(0,17)	0,13	(0,18)
⚡ <b>Log Oferta de Crédito (% PIB)</b>	0,16	(0,13)	0,07	(0,16)	0,05	(0,17)
⚡ <b>Log da Desvalorização Nominal</b>	0,0081	(0,017)	0,0083	(0,022)	0,023	(0,024)
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	0,46		0,47		0,47	
<b>Durbin-Watson</b>	1,63		1,66		1,46	
<b>Q(6) Ljung-Box</b>	4,45		4,69		12,90	

**Obs.:** ⚡ é o operador de defasagem das variáveis.

Fonte: adaptado de Baumgarten (1996)

Novamente, os coeficientes não foram significativos, salvo aquele relacionado com o grau de abertura, fato que a autora atribui à insuficiência da amostra e a possíveis omissões de variáveis. Entretanto, ela atribui certa robustez às estimativas, visto que os coeficientes mantiveram os sinais dentro os três modelos.

O termo de correção do erro indica, para o câmbio real calculado pelo IPA-DI e pelo IGP-DI, um ajuste inicialmente rápido do desalinhamento cambial (0,95 e 0,92 anos para corrigir 50% dos desvios, respectivamente. Todavia, a eliminação de 99,9% do desvio levaria 9,5 (IPA-DI) e 9,2 anos (IGP-DI), indicando que os choques sobre o câmbio real são persistentes no longo prazo. Tal rigidez no ajuste se mostra ainda maior se for considerado o câmbio real deflacionado pelo INPC, para o qual os períodos estimados ajuste para desvios de 50 e 99,9% seriam, respectivamente, 2,5 e 25 anos.

No curto prazo, variações nos gastos do governo têm menor peso do que no longo prazo sobre a taxa de câmbio real, principalmente quando utilizados o IPA-DI e o IGP-DI. No caso do INPC, o efeito é maior, o que reflete a maior inflexibilidade dos preços dos bens não comercializáveis ante a ausência da concorrência externa a partir de um excesso de demanda. Outro fato importante observado na tabela 2.3 diz respeito à reversão do sinal dos coeficientes referentes aos termos de troca. Isso significa que, apesar de no longo prazo o efeito-renda predominar, no curto prazo o efeito-substituição é mais importante, resultando elasticidades positivas. As demais variáveis apresentaram resultados empíricos de acordo com a teoria.

Para calcular os índices da TCRE, Baumgarten (1996) combinou os coeficientes de longo prazo extraídos da relação de cointegração com os valores permanentes dos fundamentos. O nível permanente de cada uma das variáveis relevantes foi obtido através do método de Beveridge e Nelson (1981), utilizando-se uma abordagem ARIMA ( $p, 1, q$ ) para aproximar o processo gerador de dados das séries.

Os resultados<sup>72</sup> apontam para um desalinhamento semelhante dentre os três critérios de deflacionamento para a década de 80. Pelo IPA e IGP, há uma desvalorização real da moeda doméstica ante o nível calculado de equilíbrio entre 1983 e 88 que varia entre 10,8 e 27,7%. Para o INPC, porém, o início da desvalorização se dá em 1984, com os resultados apresentando menor magnitude

---

<sup>72</sup> O período entre 1964 e o início da década de 80 também foi analisado pela autora. Optou-se, entretanto, por dar ênfase às décadas de 80 e 90, visto que, no capítulo 3, este será o período estudado na presente pesquisa.



(inicia em 12,8% naquele ano, reduzindo-se continuamente até cerca de 1% em 1988). Para os anos seguintes, os resultados são um pouco diferentes. A valorização real do câmbio iniciada em 1989 teve persistência maior quando avaliada pelo câmbio deflacionado pelo INPC, perdurando até 1993, enquanto que, pelo IPA e IGP, tal valorização foi observada somente até 1990 e 1991, respectivamente. Para os anos de 1994-95, os resultados estão expressos na tabela 2.4 abaixo.

**TABELA 2.4 - Desalinhamentos da taxa de câmbio real ante o seu nível calculado de equilíbrio, em %.**

Ano	Taxa de Câmbio Real por Deflator		
	IPA-DI	IGP-DI	INPC
1994	7,64	6,83	0,22
1995	-5,72	-20,76	-28,96

**Obs.:** os desalinhamentos são calculados como a diferença percentual entre a taxa de câmbio real e a TCRE

Fonte: adaptado de Baumgarten (1996)

Os resultados da tabela acima demonstram que os bens transacionáveis apresentaram preços mais inflexíveis do que os transacionáveis. Este segundo grupo, preponderante no cálculo do INPC, elevou seus preços por falta de concorrência com os bens importáveis. Assim, a valorização média da taxa de câmbio - aproximada pelo critério de deflação do câmbio real pelo IGP - terminou por ser maior do que a observada apenas pelo primeiro grupo.

Por fim, o estudo ressalta uma evidente relação entre os déficits públicos operacionais e a apreciação da taxa de câmbio real, com conseqüente afastamento dessa ante a TCRE sugerida pela evolução média dos fundamentos.

A partir da idéia de dinâmica de desalinhamentos entre o câmbio real e a TCRE, Goldfajn e Valdés (1999) estimaram a taxa de equilíbrio para 93 países a partir de dados mensais entre 1960-1994. Seu objetivo era analisar a probabilidade de sustentação de um regime cambial administrado, através da caracterização dos períodos de apreciação cambial (como são ajustados - se via desvalorizações nominais ou ajustes de preços - e suas respectivas probabilidades, em função do

tempo de permanência do câmbio sobrevalorizado)<sup>73</sup>.

A estimação dos coeficientes de longo prazo foi realizada a partir do vetor de cointegração entre a taxa de câmbio real e os fundamentos. Esses, para o cálculo da TCRE, foram filtrados pelo processo de Hodrick e Prescott (1997) para eliminar tendências estocásticas e evitar comportamento cíclico. Assim, nem todos os movimentos do câmbio real implicam, necessariamente, desalinhamento, visto que os fundamentos terminam por refletir tanto em alterações desse, quanto do seu nível de equilíbrio. A equação que relaciona o câmbio real (*RER*) e os fundamentos para o Brasil no longo prazo é dada por (2.3).

$$RER = 5,8086 - 0,024TOT + 0,0035OPEN - 0,0669GOV - 0,0074TBILL \quad (2.3)$$

Os fundamentos estudados foram os termos de intercâmbio (*TOT*), grau de abertura da economia (*OPEN*), despesas do governo (*GOV*) e taxa externa de juros de longo prazo (*TBILL*) e são consistentes com aqueles estimados por Ades (1997). Destaca-se dois resultados deste estudo que interessam diretamente a análise proposta para o caso brasileiro. Primeiramente, observa-se que a duração dos períodos de “crise de apreciação” da taxa de câmbio e do retorno ao equilíbrio são assimétricos: em geral, corrigem-se apreciações mais rapidamente do que elas são construídas (conforme ocorreu no Brasil em diversos episódios históricos). Em segundo lugar, e não surpreendentemente, os arranjos de câmbio fixo são mais propensos a sofrer apreciações e, por isso, tendem a se tornar insustentáveis<sup>74</sup>.

Holanda (1999) apresenta e compara os resultados de três estimativas diferentes da TCRE para o Brasil, entre os anos de 1975 e 98, a partir de dados trimestrais. As conclusões do trabalho dão subsídios às discussões em torno da sustentabilidade do regime administrado de bandas cambiais no período pré janeiro de 1999, bem como sinalizam o comportamento esperado do câmbio com o regime de flutuação suja, adotado a partir do início de 1999.

A primeira estimativa é feita pela PPC, dada a escolha de um “período-

---

<sup>73</sup> Bonômo e Terra (1998) utilizam os resultados de Goldfajn e Valdés (1999) para medir ciclos políticos que afetam a taxa de câmbio, concluindo que ocorrem, em geral, apreciações em períodos pré eleitorais e desvalorizações em pós eleitorais.

base” considerado como de equilíbrio macroeconômico. A manutenção do equilíbrio se dá pelo ajustamento do diferencial entre preços domésticos e externos, sendo a TCRE, portanto, constante no tempo. O autor reconhece que a metodologia é uma possível aproximação pelo lado monetário da economia, porém pode ser problemática na análise dos choques reais. Os resultados referentes à evolução recente da economia brasileira desta parte do estudo apontam para a ocorrência de uma forte sobrevalorização logo após a introdução do Real, com a gradual eliminação dessa ao longo do tempo. Com a taxa de câmbio real deflacionada pelo índice de preços no atacado, a sobrevalorização teria sido eliminada ao final de 1995, enquanto que a deflação pelo índice geral de preços indica tal evento apenas no final de 1998.

Alternativamente, é estimada a TCRE fundamental pela metodologia descrita em Bayoumi *et al.* (1994), mesmo sendo reconhecido o seu caráter normativo. As metas para o equilíbrio do setor externo foram definidas como saldo zero para a balança comercial (BC) em todo o período, à exceção dos três períodos identificados de crise externa - moratórias do México (1982) e do Brasil (1987), além da crise financeira internacional do Sudeste Asiático (1997)<sup>75</sup> -, para os quais a meta foi ajustada para superávit de 1/3 das importações. O nível “desejável” da conta corrente, desta forma, oscilou entre déficits de 1,5 a 5,6% do PIB brasileiro. Para os níveis de *steady-state* das demais variáveis, foram utilizados o valor corrente do PIB externo ( $Y^W$ ) e a tendência do brasileiro ( $Y$ ). Cabe ressaltar que a estimação das elasticidades de longo prazo tiveram de ser realizadas pelo método ARDL, visto que as variáveis apresentaram ordem diferente de integração. Os resultados (elasticidades) são apresentados na tabela abaixo.

---

<sup>74</sup> Ver De Grauwe (1996), entre outros

<sup>75</sup> Andrade e Divino (2001) identificam outros períodos de crises, partindo de uma relação expressa por um VAR, cujas variáveis em análise (fundamentos) são as reservas cambiais, prêmio do mercado paralelo, crédito doméstico câmbio real, taxa de juros dos Estados Unidos e uma medida (*proxy*) de contágio entre países.

**TABELA 2.5 - Coeficientes de curto e longo prazos para a TCRE fundamental do Brasil - ARDL (1,0,0,1) - Variável dependente: saldo comercial.**

Variáveis	Coeficientes de Curto Prazo		Coeficientes de Longo Prazo	
	Valor	t-Student	Valor	t-Student
<b>BC<sub>t-1</sub></b>	0,61	(9,36)	-	-
<b>RER</b>	0,52	(5,56)	1,35	(7,73)
<b>YW</b>	1,74	(4,31)	4,49	(4,64)
<b>Y</b>	0,032	(0,10)	-2,51	(-3,33)
<b>Y<sub>t-1</sub></b>	-1,00	(-3,42)	-	-
<b>Constante</b>	-5,50	(-4,85)	-14,18	(-6,84)

**Obs. (curto prazo):**  $R^2=0,85$ ;  $DW(h)=2,09$ ;  $F=91,91$ ;  $S.E.=0,14$

Fonte: adaptado de Holanda (1999)

Os resultados desta aplicação dizem respeito a ocorrência de um nível cambial próximo ao equilíbrio no início dos anos 90, que logo foi revertido para uma desvalorização até 1994. No momento da introdução do Plano Real, em junho desse ano, a estimativa aponta novamente para uma situação de equilíbrio, seguido por uma valorização do câmbio real inédita para os últimos onze anos. Entre 95 e 96, é observada uma gradual desvalorização que, entretanto, é revertida no ano seguinte. Para o segundo semestre de 98, os resultados indicam para uma sobrevalorização cambial em torno de 15%.

A última estimativa apresentada por Holanda (1999) é baseada no modelo apresentado em Edwards (1994)<sup>76</sup>, no qual o nível da taxa de câmbio real é afetado pelas mudanças de política econômica, bem como por choques reais. Movimentos de longo prazo do câmbio real estão associados a alterações permanentes dos fundamentos e a dinâmica de curto prazo é determinada não apenas pelos choques temporários sobre esses, mas também por desvios das políticas monetária e fiscal de seus níveis sustentáveis. Na tabela abaixo, são apresentados os coeficientes estimados para os ganhos de produtividade (*TEC*), termos de troca (*TOT*), consumo do Governo (*CG*), controles de capitais (*KCON*) e cambiais (*XCON*) - cujas *proxies* são, respectivamente, o valor defasado dos fluxos de investimento direto e empréstimos de longo prazo e o ágio no mercado paralelo do Dólar -, política monetária (*MP*) - aproximada pela razão entre crescimento do crédito doméstico e do

<sup>76</sup> Holanda (1999) chama a TCRE obtida por esta metodologia de “taxa de câmbio de equilíbrio estrutural”.

PIB -, política fiscal (*FP*) - razão entre déficit orçamentário e base monetária -, e a depreciação nominal da taxa de câmbio (*DEP*), que constituem os fundamentos.

**TABELA 2.6 - Coeficientes de curto e longo prazos para a TCRE estrutural do Brasil - ARDL (2,0,0,0). Variável dependente: taxa de câmbio real.**

Variáveis	Coeficientes de Curto Prazo		Coeficientes de Longo Prazo	
	Valor	t-Student	Valor	t-Student
<b>RER<sub>t-1</sub></b>	0,62	(5,56)	-	-
<b>RER<sub>t-2</sub></b>	0,23	(2,15)	-	-
<b>TOT</b>	-0,13	(-1,75)	-0,798	(-1,69)
<b>TEC</b>	-0,03	(-1,71)	-0,268	(-2,07)
<b>XCON</b>	-0,00087	(-1,83)	-0,006	(-1,30)
<b>Constante</b>	1,18	(2,29)	7,660	(3,33)
<b>DEP</b>	-0,00017	(-0,670)	-	-
<b>MP</b>	0,00025	(0,370)	-	-
<b>FP</b>	0,00032	(0,410)	-	-

**Obs. (curto prazo):**  $R^2=0,85$ ;  $DW(h)=2,09$ ;  $F=51,91$ ;  $S.E.=0,10$

Fonte: adaptado de Holanda (1999)

Os coeficientes de longo prazo apresentaram o sinal esperado, todavia os de curto prazo merecem melhor observação. As *proxies* de política econômica foram não significativas, mas foram mantidas por não afetarem os resultados da TCRE, pois o modelo assume neutralidade de longo prazo para tais variáveis. A desvalorização cambial estimada apresentou sinal invertido do modelo teórico, o que pode ser, segundo o autor, reflexo de uma alta indexação da economia brasileira ao longo de maior parte da amostra. Isso significa que a desvalorização do câmbio nominal teria maior efeito imediato sobre os índices de inflação do que sobre a taxa de câmbio nominal, levando-a a uma valorização real líquida em alguns períodos.

O autor também estimou a relação como um ECM, obtendo os resultados apresentados na tabela a seguir, na qual, contrariamente a Ades (1997), é apresentada uma baixa velocidade de ajustamento.

Os resultados da TCRE estimada por esta metodologia se diferenciam em alguns pontos da anterior, especialmente no que se refere à década de 90. Ao início dessa, o câmbio estaria, efetivamente, em um patamar próximo ao de equilíbrio, porém apresentando pequena valorização, que perduraria até meados de 1996. A

introdução do Real acentuaria tal valorização, mas o câmbio iniciaria um processo de recuperação gradual, apesar de manter-se subavaliado até o final da amostra (em 1998). Cabe ressaltar que os resultados obtidos por esta metodologia estão mais ligados à constante apreciação que a TCRE apresentou desde os primeiros anos da década do que à recuperação do nível da taxa de câmbio real. Essa apreciação da TCRE também é captada pelo modelo de Ades (1997).

**TABELA 2.7 – Modelo de correção de erro (ECM) para a TCRE estrutural do Brasil - ARDL/ECM (2,0,0,0). Variável dependente: primeira diferença da taxa de câmbio real.**

Variáveis	Coeficientes de Curto Prazo	
	Valor	t-Student
$\nabla RER_{t-1}$	-0,23	(-2,15)
$\nabla TOT$	-0,13	(-1,75)
$\nabla TEC$	-0,03	(-1,71)
$\nabla XCON$	-0,00087	(-1,83)
Constante	1,18	(2,29)
$\nabla DEP$	-0,00017	(-0,670)
$\nabla MP$	0,00025	(0,370)
$\nabla FP$	0,00032	(0,410)
$ecm_{t-1}$	-0,144	(-2,14)

Obs.:  $R^2=0,18$ ;  $DW(h)=2,09$ ;  $F=2,2$ ;  $S.E.=0,10$

$\nabla$  é o operador de defasagem das variáveis.

Fonte: adaptado de Holanda (1999)

Desta forma, Holanda (1999), a exemplo dos estudos sobre a Finlândia, mostra que modelos baseados em hipóteses alternativas levam a resultados diferentes, principalmente de prazos curto e médio. As três metodologias estudadas pelo autor concordam com a subvalorização cambial durante a maior parte da década de 80 e com períodos de relativo equilíbrio no início dos anos 80, 90 e em 1994, no momento da conversão de Cruzeiros Reais para Reais. Porém, no período pós Real, as metodologias divergem quanto à posição do câmbio real ante a TCRE, apesar das tendências dos movimentos serem bastante similares.

### **3 O CÂMBIO DE EQUILÍBRIO DO BRASIL: 1984-2000.**

Uma vez revistos os modelos teóricos de taxa de câmbio real de equilíbrio (TCRE) e suas aplicações empíricas nos capítulos 1 e 2 , passa-se agora a discutir a utilização do conceito ao caso brasileiro.

Para tanto, será analisada a evolução recente da economia brasileira e alguns aspectos importantes referentes a evolução da política cambial. A estrutura analítica a ser utilizada na estimação, bem como a metodologia desta, também serão revistos. Por fim, os resultados serão apresentados e comentados.

#### **3.1 A EVOLUÇÃO RECENTE DA ECONOMIA BRASILEIRA.**

A principal preocupação de Nurkse (1945) para definir a taxa de câmbio real de equilíbrio (TCRE) era quanto a uma situação macroeconômica sustentável. A presente seção busca, então, caracterizar brevemente alguns aspectos da economia brasileira no período compreendido entre os anos de 1984 e 2000 no que diz respeito aos equilíbrios externo e interno. Tal período será utilizado, também, para a estimação da TCRE proposta no trabalho.

As figuras 3.1 a 3.3 mostram este panorama geral da economia brasileira<sup>77</sup>. Nota-se, em geral, mudanças no padrão de comportamento das variáveis a partir de meados da década de 90, quando o ambiente macroeconômico

---

<sup>77</sup> A taxa de câmbio nominal é apresentada apenas para o período pós Real por problemas de escala, dadas as constantes desvalorizações ocorridas nos períodos anteriores. A taxa de câmbio real será discutida posteriormente, em conjunto com os fundamentos e a TCRE.

brasileiro mostrou-se sensível ao processo de abertura econômica do País e, em um segundo momento, à combinação entre estabilidade da inflação e câmbio sobrevalorizado. Já em relação ao crescimento real do PIB brasileiro, os problemas se iniciaram antes dessas mudanças. Segundo Cardoso (2000), o PIB real brasileiro cresceu à taxa média de 7,3% por ano desde 1949, mas entre 1980 e 1998 situou-se em cerca de 2%, apenas.

A taxa de câmbio nominal foi utilizada amplamente durante todo o período em questão para duas finalidades: ora propiciar competitividade das exportações, ora servir de âncora para a alta inflação crônica, observada desde o início dos anos 80 até meados de 1994. Pelo lado da balança comercial, o período das desvalorizações administradas (até o primeiro semestre de 94) mostrou-se relativamente eficiente, gerando substanciais superávites entre 84 e 94 (figura 3.2.a).

Por outro lado, dado o alto grau de *pass through* do câmbio para o nível de preços domésticos em um ambiente de indexação generalizada da economia, a política de desvalorizações seguidas do câmbio teve resultados antagônicos, verificando-se uma explosão inflacionária e, conseqüentemente, a incapacidade de manutenção do câmbio real em um patamar subvalorizado. Este último, inclusive, apresentou tendência de forte valorização durante a maior parte do período<sup>78</sup>.

### **3.1.1 POLÍTICA CAMBIAL NO PERÍODO PRÉ-REAL.**

Para o período pré-Real, a condução da política cambial e os principais movimentos macroeconômicos do Brasil podem ser subdivididos em alguns períodos mais característicos<sup>79</sup>. Em 1983-84, tem-se, a partir da moratória mexicana de 1982, que as restrições externas à economia brasileira crescem. Há uma redução abrupta

---

<sup>78</sup> Conforme figura 3.4.

<sup>79</sup> A caracterização a seguir é baseada especialmente nas informações dispostas em ANDIMA (1994).



do saldo da conta de capitais, causada pela diminuição dos empréstimos de médio e longo prazos (conforme figuras 3.1.b e 3.2.b). Premido pela necessidade de melhorar o desempenho da balança comercial, o Governo promove, em fevereiro, uma maxidesvalorização de 30% e um subseqüente atrelamento do câmbio ao IGP-DI<sup>80</sup> em termos quadrimestrais, inicialmente, e, após, mensais. Esta política cambial seria a mesma para 1984.

Já no ano de 1985, se inicia processo de minidesvalorizações diárias prefixadas, baseadas na média geométrica diária da inflação dos três meses anteriores. Esta política, porém, teve duração breve até o ano de 1986, quando, com a introdução do Plano Cruzado<sup>81</sup>, câmbio, salários e preços foram congelados na tentativa de conter a inflação ascendente. Ao final de novembro, eram evidentes a má performance comercial e o nível elevado dos pagamentos por serviços fatores, bem como a saída líquida de capitais (dominada pelas amortizações). As fontes de financiamento das transações correntes se encontravam em um patamar baixo. O câmbio congelado, então, se mostrava ineficiente para equilibrar o setor externo da economia, dado o aquecimento da demanda e da produção interna (figura 3.3.a). Assim, ao final do ano, é retomada a desvalorização cambial diária e ocorre nova aceleração da inflação.

Para os anos 1987-88, observa-se a ocorrência de duas desvalorizações cambiais mais fortes para estimular as exportações: maio/87 (8,5%) e em junho/87 (9,5%). Entretanto, no restante do período a política cambial seguiria a mesma do final de 86. Apesar da declaração de moratória dos juros da dívida externa brasileira (fevereiro/87, sendo suspensa no ano seguinte), a conta de serviços de fatores sofreu uma redução pouco significativa ante sua média do período 80-89.

Em janeiro de 1989, câmbio, salários e preços são congelados novamente (Plano Verão), mas a duração desta política é de dois meses. Em junho, as desvalorizações balizadas pela inflação voltaram. Ainda assim, inicia-se processo de liberalização cambial, com um mercado de câmbio “oficial” para operações

---

<sup>80</sup> IGP-DI: Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna, apurado pela Fundação Getúlio Vargas.

<sup>81</sup> A respeito do Plano Cruzado, comparativamente ao Plano Real, ver Portugal (1996), entre outros.

comerciais e a introdução de outro, “flutuante”, para atividades como turismo e remessa de lucros. Isso reduziria a importância do mercado paralelo e permitiria ao Governo melhor controle da oferta de moeda e da dívida pública interna.

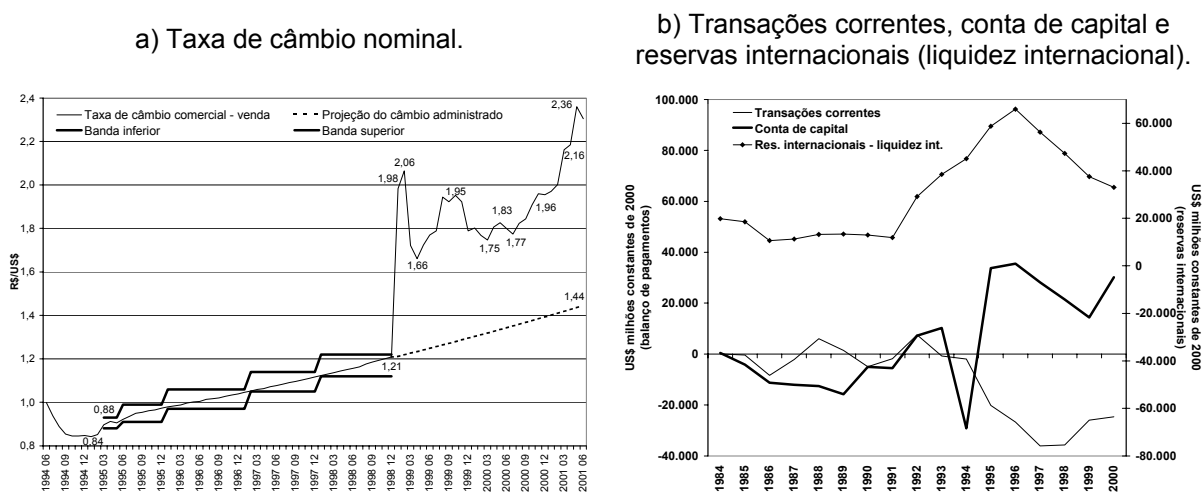
Os anos 1990-92 foram ainda mais conturbados para a economia brasileira. Com a introdução do Plano Collor, em março/90, os mercados “oficial” (cuja nova denominação era “livre”) e “flutuante” passam a operar sob um novo tipo de flutuação “suja”: o Banco Central interviria na liquidez de divisas em casos que julgasse de evidente desequilíbrio, de acordo com as novas metas monetárias. Conforme Cardoso (2000), houve valorização cambial real mais forte neste período, visto que a correção do câmbio nominal estava bastante defasada ante a inflação. Com a deterioração das contas corrente e de capital, o Banco Central passa a agir no sentido de desvalorizar o câmbio a partir de meados do segundo semestre daquele ano. Em 91, dado o estoque cadente de reservas cambiais, cessam as intervenções até que, em setembro, há uma desvalorização de 14% e a volta da intervenção, com metas para o câmbio real. Com a abertura financeira consolidada e altos juros reais (figura 3.3.a), a entrada maciça de capital aumenta demasiadamente o custo de esterilização. O Banco Central passa intervir quase que diariamente, comprando Dólar no segmento “livre” e vendendo no “flutuante”. Em 92, é acertado acordo com o Fundo Monetário Internacional (FMI) que resulta em um aperto fiscal e monetário, pressionando a taxa de juros a um nível real ainda maior.

Por fim, entre junho/93-1994, continua a acentuada entrada de capital estrangeiro, que, aliada à manutenção da intervenção oficial no mercado de câmbio, alavancou ainda mais a acumulação de reservas internacionais. Ao final do ano de 1993, os segmentos do mercado de dólar seriam unificados. Também observa-se, nesse momento, uma nova aceleração da inflação que, entretanto, não seria combatida imediatamente. O enfrentamento concreto dessa situação se iniciaria no primeiro semestre de 94, quando é introduzida a Unidade Real de Valor (URV), um indexador generalizado da economia baseado em uma cesta de índices, cuja variação estava fortemente ligada à do Dólar. Há, também, a tentativa de inibir a entrada de capital externo, que ora forçava a dívida interna ou a base monetária, ora

afetava as cotações no mercado de câmbio. O déficit público operacional é evitado em 1994 às custas do Fundo Social de Emergência (FSE), rubrica orçamentária aprovada ao final de 1993 e que retirava fundos das demais áreas de gastos do Governo. Apesar de renovado em anos subseqüentes, o FSE só foi capaz de gerar resultado mais efetivo no ano da implantação do Real.

### 3.1.2 POLÍTICA CAMBIAL NO PERÍODO PÓS-REAL.

A figura 3.1.a apresenta a evolução da taxa de câmbio nominal a partir do final de junho de 1994, quando da implantação da nova moeda brasileira, o Real. Neste momento, a paridade entre a moeda nacional e o Dólar norte-americano foi fixada em 1/1 para a venda e, desde então, é possível distinguir três momentos diferentes da política cambial.



**FIGURA 3.1 – Brasil: taxa de câmbio nominal (jun/1994) e balanço de pagamentos (1984-2000).**  
 FONTE: Banco Central do Brasil; projeção do câmbio nominal e deflação das séries pelo autor.

Inicialmente, a possibilidade de flutuação da taxa de câmbio terminou por implicar uma forte valorização cambial, dada a estabilização da inflação e a conseqüente reposição real de renda aos consumidores, com aumento do consumo. A menor demanda doméstica pela moeda estrangeira - causada pela menor busca

de proteção da riqueza - pressionou por uma redução do valor do câmbio. A taxa de câmbio gravitou em torno de R\$/US\$ 0,85 durante 6 meses até março de 95, quando as expectativas foram contaminadas pela crise cambial mexicana verificada a partir do último bimestre do ano anterior.

Com nova corrida à taxa de câmbio, houve desvalorização nominal de 5,3% do Real ao final do mês de março ante o final de fevereiro. A pressão de alta no câmbio foi causada tanto pela corrida dos investidores externos, para liquidar investimentos, quanto pelos agentes domésticos, no sentido de preservar o valor de suas riquezas. O Banco Central introduz, então, o regime de bandas cambiais, cujos valores estão expressos na figura 3.1.a e na tabela 3.1. Na prática, entretanto, o câmbio foi diariamente administrado, com uma taxa média de desvalorização mensal de 0,68% em 44 meses, o que o manteve ainda em um nível real bastante inferior àquele observado em junho de 94.

**TABELA 3.1 - Bandas cambiais largas (R\$/US\$) - Brasil: 1995-98.**

Períodos	Data inicial	Cotação Piso	Cotação Teto	Duração (dias)
Início	06/03/1995	0,86	0,90	4
1º	10/03/1995	0,88	0,93	69
2º	22/06/1995	0,91	0,99	152
3º	30/01/1996	0,97	1,06	265
4º	19/02/1997	1,05	1,14	232
5º	20/01/1998	1,12	1,22	244

**OBS.:** em 22/06/1995, as autoridades monetárias decidiram implementar em conjunto com a banda larga, uma intrabanda estreita de 0,5% de intervalo. Em maio/1998, essa passou a ser alargada gradualmente.

Fonte: Sisbacen/Banco Central do Brasil.

Além da crise mexicana e a conseqüente introdução das bandas cambiais, o Brasil ainda enfrentaria dois choques cambiais externos, cujas repercussões estariam associadas às variações no nível de reservas internacionais. Nota-se na figura 3.1.b, efetivamente, uma redução do nível dessas a partir de 1995, dadas as crescentes intervenções oficiais no mercado de câmbio. As duas crises são a

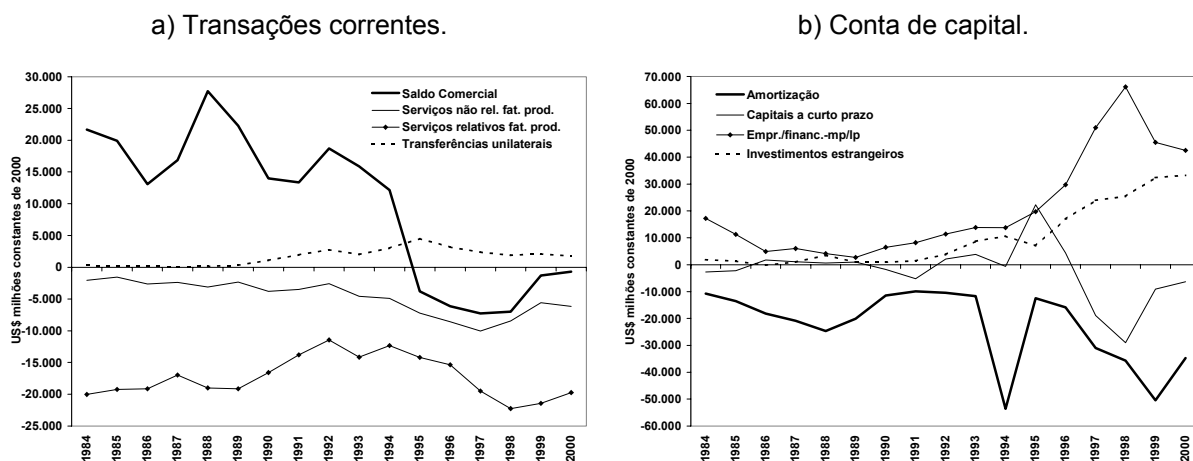
observada no Sudeste Asiático, no segundo semestre de 97, e a da Rússia, agravada nos meses finais de 98. Em janeiro de 1999, quando as reservas atingiram US\$ 35,1 bilhões pelo conceito caixa ante US\$ 73,8 bilhões em abril do ano anterior, a administração do câmbio nominal foi abandonada.

Com a liberalização do mercado cambial, após um período de *overshooting*, a taxa nominal passou a sinalizar uma convergência para um valor em torno de R\$/US\$ 1,80. Este período também marca a transição doméstica da âncora cambial para um regime de metas de inflação, como parte do plano de recuperação econômica acordado junto ao FMI. Entretanto, em meados do segundo semestre de 2000, os fatores externos passaram a trazer novas repercussões internas. Tanto o início da desaceleração da economia dos Estados Unidos quanto a crescente desconfiança internacional em relação à situação da Argentina implicaram uma tendência de alta na taxa de câmbio. Somando-se a tais problemas, observou-se ainda a incapacidade de retomada dos saldos comerciais do período anterior a 94, o que manteve o déficit de transações correntes em um nível ainda bastante elevado.

A figura 3.1.a ainda mostra uma projeção simples, pela extrapolação da tendência linear média de crescimento da taxa de câmbio nominal, de como poderia estar o câmbio com a manutenção da administração. Apesar de todas as ressalvas que podem ser feitas à tal exercício, observa-se que a taxa de câmbio nominal tenderia a uma posição bastante mais valorizada<sup>82</sup>. Mesmo que haja uma ligação direta entre a desvalorização cambial e a taxa de inflação, a partir desta simples extrapolação, considerando-se a evolução da inflação brasileira de 1998, tem-se que a taxa de câmbio real projetada seria somente cerca de 9% inferior à observada ao final de 2000 (tomando-se por base o final de 1998, período imediatamente anterior à liberalização cambial).

---

<sup>82</sup> Em junho de 2001, a cotação comercial de venda apresentava-se em R\$/US\$ 2,30, enquanto a projeção aponta para um valor de cerca de 1,44.



**FIGURA 3.2 – Brasil: decomposição do balanço de pagamentos (1984-2000).**

FONTE: Banco Central do Brasil; deflação das séries pelo autor.

### 3.1.3 O BALANÇO DE PAGAMENTOS.

A significativa expansão do déficit em transações correntes no período pós-Real foi liderada pela reversão dos até então superávites comerciais em elevados déficits, conforme a figura 3.2.a. A maior liberalização comercial do período, juntamente à valorização real do câmbio, resultaram em um salto no valor das importações. Em meados de 1995, o segmento de bens duráveis importados apresentava crescimento superior à 240%, o de não-duráveis acima de 160% e o de bens de capital de 75%<sup>83</sup>. Isso reflete dois movimentos da economia doméstica: a demanda reprimida por consumo e o início de um processo de modernização industrial. A trajetória das importações desde então foi bastante irregular, preponderando, entretanto, um alto crescimento médio. Com a desvalorização cambial nominal de 70,2%, observada entre dezembro de 98 e fevereiro de 99 e a permanência da taxa de câmbio em um nível superior nos meses subseqüentes, ocorreu uma desaceleração das importações que, todavia, não apresentariam tendência a retornar aos valores anteriores a 94.

<sup>83</sup> Tomando-se valores constantes do Dólar.

As exportações, por sua vez, não apresentaram alteração importante em seu comportamento no período referido no que diz respeito ao seu crescimento. O único momento em que houve uma queda acentuada no valor das vendas externas foi causada pela queda do seu *quantum* no primeiro trimestre de 99, dada a incerteza gerada pela mudança do regime cambial. A recuperação em direção aos seus níveis históricos se deu imediatamente nos meses subseqüentes. Desta forma, o comportamento da balança comercial na segunda metade da década de 90 foi quase que inteiramente condicionado pela performance das importações.

Os déficits na conta de serviços não relativos a fatores de produção também ganharam fôlego na última década. Tanto o processo de abertura da economia quanto, e mais intensamente, a estabilização da economia baseada no câmbio sobrevalorizado foram as causas de seu crescimento. Com a liberalização do mercado de câmbio, também verifica-se que o fluxo se reduz, mas não retorna, aos patamares anteriores.

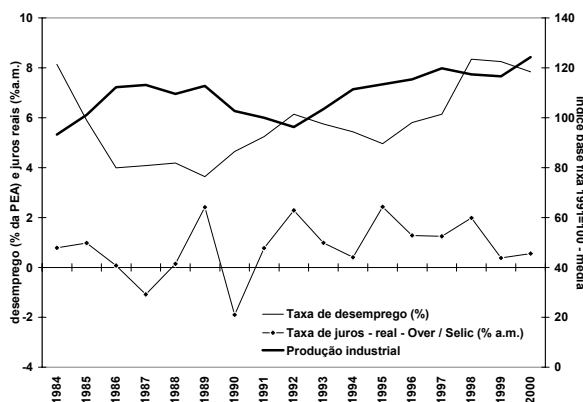
Quanto aos déficits dos serviços relativos aos fatores de produção, apesar do seu alto valor no decorrer de toda a década de 80, tem-se um breve período de redução nos primeiros anos da década de 90. Os seus movimentos são guiados principalmente pelo pagamento dos juros e este breve alívio esteve relacionado ao Plano *Brady*, que proporcionou novo escalonamento para os pagamentos. Isso teria papel fundamental na introdução do Plano Real, em finais de 93, visto que proporcionou o acúmulo de reservas internacionais suficiente para lastrear parte da emissão da nova moeda em 94. Entretanto, a partir de 97, as remessas de juros voltam a crescer e tornam a afetar negativamente as transações correntes.

Segundo Pastore e Pinotti (1996), além do acréscimo real de renda das classes mais baixas relacionado à remoção do imposto inflacionário desde a introdução do Real, outro fator decisivo para o desequilíbrio nas transações correntes foi a restauração do crédito doméstico. O consumo cresceu substancialmente com o comprometimento da poupança futura dos agentes, dado o histórico recente de demanda reprimida, repercutindo diretamente sobre os fluxos de renda enviada para o exterior sob a forma de importações de bens de consumo e pagamentos relativos a

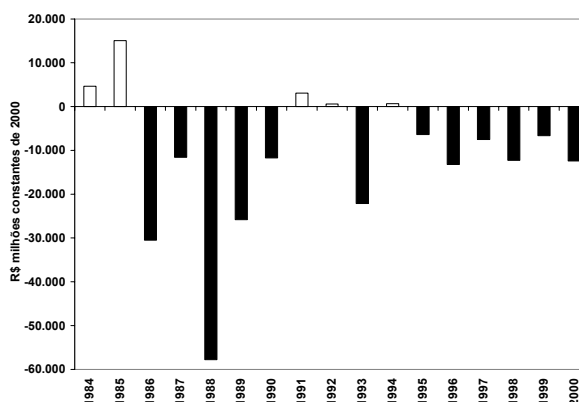
serviços não fatores, conforme comentado acima.

A conta de capital - figura 3.1.b - e seus componentes - figura 3.2.b - apresentaram uma importante mudança de comportamento a partir do último trimestre de 1991. Observa-se que a partir de 84, quando o saldo era predominantemente negativo, o principal determinante foi o nível das amortizações, dada a redução abrupta dos empréstimos e financiamentos de médio e longo prazos no período conhecido como “crise da dívida”. Nos anos 90, porém, a situação passa a se reverter, com os investimentos e os empréstimos crescendo de forma a financiar parte dos déficits da conta corrente. Os investimentos ganham ainda mais força quando se inicia o processo de privatizações, aquisições e fusões na economia brasileira, em 1997. Ao final do período, cresce o volume de amortizações e a saída dos capitais de curto prazo, além de haver o esgotamento do processo de privatizações e um custo incerto da captação de empréstimos - causado pela flutuação do câmbio e baixo crescimento econômico. Dessa forma, não parece que haja sustentabilidade da conta de capital no médio prazo e tampouco que seus saldos venham a ser consistentes com os déficits estruturais em transações correntes.

a) Juros reais, produção industrial e taxa de desemprego.



b) Resultado fiscal financeiro.



**FIGURA 3.3 – Brasil: produção industrial, juros reais, taxa de desemprego e resultado fiscal (1984-2000).**

FONTES: IBGE, Banco Central do Brasil e Ministério da Fazenda.



### 3.1.4 A POLÍTICA ECONÔMICA DOMÉSTICA.

Em relação às variáveis domésticas da economia brasileira, vale observar algumas características que refletem diretamente sobre a questão do câmbio de equilíbrio. Inicialmente, tem-se evidências de uma mudança do padrão da relação entre produção e desemprego (figura 3.3.a). A partir de 1995, mesmo com a manutenção de um nível mais elevado de produção industrial, verifica-se uma crescente taxa de desemprego<sup>84</sup>. No período anterior, a recuperação da atividade industrial refletia uma redução no desemprego e vice-versa. Esse é um dos principais indícios dos ganhos de produtividade do período, necessários para a sobrevivência das empresas em um ambiente macroeconômico aberto e propiciados pelo baixo custo das importações (câmbio valorizado em relação aos anos anteriores), por exemplo, de bens de capital.

A manutenção dos juros nominais elevados em todo o período não impediu que houvesse momentos em que a taxa real fosse negativa. Entretanto, a partir de 1991, a taxa de juros real média anual apresentou-se positiva. Neste período, os juros nominais medidos pela taxa *over/selic* chegaram até a cerca de 82% a.m. (em fevereiro de 90), sendo que na véspera da introdução do Real esta se encontrava em 50,6% a.m. (junho de 94). Após isso, essa taxa recuou, mas, assim mesmo, jamais retrocederia a um patamar inferior a 1% a.m.. Este é um valor alto em um ambiente de inflação baixa, conforme se pode verificar na figura 3.3.a, com os juros reais médios sustentando-se em um nível superior a 1,2% a.m.. Este alto custo real do capital foi outro fator que acelerou a busca de eficiência das empresas a partir da estabilização da economia.

---

<sup>84</sup> Segundo Portugal e Madalozzo (2000) e Tejada e Portugal (2002), a taxa de desemprego no período se aproximou bastante da NAIRU (*non accelerating inflation rate of unemployment*) a partir de 1995, ao passo que no período 1986-95 aquela se encontrava bastante aquém da necessária à manutenção do controle inflacionário.

A utilização de uma política monetária bastante restritiva terminou por elevar o nível interno de endividamento do setor público e refletiu-se no resultado fiscal financeiro do orçamento do governo. Este fator também contribuiu para o agravamento da situação externa na década de 90. Cabe ressaltar que o início dos altos déficits públicos crônicos em se deu em 86, mas se tornaram estruturais, conforme Cardoso (2000), na medida em que a nova Constituição Federal de 1988 retirava do Governo Central uma série de receitas em favor dos Estados e Municípios. As despesas, por outro lado, não foram transferidas na mesma magnitude, implicando um rígido hiato de recursos públicos ainda não resolvido. Além disso, o problema previdenciário brasileiro, causado principalmente pelas aposentadorias do Setor Público, também não apresenta perspectivas de solução no curto prazo. Esses são os maiores focos de insustentabilidade doméstica no período, terminando por refletir nas taxas de juros e na incerteza do mercado. Soma-se a isto a inflexibilidade orçamentária verificada desde 99, quando da introdução do regime de metas de inflação, compatível com objetivos de política fiscal<sup>85</sup>.

Os instrumentos de política econômica do Governo foram utilizados com o intuito de tornar viáveis as condições de manutenção da estabilidade dos preços, que dizem respeito justamente a um dos focos aqui abordados:

“Um programa de estabilização requer a geração de equilíbrio interno - caracterizado por taxas de inflação baixas e pela manutenção do crescimento econômico -, e do equilíbrio externo - a existência de déficits sustentáveis nas contas correntes, que possam ser financiados por investimentos diretos e por empréstimos, sem conduzir ao crescimento explosivo da dívida externa.” (Pastore e Pinotti, 1996, pp. 2-3).

Em um trabalho posterior<sup>86</sup>, os mesmos autores reconhecem que a política econômica pós-Real foi equivocada no sentido de buscar um equilíbrio macroeconômico consistente com o crescimento econômico. Os choques reais sobre a taxa de juros decorrentes da defesa da moeda nacional ante as crises externas observadas desde o final de 1994 foram fatais para o crescimento econômico. Cabe

---

<sup>85</sup> Este problema de inflexibilidade orçamentária é bastante difícil de administrar no Brasil, dados a elevada demanda por investimentos sociais e o alto poder de barganha de corporações organizadas à décadas.

ressaltar que os “choques de juros não ocorreram em função de desequilíbrios fiscais, mas sim nos momentos em que ocorreram choques externos” (Pastore e Pinotti, 1999, p. 2), o que tornava iminente o retorno da inflação como fonte de financiamento da despesa pública, apesar do aperto monetário observado no período.

Com tal quadro para o Setor Público, com sua repercussão nos juros e no equilíbrio externo, observou-se a incapacidade de crescimento da produção industrial, mesmo com demanda aquecida. O aumento da competição externa e do custo do capital terminaram por determinar a busca por competitividade da indústria nacional, o que afetou a taxa de desemprego da economia.

A liberalização cambial de janeiro de 1999 aliviou parte dos desequilíbrios acima caracterizados, tornando possível reduzir a taxa de juros e dando às reservas internacionais um papel secundário no ajustamento externo<sup>87</sup>. Entretanto, a alta escalada da taxa de câmbio parece refletir ainda a preocupação com alguns fundamentos da economia. O cálculo da TCRE a ser apresentado nas próximas seções buscará responder se a flutuação do câmbio foi suficiente para levá-la ao seu nível de equilíbrio, dado o comportamento dos fundamentos. Também irá permitir, a partir de um critério teórico objetivo, a avaliação da situação cambial dos períodos de desequilíbrio macroeconômico acima descritos.

### **3.2 UM MODELO TEÓRICO PARA AVALIAR A TAXA DE CÂMBIO REAL DE EQUILÍBRIO DO BRASIL.**

O modelo teórico utilizado para avaliar a TCRE do Brasil será o de Montiel (1999b), apresentado no capítulo 1 deste trabalho. Conforme observado no capítulo 2, tal concepção teórica é amplamente utilizada para estimar taxas de câmbio de

---

<sup>86</sup> Ver Pastore e Pinotti (1999).

<sup>87</sup> À primeira vista, a não ocorrência de uma aceleração mais acentuada da inflação em 1999 (11,3%, ante 3,9% em 1998, medida pelo IGP-DI) como consequência da desvalorização cambial, pode ser explicado pelo fato de que a demanda agregada expandiu-se em um momento de alta capacidade ociosa da indústria (cerca de 78,2% de utilização da capacidade instalada no

equilíbrio de economias em desenvolvimento pela sua capacidade de incorporar diferentes características em sua estrutura analítica. A seguir, o modelo será reapresentado de forma sucinta, apenas reforçando as relações fundamentais entre as variáveis e a TCRE, mantendo a notação já utilizada anteriormente.

As hipóteses do modelo se referem a um país pequeno e aberto, que não tem capacidade de afetar os preços da economia mundial. Assim, a taxa de juros internacional está dada. Outros preços importantes, como os termos de troca, só podem ser afetados marginalmente e de forma irrelevante para os demais países, caso a economia doméstica seja grande em algum dos diversos mercados de bens<sup>88</sup>. Em conformidade com a noção de longo prazo, os preços são flexíveis e levam a economia a tender ao equilíbrio.

A taxa de câmbio real é o preço relativo determinado pela razão entre os preços dos bens transacionáveis (T) e não transacionáveis (NT), expressos em termos da moeda doméstica, conforme a equação (3.1) abaixo:

$$R = \frac{E \cdot P_T^f}{P_{NT}}, \quad (3.1)$$

onde  $R$  é a taxa de câmbio real e  $E$  é a taxa de câmbio nominal - definida como o preço em moeda doméstica de uma unidade da moeda estrangeira. Os preços dos bens T ( $P_T^f$ ) são definidos internacionalmente e expressos em moeda estrangeira e os dos bens NT ( $P_{NT}$ ) são formados na economia doméstica e expressos na moeda nacional. Assim, uma elevação de  $R$  representa uma desvalorização da moeda nacional, com os bens T ficando relativamente mais caros ante os NT.

A condição de equilíbrio interno pode ser resumida pela eliminação dos excessos de oferta e demanda dos bens NT e, por conseqüência, no mercado de trabalho, conforme a equação (3.2):

---

ano de 1998, segundo a Confederação Nacional da Indústria), o que permitiu rápida ampliação da produção industrial.

<sup>88</sup> Se um bem tem um grande peso comercial para um país, que domina parte da sua produção mundial, esse país terá capacidade de afetar os preços no mercado mundial. Entretanto, o preço desse bem representará apenas uma pequena parte do conjunto de preços do mercado, não afetando substancialmente os termos de troca mundiais, apesar dos termos de troca domésticos apresentarem grande sensibilidade à tal bem.

$$y_{NT}(R) = c_{NT} + g_{NT} = (1 - \theta) \cdot R \cdot c + g_{NT}, \quad (3.2)$$

onde  $c$  é o consumo privado total e  $\theta$  é a participação dos bens T no consumo total, com  $y_{NT}$  equivalendo à oferta de bens NT de pleno emprego. Baffes, Elbadawi e O'Connell (1999) utilizam  $y_{NT}(R, \xi)$ , com  $\xi$  representando uma medida de choques viesados de produtividade em favor dos bens T<sup>89</sup>, ou seja,  $\star y_{NT} / \star \xi < 0$ , quando os preços estão dados. Essa característica será incorporada na análise a partir de agora, sem maiores implicações para a estrutura analítica desenvolvida no capítulo 1. Conforme observado anteriormente, tem-se também que  $\star y_{NT} / \star R < 0$ .

Através de (3.2), juntamente com o parâmetro de produtividade  $\xi$ , é possível encontrar implicitamente a taxa de câmbio real que retorna o equilíbrio interno da economia - equação (3.3).

$$R = R(c, g_{NT}, \xi) \quad (3.3)$$

Conforme apresentado no capítulo 1, na equação (1.59), a partir de uma situação inicial de equilíbrio, a redução do consumo privado implica a depreciação da taxa de câmbio (um movimento ao longo da curva IB na figura 1.4). Isso ocorre porque o excesso de oferta doméstica deve ser eliminado por uma alteração nos preços relativos, proporcionado pela taxa de câmbio, gerando uma substituição de despesas que favorece a demanda pelos bens domésticos. Uma elevação da produtividade viesada para os bens T, por sua vez, provoca uma queda de seus preços em relação aos dos bens NT. Dessa forma, a curva IB se deslocaria para cima, demonstrando a necessidade de uma desvalorização cambial para compensar o excesso de oferta dos bens domésticos. Similarmente, um menor dispêndio público em bens NT teria o mesmo efeito.

O equilíbrio externo é determinado a partir de uma medida de excesso de gastos ante a restrição orçamentária consolidada dos agentes privados e público.

---

<sup>89</sup> Conforme o efeito Balassa-Samuelson apresentado anteriormente.

Pode-se expressá-lo sob a forma da acumulação de obrigações externas, que reflete o fluxo das transações correntes. Essa conta do balanço de pagamentos representa uma medida de poupança em relação aos gastos agregados da economia, ou seja, se os agentes domésticos despendem um volume de recursos maior do que a renda nacional, tem-se um déficit em transações correntes. Assim, está se tomando poupança externa para suprir a falta de poupança interna.

Então, é possível expressar a condição de equilíbrio externo da economia em *steady-state*, considerando-se o fluxo de pagamentos relacionado à manutenção de um estoque de dívida externa, pela equação (3.4) a seguir.

$$\pi_w \cdot f^* = y_T(R, \xi) + (\rho + \pi_w) \cdot f^* - \left\{ \tau^* [h(\rho + \pi_w + \varepsilon)] + \theta \right\} \cdot c - g_T \quad (3.4)$$

A equação acima é a condição de longo prazo para que os saldos em transações correntes impliquem a manutenção de um estoque real de dívida externa constante. O montante da correção da dívida externa pela inflação mundial ( $\pi_w \cdot f^*$ ) deve ser igual ao saldo em transações correntes. A oferta de exportações do país é dada pela produção doméstica dos bens T ( $y_T$ ) e a sua demanda por importações depende dos níveis de consumo público ( $g_T$ ) e privado destes bens (termo em  $c$ ). Vale ressaltar que, por hipótese, todos os custos de transação ( $\tau^*$ )<sup>90</sup> recaem sobre o consumo privado dos bens T, representando saída de recursos domésticos para o exterior associada às importações. Além disso, tais custos dependem positivamente da taxa de preferência intertemporal de consumo ( $\rho$ ), da inflação mundial ( $\pi_w$ ) e da desvalorização cambial ( $\varepsilon$ ). Os fluxos de pagamentos do serviço da dívida devem ser tais que a taxa de remuneração da dívida equivalha à preferência intertemporal<sup>91</sup>, evitando trajetórias explosivas do estoque de obrigações.

Portanto, as implicações para a TCRE relacionadas ao lado externo da economia estão ligadas às variações na produção dos bens T necessárias a restauração do equilíbrio. Choques negativos sobre o saldo das transações correntes (ou ao financiamento dessas), por exemplo, uma expansão do consumo, levariam a

<sup>90</sup> Na equação, (\*) representa os valores de *steady-state* das variáveis. Para maiores detalhes, ver subseção 1.3.2.

<sup>91</sup> A correção da dívida pela inflação seria cancelada pelo saldo equivalente em transações correntes. Assim, observa-se em

desvalorizações da taxa de câmbio, no sentido de incentivar a produção (e a oferta) de bens T e desestimular a demanda por importações. Também uma melhor condição de competitividade comercial relacionada a uma elevação da produtividade (☒) levará a uma apreciação da taxa de câmbio, que se torna necessária para realinhar os preços relativos entre os setores produtivos. Assim, a demanda pelos bens T se reduziria e o equilíbrio externo da economia seria restaurado. Desta forma, ao considerar-se a eliminação dos excessos de demanda e oferta domésticos e externos apresentados pelas equações (3.3) e (3.4), chega-se à situação de equilíbrio macroeconômico. Essa situação é ilustrada pelo ponto A da figura 1.4 (capítulo 1), no qual a produção e o consumo doméstico se equivalem e não há acumulação de dívida.

A introdução dos termos de troca (TOT) no modelo teórico é relativamente simples. Os TOT são definidos como o preço das exportações em termos dos preços das importações. No que se refere ao equilíbrio interno da economia, tem-se que os salários reais dentre os setores serão determinados não apenas pela taxa de câmbio real, mas também pelos termos de intercâmbio. A alocação da mão-de-obra entre os setores, entretanto, sofrerá alteração significativa, devendo-se proceder com a divisão da produção dos bens T em exportáveis ( $y_X$ ) e importáveis ( $y_M$ ). Isso ocorre porque os TOT afetam os incentivos à produção desses bens de forma diferente. Ao passo que uma melhor relação de intercâmbio estimula a produção dos bens do primeiro grupo, ela desestimula a do segundo, bem como a do setor de bens NT. A nova condição interna de equilíbrio é definida então por:

$$y_{NT} = y_{NT} \{L_{NT} [w(R, \xi, \phi) \cdot R]\} \quad \text{e} \quad y_{NT}(R, \xi, \phi) = c_{NT} + g_{NT}, \quad (3.5)$$

onde os TOT são representados por  $\bar{x}$ . A condição de equilíbrio externo passa a ser, então, representada pela equação (3.6), na qual  $g_M$  indica o gasto do governo em bens importáveis.

$$\pi_w \cdot f^* = \phi \cdot y_X(R, \xi, \phi) + y_M(R, \xi, \phi) + (\rho + \pi_w) \cdot f^* - \{\tau^*[\bullet] + \theta\} \cdot c - g_M \quad (3.6)$$

---

*steady-state*, que  $\dot{f} = 0$ .

De forma similar, é possível incluir a política comercial ( $\xi$ ) na estrutura analítica, caso ela seja definida como a razão entre a tarifa média líquida das importações e das exportações<sup>92</sup>. Os efeitos são similares aos dos TOT, diferenciando-se, especificamente, no que diz respeito ao controle. Enquanto os TOT são resultado principalmente das forças de mercado (formação de preços), a política comercial é concebida pelo governo. Essa última variável pode, entretanto, assumir formas diferentes da mera imposição de alíquotas tarifárias ou de subsídios, tais como restrições físicas (quotas) ou regulamentação (barreiras não tarifárias). Passa a ser interessante, então, considerá-las em separado para a determinação da TCRE, conforme a equação (3.7) a seguir.

$$TCRE = tcre \left[ g_{NT}^-, g_T^+, r \cdot f^+, \tau^+, \xi^-, \phi^-, \eta^- \right] \quad (3.7)$$

Essa equação define a TCRE a ser estimada a seguir. Os sinais acima das variáveis denotam a derivada parcial do câmbio de equilíbrio em relação à própria. Seguindo as relações anteriormente observadas, tem-se que apreciações da TCRE estão associadas a aumentos do gasto do governo em bens NT e a ganhos de produtividade (com viés positivo em relação aos bens T). Por outro lado, depreciações da TCRE seriam a consequência de um maior dispêndio público em bens T, maiores custos de transações e um maior pagamento de serviços da dívida (dado  $f^* < 0$ ). A política comercial menos protecionista (redução de subsídios ou de tarifas) termina por implicar uma depreciação da TCRE, visto que a economia tenderá a produzir déficits comerciais. Uma melhora dos TOT, por seu turno, tende a gerar um resultado ambíguo. O melhor preço recebido pelas exportações gera uma elevação da renda doméstica em termos dos bens importáveis (efeito-renda), o que tende a gerar uma apreciação da TCRE para deslocar a demanda para o setor externo e restaurar o nível de equilíbrio do mercado doméstico. Entretanto, a substituição de bens domésticos por estrangeiros (efeito-substituição) provoca a depreciação da TCRE, para restaurar o saldo comercial. A regularidade empírica

<sup>92</sup> Há que se considerar que as alíquotas médias são expressas de forma diferente: nas importações a tarifação é positiva ( $1+t_m$ ), enquanto o subsídio à exportação é considerado aqui como uma tarifa negativa ( $1-t_x$ ). Isto justifica a colocação deste último na denominador da definição, de forma a tornar a análise comparável à dos TOT.



analisada no capítulo 2 mostra que é improvável que o segundo efeito seja forte o suficiente para reverter o primeiro, o que já é assumido na equação (3.7). Cabe ressaltar que no caso da política comercial, o aumento dos subsídios não tende a gerar tal ambigüidade, visto que ele deve ser compensado por uma elevação dos impostos, mantendo constante o nível de renda agregada doméstica.

### **3.3 MODELAGEM ECONOMÉTRICA.**

Tendo-se apresentado o arcabouço teórico do trabalho, resta estabelecer a metodologia econométrica a ser utilizada para a sua implementação. Seguindo a tradição dos trabalhos apresentados sobre o Brasil no capítulo 2, buscar-se-á encontrar uma relação estável entre as variáveis que representam os fundamentos expostos no modelo para que se proceda a análise da coerência dos resultados com a predição teórica. Dado o caráter de longo prazo das relações entre o câmbio real e os fundamentos que o determinam, serão utilizadas técnicas econométricas de cointegração, que serão brevemente revisadas na subseção seguinte.

#### **3.3.1 COINTEGRAÇÃO E MECANISMO DE CORREÇÃO DE ERROS.**

As técnicas de cointegração dependem fundamentalmente do estudo das propriedades de estacionaridade das séries. Se o conjunto de dados é não estacionário, observa-se a existência de raízes unitárias em sua evolução temporal. Nesse caso, é possível mensurar as relações de longo prazo entre as variáveis através da análise de cointegração, quando estas são integradas na mesma ordem.

Se o processo é dito estacionário, então seus dois primeiros momentos (média e variância) independem do tempo, ou seja, não mudam com o período no

qual são observados. Segundo Hamilton (1994), se o processo gerador dos dados de uma série é dado por  $Y_t = \mu + \varepsilon_t$  (passeio aleatório com *drift*), onde  $\varepsilon_t$  é ruído branco, então a série  $\{Y_t\}$  é estacionária, pois

$$E(Y_t) = \mu \quad ; \quad \forall t$$

$$E(Y_t - \mu)(Y_{t-j} - \mu) = \begin{cases} \sigma^2 & \text{se } j = 0. \\ 0 & \text{se } j \neq 0 \end{cases} \quad (3.8)$$

Isso significa que a média e a variância são constantes e que o desvio esperado ante a média de duas observações em diferentes períodos de tempo (covariância) deve ser zero.

Inicialmente, então, testa-se cada série para a presença de raízes unitárias. A ordem de integração das séries será determinada através dos testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP). O uso desses testes em conjunto é válido para confirmar os resultados observados, tendo-se em vista o baixo poder de rejeição da hipótese nula destes. Enders (1995) apresenta metodologias de aplicação destes testes e MacKinnon (1991) apresenta um método para calcular valores críticos para quaisquer tamanhos de amostra ou graus de liberdade em testes de raízes unitárias.

A presença de raízes unitárias em uma série domina seus demais componentes, necessitando, portanto, que se encontre uma representação estacionária da série integrada para medir os efeitos destes sobre o vetor de cointegração. A forma usual é a extração da primeira diferença da variável, de forma a anular a tendência nos dados e preservar a sua variabilidade, que determinará a relação que a série em questão tem com as demais.

### 3.3.2 METODOLOGIAS PARA OBSERVAR COINTEGRAÇÃO.

Encontrando-se a forma estacionária das séries, é possível estimar-se relações de cointegração entre elas usando-se o método de Engle e Granger (EG)<sup>93</sup> ou o de Johansen<sup>94</sup>. Entretanto, é necessário que as séries sigam a mesma ordem de integração para que se estime suas relações de longo prazo.

Ambos os métodos também são detalhados em Enders (1995). Resumidamente, o método EG implica dois passos: i) estimar uma regressão sem relações dinâmicas (para as variáveis em níveis), de forma a obter as relações de longo prazo entre estas e ii) utilizar os resíduos defasados daquela equação como variável explicativa em uma segunda equação<sup>95</sup>, na qual as demais variáveis aparecem transformadas em taxa de variação, obtendo-se as relações dinâmicas e um coeficiente de ajustamento. Esse indica a velocidade de correção dos desequilíbrios em cada período em relação a solução de longo prazo entre as variáveis. As restrições no nível do estágio (i) de estimação são incorporadas através do termo de correção de erro, podendo-se estimar as equações separadamente por mínimos quadrados, que dão os coeficientes de longo prazo e a dinâmica de curto prazo da relação entre as variáveis.

Entretanto, pelo método de EG, conforme observa Campbell e Perron (1991), para se estimar uma relação de cointegração por mínimos quadrados ordinários (MQO), é necessário que sejam cumpridas duas condições para que os estimadores sejam assintoticamente ótimos. A primeira diz respeito à ausência de causalidade de Granger (precedência temporal) da variável dependente para as variáveis explicativas - ou seja, essas devem ser exógenas ao sistema. A outra se refere à ausência de autocorrelação dos resíduos da relação de longo prazo estimada no primeiro passo.

Por outro lado, o procedimento de Johansen implica estimar um Vetor Autoregressivo (VAR) transformado de dimensão  $p$ , sob a forma:

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Gamma_k X_{t-k} + \varepsilon_t. \quad (3.9)$$

---

<sup>93</sup>Ver Engle e Granger (1987).

<sup>94</sup>Ver Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990).

<sup>95</sup>Chamada de mecanismo de correção de erro (ECM), caso a série do erro seja estacionária no estágio (i).

Concentra-se a análise das relações de cointegração entre as variáveis na matriz  $\Gamma_k$ : o posto  $r$  de  $\Gamma_k$  entre 0 e  $p$  ( $0 < r < p$ ) indica que existe  $r$  vetores de cointegração. Escrevendo  $\Gamma_k = \alpha\beta'$ , tem-se a matriz  $\delta\zeta$  (dimensão  $p \times r$ ) contendo em suas colunas os vetores de cointegração e  $\varpi$  (matriz  $p \times r$ ) contendo os coeficientes de ajustamento. A estimação de  $\Gamma_k = \alpha\beta'$  é realizada por máxima verossimilhança.

No modelo VAR/VEC<sup>96</sup>, todas as variáveis são endógenas, devendo ser modeladas explicitamente. Assim, o método de Johansen permite a estimação em um único passo, levando ao vetor de coeficientes de longo prazo os efeitos de curto prazo, fazendo com que as relações dinâmicas entre as variáveis afetem aqueles indiretamente. Este método também permite que fique explícito o número de vetores de cointegração existentes, ou seja, quantas relações de longo prazo podem ser encontradas entre as variáveis.

### 3.4 DADOS UTILIZADOS<sup>97</sup>.

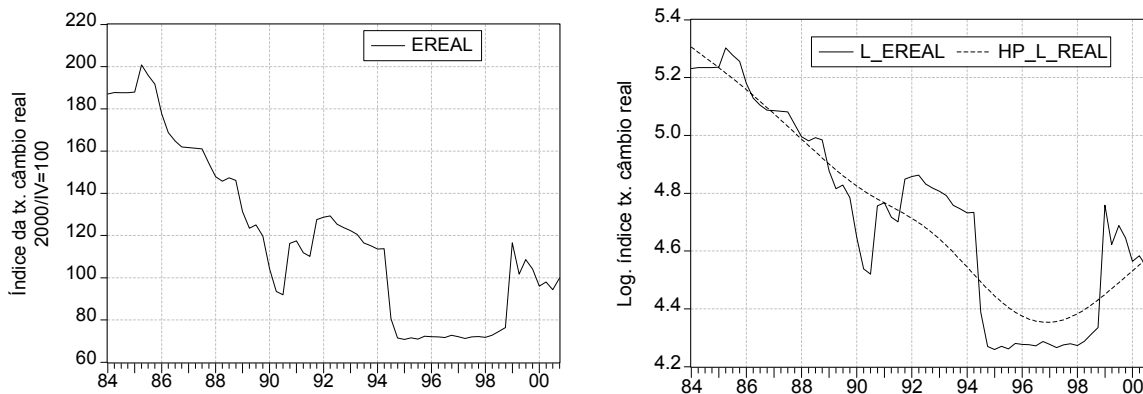
O índice da taxa de câmbio real foi calculado a partir da deflação da taxa de câmbio nominal do Real frente ao Dólar (R\$/US\$) do fim do período pelo Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), da Fundação Getúlio Vargas, e da inflação pelo *Producer Price Index* (PPI), do *Bureau of Labor Statistics*. O índice apresentado na figura A.1.1.a foi fixado em 2000/IV=100, como também foi feito para todos os demais fundamentos. A figura A.1.1.b apresenta o logaritmo do índice e a série filtrada por Hodrick-Prescott (HP), conforme serão apresentados todos os fundamentos na parte “b” das figuras 3.5 até 3.9.

a) Índice da variável

b) Log. do índice e série filtrada por HP

<sup>96</sup> VEC: *Vector Error Correction*.

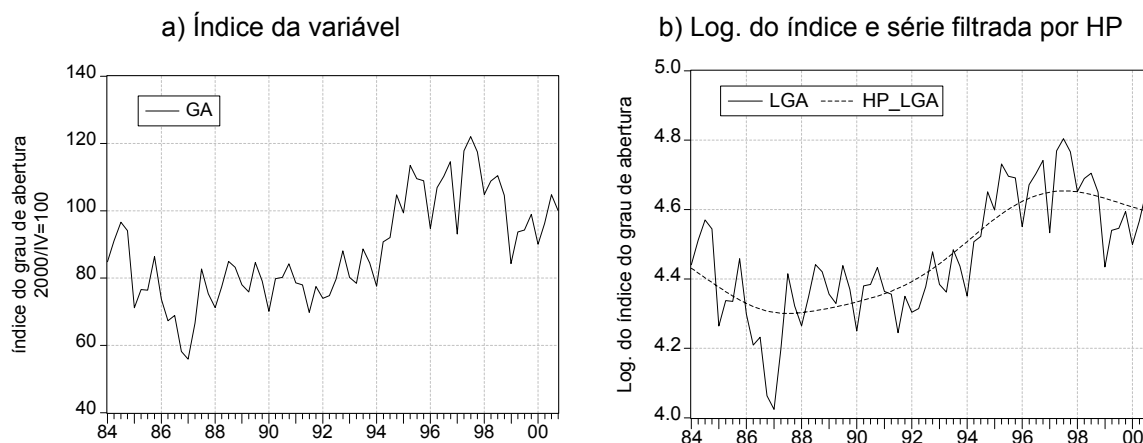
<sup>97</sup> Os dados podem ser encontrados na Internet em: [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br), [www.fgv.br](http://www.fgv.br), [www.bls.gov](http://www.bls.gov), [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br) e [www.federalreserve.gov](http://www.federalreserve.gov).



**FIGURA 3.4 – Gráficos da taxa de câmbio real.**

FONTES DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil, FGV, *Bureau of Labor Statistics* (BLS).

O índice do grau de abertura foi calculado a partir da evolução relativa da corrente de comércio brasileira (exportações mais importações, em US\$ constantes de 2000/IV, deflacionados pelo PPI) ante o índice real do produto interno bruto do Brasil, cuja base fixa foi transformada para o mesmo período.



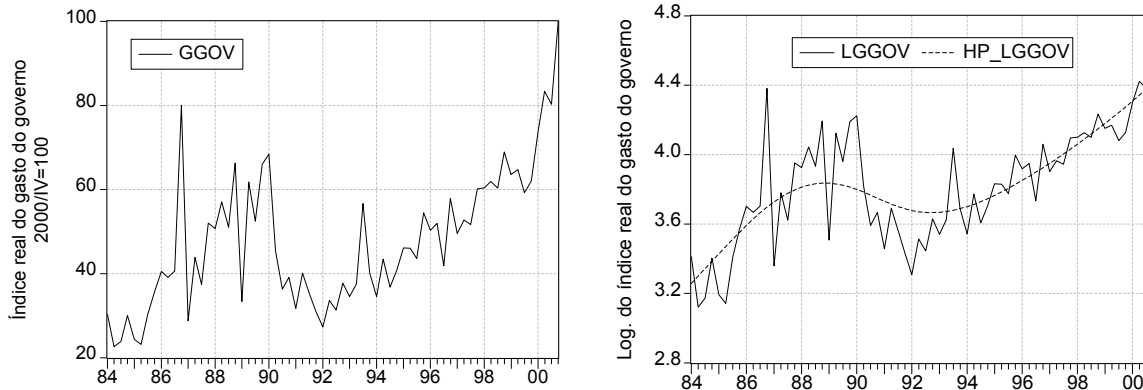
**FIGURA 3.5 – Gráficos da taxa do grau de abertura.**

FONTES DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil, IBGE, BLS.

Os gastos do governo, pelo conceito caixa, em R\$ milhões foram deflacionados pelo IGP-DI para 2000/IV.

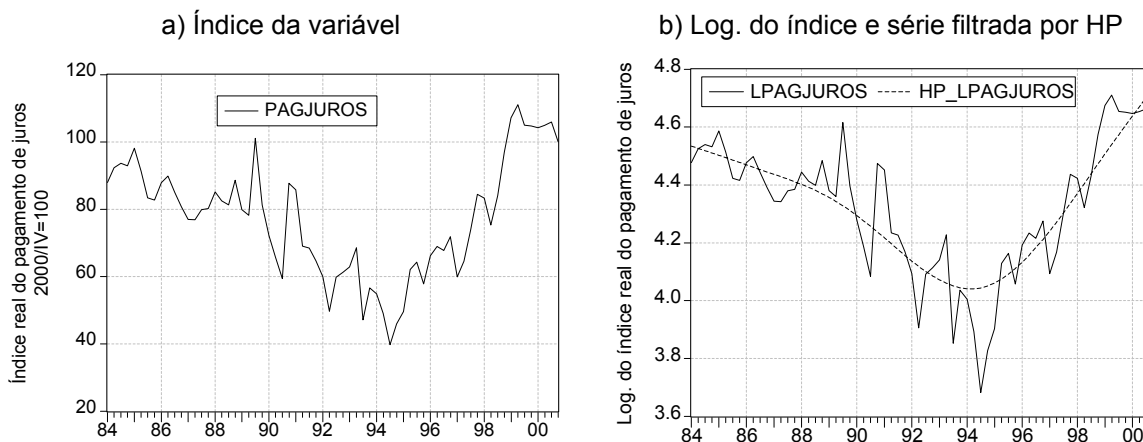
a) Índice da variável

b) Log. do índice e série filtrada por HP



**FIGURA 3.6 – Gráficos do gasto do Governo.**  
 FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil, FGV.

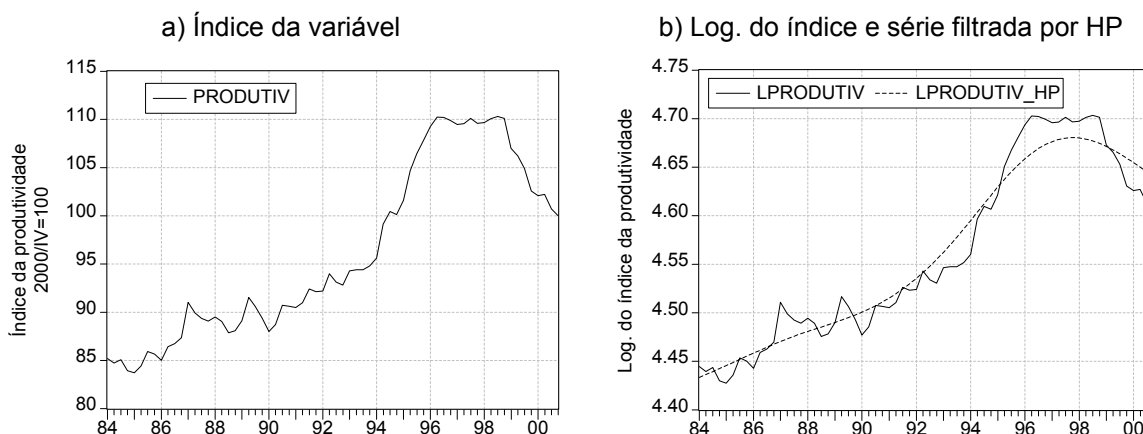
A série do pagamento de juros internacionais (balanço em transações correntes), em US\$, foi deflacionada pelo PPI para valores de 2000/IV. Dada a alta variabilidade do fluxo entre os trimestres, optou-se por utilizar a média das duas últimas observações.



**FIGURA 3.7 – Gráficos do pagamento de juros internacionais.**  
 FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil, BLS.

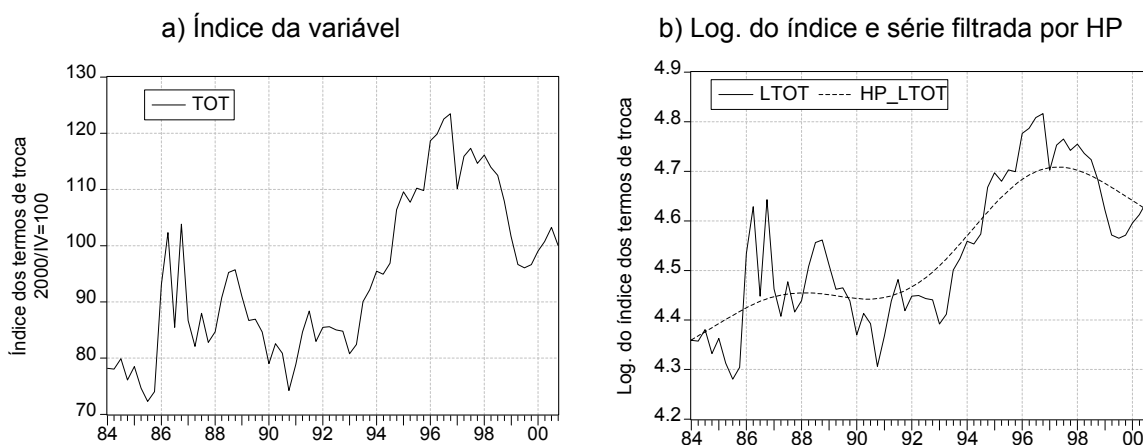
O índice da produtividade viesada para os bens T foi calculado com base nos preços relativos no atacado (IPA-DI) ante os preços ao consumidor (IPC-DI). Tentou-se obter estimativas via pessoal empregado em relação à produção física, mas as séries diziam respeito somente ao Estado de São Paulo. Optou-se, então,

por esta hipótese estruturalista apresentada em Frisch (1983).



**FIGURA 3.8 – Gráficos da produtividade.**  
FONTE DOS DADOS BRUTOS: FGV.

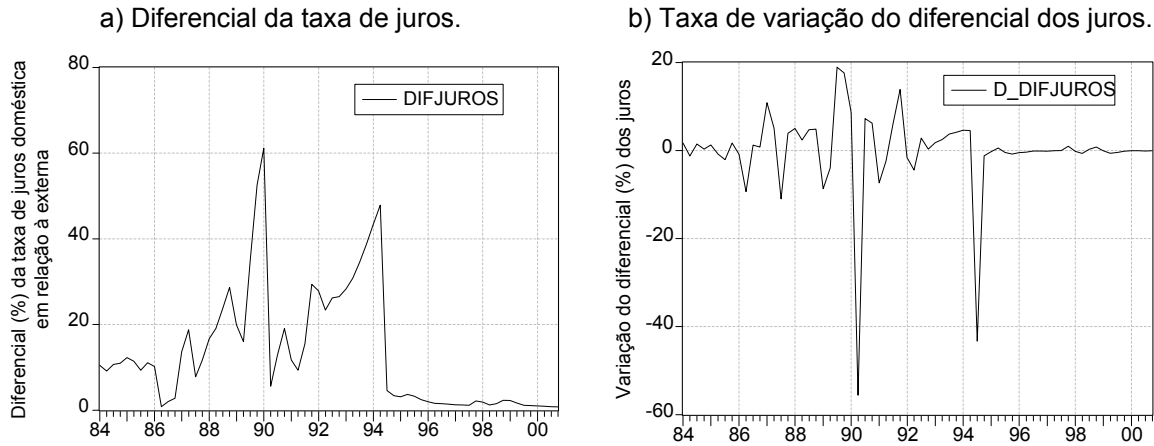
Os termos de troca foram calculados a partir dos índices de preços das exportações e das importações calculados pela Funcex, de forma a refletir a razão entre os preços recebidos pelos bens produzidos domesticamente no exterior e os preços pagos pelos brasileiros pelos bens produzidos no exterior.



**FIGURA 3.9 – Gráficos dos termos de troca.**  
FONTE DOS DADOS BRUTOS: FUNCEX.

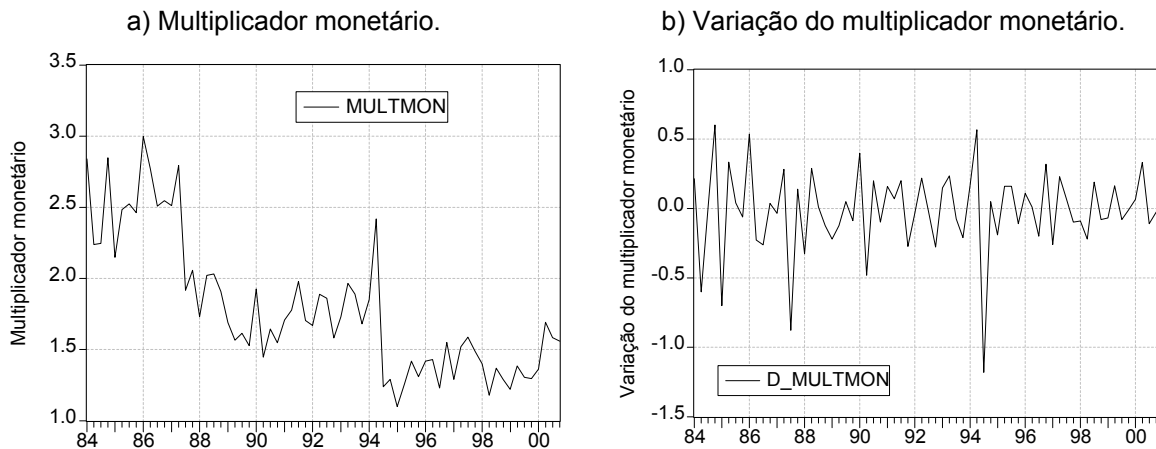
O diferencial das taxas de juros doméstica e externa foi obtido a partir da mensalização das taxas anuais do *Over/Selic* (Brasil) e do T-Bill de 3 meses (Estados Unidos), sendo estas duas taxas de curto prazo. A série foi obtida pela

divisão do índice da Selic pelo da T-Bill, resultando o diferencial em % a.m.. A taxa de variação é dada pela subtração do valor do diferencial em “t” pelo em “t-1”.



**FIGURA 3.10 – Gráficos do diferencial entre as taxas de juros doméstica e externa.**  
 FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil, FED.

O multiplicador monetário foi obtido diretamente do Banco Central do Brasil, que controla a oferta de moeda e o nível dos depósitos bancários obrigatórios. A variação foi calculada pela subtração do valor do multiplicador monetário em “t” pelo em “t-1”.



**FIGURA 3.11 – Gráficos do multiplicador monetário.**  
 FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil ([www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)).

A extração do valor “permanente” das séries foi feito pelo filtro de Hodrick-Prescott (HP), que é um método de alisamento que se tornou popular na macroeconomia após seu uso em Hodrick e Prescott (1997). Sua principal



atratividade é o algoritmo simples utilizado na extração de tendências de longo prazo para séries de tempo univariadas, funcionando como um filtro linear com restrição, sendo obtido a partir da minimização da função

$$\sum_{t=1}^T (y_t - s_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1}))^2.$$

Essa equação gera uma série  $s_t$ , que é derivada de  $y_t$  a partir da minimização da variância de  $y$  em torno de  $s$ . Além disso, há um parâmetro  $\lambda$  (*penalty parameter*) que restringe a segunda diferença de  $s$ . Este  $\lambda$  é a variável de controle de alisamento da série estimada  $s_t$ . Se, por exemplo,  $\lambda \rightarrow \infty$ ,  $s_t$  convergirá para uma tendência linear.

### 3.5 RESULTADOS EMPÍRICOS.

As variáveis utilizadas na estimação do modelo para calcular a taxa de câmbio real de equilíbrio (TCRE) são: índice da taxa de câmbio real deflacionada pelo índice de preços no atacado - disponibilidade interna (L\_ERREAL), índice da evolução do grau de abertura da economia brasileira (LGA), índice do nível de gasto do governo (LGGOV), volume dos pagamentos internacionais de juros do balanço de transações correntes (LPAGJUROS), índice de produtividade calculado a partir do diferencial entre preços de bens não transacionáveis e transacionáveis (LPRODUTIV) e índice dos termos de intercâmbio brasileiros (LTOT). As estimações foram realizadas com as variáveis na sua forma logarítmica, de forma que os coeficientes resultantes representam a elasticidade da taxa de câmbio real em relação à variável, conforme exposto na seção anterior.

Para estimar a dinâmica de curto prazo por um mecanismo de correção de erros (ECM), foram introduzidas duas variáveis de política econômica: variação do

diferencial entre a taxa de juros doméstica e estrangeira [ $\Delta$ (DIFJUROS)] e variação do multiplicador monetário [ $\Delta$ (MULTMON)]. Optou-se por utilizar a variação de um trimestre para o outro destas variáveis pois acredita-se que no curto prazo é mais importante para os agentes a sinalização da política econômica em relação a momentos imediatamente anteriores ao período atual. A tendência de longo prazo, ou seja, se o diferencial da taxa de juros ou o multiplicador monetário está em um nível alto ou baixo, já está incorporada nos demais fundamentos via efeitos indiretos. Assim, é importante observar - independentemente deste nível - se o governo está apertando ou afrouxando sua política em relação ao momento anterior.

Nesta seção, são reportados os resultados da estimação do modelo apresentado em 3.2. A equação (3.7) é representada, então, por (3.10) para que sejam utilizadas as metodologias de Johansen e de Engle e Granger, revisadas em 3.3.

$$\Delta L\_REAL_t = \alpha(\beta' F_{t-1} - L\_REAL_{t-1}) + \gamma'_1 \Delta F_t + \gamma'_2 X_t + \delta + \varepsilon_t, \quad (3.10)$$

onde:

$$F_t = (1, Dummy89\_92_t, LGA_t, LGGOV_t, LPAGJUROS_t, LPRODUTIV_T, LTOT_t)'$$

$$X_t = [1, \Delta DIFJUROS_t, \Delta MULTMON_t]'$$

Os vetores  $F_t$  e  $X_t$  representam, respectivamente, os fundamentos e as variáveis exógenas (política econômica). Pode-se observar que foi introduzida a variável *Dummy89\_92*, que é uma *dummy* de intercepto que constatou-se necessária para a melhor performance da equação estimada, quando os dados foram analisados. Sua introdução se dá em um período caracterizado por dois fatos importantes. Primeiramente, a sucessão de planos econômicos entre 1986 (Plano Cruzado) e 1988 (política do arroz e feijão) - culminando com o Plano Verão de 1989, e o Collor I e II em 1990 e 91, respectivamente - levou ao descolamento da taxa de câmbio real dos seus fundamentos, dada toda a carga heterodoxa de controles de câmbio e de preços da política econômica praticada no decorrer da década de 80 e a paradoxal escalada da hiperinflação, bem como ao desalinhamento destes

fundamentos em relação as suas tendências históricas. Em segundo lugar, há a abertura comercial e financeira da economia, com a liberalização do comércio e dos fluxos de capitais externos<sup>98</sup>.

**TABELA 3.2 – Resultados dos testes de raiz unitária *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) e *Phillips-Perron* (PP) e ordem de integração das variáveis do modelo.**

Variável	ADF			PP			Ordem de Integração
	◊ <sub>o</sub>	◊ <sub>t</sub>	◊	◊ <sub>o</sub>	◊ <sub>t</sub>	◊	
L_EREAL	-1,27 (0)	-2,17 (2)	-0,72 (0)	-1,35	-1,94	-0,68	I(1)
LGA	-2,01 (2)	-2,17 (2)	-0,41 (2)	-2,32	-2,36	-0,35	I(1)
LGGOV	-1,48 (1)	-2,91 (1)	0,81 (1)	-2,68	-5,22	0,97	I(1)
LPAGJUROS	-2,40 (0)	-2,45 (0)	0,45 (2)	-2,32	-2,38	0,61	I(1)
LPRODUTIV	-1,26 (1)	-0,79 (1)	1,78 (1)	-1,14	-0,70	1,23	I(1)
LTOT	-1,76 (0)	-3,21 (0)	0,22 (1)	-1,66	-3,20	0,16	I(1)
ⓂDIFJUROS	-8,63* (1)	-9,56* (0)	-8,69 (1)	-10,03*	-10,01*	-10,11*	I(0)
ⓂMULTMON	-9,64* (1)	-9,60* (1)	-14,59* (0)	-16,72*	-16,66*	-16,63*	I(0)
ⓂE_REAL	-8,14* (0)	-8,10* (0)	-8,16* (0)	-8,13*	-8,08*	-8,15*	I(0)
ⓂLGA	-8,48* (2)	-8,75* (2)	-8,51* (2)	-11,80*	-11,99*	-11,87*	I(0)
ⓂLGGOV	-8,03* (2)	-8,09* (2)	-15,75* (0)	-18,10*	-18,12*	-17,85*	I(0)
ⓂLPAGJUROS	-9,59* (0)	-9,53* (0)	-9,63* (0)	-9,77*	-9,69*	-9,80*	I(0)
ⓂLPRODUTIV	-6,61* (0)	-4,09* (2)	-3,95* (2)	-6,59*	-6,63*	-6,48*	I(0)
ⓂLTOT	-10,48* (0)	-10,43* (0)	-10,54* (0)	-10,53*	-10,47*	-10,58*	I(0)

**OBS.:** os números entre parênteses indicam o número de defasagens incluídas na regressão. (\*\*) denota significância a 5% e (\*) a 1%. O número de defasagens foi escolhido com base na estatística F, R<sup>2</sup>, R<sup>2</sup> ajustado e critério de Schwarz.

Para que a equação (3.10) seja a especificação correta do modelo a ser estimado, é necessário que todas as variáveis envolvidas sejam estacionárias. A tabela 3.1 mostra resumidamente o resultado dos testes de raízes unitárias para as séries de variáveis. Pode-se observar que todas as séries dos fundamentos tiveram que ser diferenciadas uma vez para tornarem-se integradas de ordem zero - I(0).

O conjunto das variáveis foi, então, testado para presença de vetores de cointegração, ou seja, de combinações entre fundamentos I(0) que resultassem em uma relação de equilíbrio de longo prazo. Os resultados estão reproduzidos na tabela 3.2 e indicam a existência de um vetor de cointegração a 5% de significância

<sup>98</sup> Bonomo e Terra (1998), pp. 16-17, analisam com mais detalhes os fatores aqui expostos.

do teste<sup>99</sup>.

**TABELA 3.3 – Teste de cointegração de máxima verossimilhança de Johansen – Resultados do *software* econométrico EViews.**

---

Test assumption: Linear deterministic trend in the data  
Series: L\_EREAL DUMMY89\_92 LGA LGGOV LPAGJUROS LPRODIGNP LTOT  
Exogenous series: D(DIFJUROS) D(MULTMON)  
Lags interval: 1 to 1

---

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.465831	134.5819	124.24	133.57	None **
0.374302	91.94299	94.15	103.18	At most 1
0.268681	60.05865	68.52	76.07	At most 2
0.187242	38.78111	47.21	54.46	At most 3
0.165768	24.68322	29.68	35.65	At most 4
0.111495	12.35863	15.41	20.04	At most 5
0.061553	4.319991	3.76	6.65	At most 6 *

---

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level

L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level

---

**OBS.:** o *software* econométrico EViews reporta valores críticos para o teste de cointegração desconsiderando as séries exógenas.

Tendo-se estabelecido a existência de cointegração entre as variáveis, o próximo passo é estimar o modelo para obtenção dos coeficientes de longo e curto prazos, além do ECM. Os resultados obtidos da estimação da equação (3.10) são apresentados nas tabelas 3.4 e 3.5.

Inicialmente, é importante fazer referência ao período utilizado na estimação do modelo. A intenção, a princípio, era utilizar dados desde o primeiro trimestre 1980, mas foi abandonada. Aquele período apresenta um comportamento bastante diferenciado para a relação entre os fundamentos com o câmbio real, dado o excesso de controles comerciais, cambiais e financeiros impostos via política econômica. Não só se estaria perdendo a qualidade da interação entre as variáveis, como também haveria a necessidade de intervenções via introdução de outras *dummies* - de intercepto e em alguns fundamentos - para tornar os resultados interpretáveis. Nesse caso, preferiu-se suprimir o período e perder quantidade de

---

<sup>99</sup> O teste apresenta, também, um valor significativo para a estatística calculada para ao menos 6 vetores de cointegração. Todavia, dada a não significância dos valores anteriores, ignorou-se tal resultado.

informações, mas mantendo a qualidade das relações. Como o objetivo principal do trabalho é avaliar a posição recente da taxa de câmbio no Brasil, a retirada destes dados não trará maiores efeitos aos resultados.

A estimação foi realizada tanto pela metodologia de Johansen quanto pela de Engle e Granger (EG). A tabela 3.4 apresenta os resultados do vetor de cointegração estimado para cada caso, sendo “Johansen” estimada com tendência linear nos dados e “Johansen(2)” uma especificação similar à de “EG”, estimada sem tal tendência.

Dentro de cada metodologia e conjunto de dados utilizados, a melhor especificação foi escolhida com base nos critérios de Akaike e Schwarz, soma dos resíduos ao quadrado e erro padrão, além do  $R^2$ , todos apresentados na tabela 3.4.

**TABELA 3.4 - Coeficientes de longo prazo para a TCRE do Brasil obtidos por Engle e Granger e Johansen. Variável dependente: taxa de câmbio real.**

Fundamentos	Coeficientes de Longo Prazo (Cointegração)					
	Johansen		Engle e Granger		Johansen(2)	
	Valor	t-Student	Valor	t-Student	Valor	t-Student
Dummy89_92	-0,22	-7,67	-0,26	-9,34	-0,28	-11,10
LGA	-0,80	-6,73	-0,27	-2,58	-0,14	-1,19
Dummy_LGA	-	-	0,02	1,88	0,04	4,30
LGGOV	-0,36	-5,78	-0,12	-2,88	-0,40	-7,26
LPAGJUROS	0,37	6,48	0,40	7,89	0,59	10,26
LPRODUTIV	-1,50	-4,90	-2,08	-8,33	-2,17	-8,67
LTOT	-0,02	-0,11	-0,33	-2,32	0,25	1,57
Constante	15,10	-	15,62	15,98	13,04	-
$R^2 =$	0,32		0,95		0,28	
Soma res. quad. =	0,34		0,36		0,36	
Erro padrão eq. =	0,08		0,08		0,08	
Log likelihood =	83,75		81,48		82,14	
Akaike AIC =	84,08		-2,16		82,47	
Schwarz SC =	84,44		-1,90		82,83	

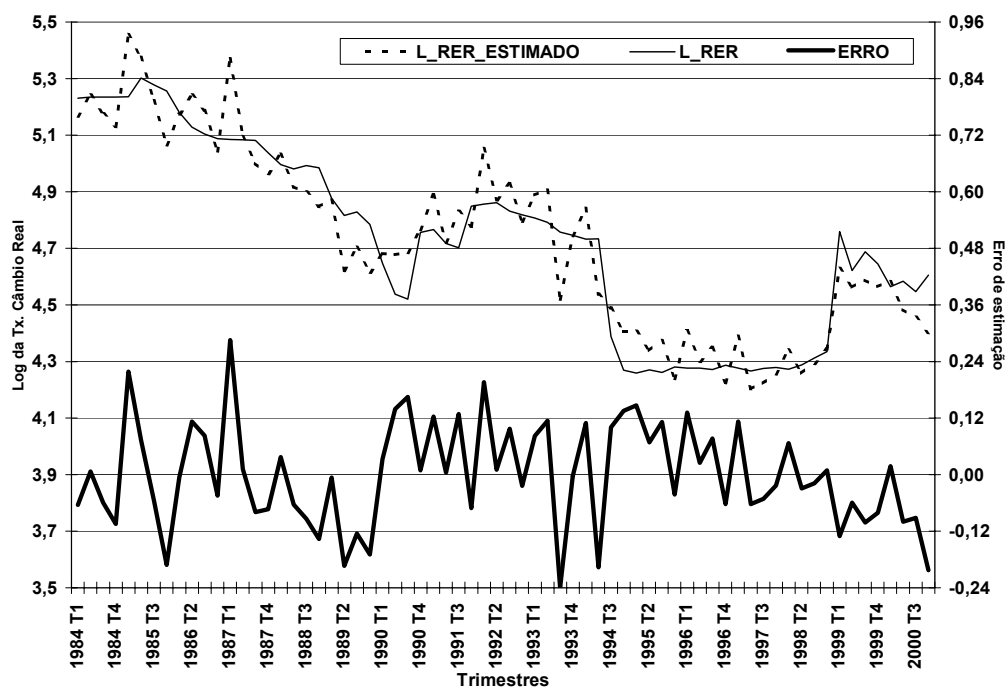
**OBS.:** Estimação por Engle e Granger - F = 167,2672; Durbin-Watson = 1,572886

A partir das elasticidades estimadas é que será feito o cálculo e a análise da taxa de câmbio real de equilíbrio (TCRE). Para tal finalidade, o resultado escolhido foi o de Johansen (primeira coluna), visto que utiliza o método de máxima verossimilhança, assintoticamente ótimo para obter os coeficientes do vetor de

cointegração. Além disso, ao se observar a figura 3.12 é possível notar o bom ajustamento de longo prazo desta relação encontrada à série da taxa de câmbio real.

Os coeficientes da relação de equilíbrio apresentaram, sem exceção, os sinais esperados, de acordo com a equação (3.7). Pode-se verificar que, no longo prazo, maiores graus de abertura, elevação do gasto do governo, ganhos de produtividade e melhora dos termos de intercâmbio são compatíveis com a valorização da taxa de câmbio real para que seja mantido o equilíbrio interno e externo da economia. Da mesma forma, a elevação das despesas com pagamentos de juros para o exterior gera uma desvalorização da taxa de câmbio real para restaurar o equilíbrio.

À exceção dos termos de troca, os demais coeficientes são significativos. Todavia, decidiu-se por manter tal variável porque ela condiz com a predição teórica e, por outro lado, seu impacto é bastante pequeno (uma melhora de 10% dos termos de troca geraria uma valorização de 0,19% na taxa de câmbio), não distorcendo significativamente os resultados. A evidência empírica sugere, então, que o efeito-renda gerado por variações nos preços de comércio exterior é muito próximo ao efeito-substituição, superando-o por uma margem muito pequena.



**FIGURA 3.12 – Taxa de câmbio (em logaritmo): série original, série estimada pelo procedimento de Johansen (coeficientes de longo prazo) e erro de estimação.**

A figura 3.12 traz o gráfico que compara os valores da taxa de câmbio real com os estimados a partir do vetor de coeficientes de cointegração, apresentando também o erro de estimação. Conforme já foi ressaltado, pode-se observar que há momentos de descolamento da série estimada da taxa de câmbio ante a original, além de uma oscilação constante da série estimada. Isso, todavia, não é um problema, visto que a construção teórica designa aos coeficientes de longo prazo o papel de relacionar normativamente os fundamentos com o câmbio no longo prazo. Assim, a estimação é feita para que se torne evidente a relação de equilíbrio subjacente aos fundamentos, não sendo a finalidade deste estudo o ajuste perfeito da série estimada em relação à original.

O significado dos sinais obtidos na estimação já foi discutido nas subseções 1.3.2 e 3.2, cabendo comentar a magnitude dos coeficientes ora encontrados. A taxa de câmbio responde, no longo prazo, em cerca de 80,2% da variação o grau de abertura, mas no sentido contrário. Isso significa que se a

economia brasileira for 10% mais aberta em um período em relação ao anterior, o resultado bruto será uma depreciação de aproximadamente 8% da TCRE, necessária para restaurar o equilíbrio doméstico e externo. Tal elasticidade é alta e provavelmente afetada pelo fato do grau de abertura brasileira ser bastante mais dirigido pela evolução das importações do que das exportações. Isso explica, em parte, a tendência de desvalorização da taxa de câmbio real em relação à TCRE no período posterior ao início do processo de liberalização comercial (até a implantação do Real), implicando forte viés anti-comércio na economia brasileira.

O gasto do governo apresentou relação negativa com o câmbio real no longo prazo na proporção de 10% de expansão equivalente a cerca de 3,6% de depreciação da TCRE. A questão é que, em uma economia cada vez mais aberta - como a brasileira -, o efeito multiplicador da renda tende a gerar uma pressão sobre as importações mais rapidamente do que sobre o produto, deteriorando a balança comercial e não trazendo o nível de emprego para um patamar maior. A correção da balança comercial estaria ligada a desvalorização, dada a elasticidade estimada de 0,36 do gasto do governo.

O pagamento dos juros tem efeito contrário ao gasto do governo visto que enxugam a renda doméstica e apresentam, portanto, um efeito multiplicador positivo sobre a balança comercial, tendendo a melhorá-la e requerendo uma valorização da TCRE. A magnitude semelhante, porém inversa, sugere que os efeitos multiplicadores são bastante semelhantes quando combinados às elasticidades do comércio internacional brasileiro, requerendo desvalorizações/valorizações proporcionalmente similares<sup>100</sup>.

A taxa de câmbio mostrou maior sensibilidade de longo prazo à produtividade (viesada para os bens T) dentre todos os fundamentos. Esse resultado sugere a forte influência do efeito Balassa-Samuelson sobre a taxa de câmbio real brasileira (conforme apresentado no capítulo 1). A magnitude deste coeficiente também é adequada à coincidência dos períodos de maiores ganhos de

---

<sup>100</sup> Apesar desta hipótese forte ser levanta neste trabalho, por razões de espaço e escopo, não se buscará comprová-la, sugerindo-se aqui um tema para um estudo futuro.



produtividade serem os mesmos de continuada sobrevalorização real da moeda nacional.

Outro resultado importante diz respeito à inclusão da *dummy*. Tanto a estimação quanto a análise do gráfico tornam evidente a importância da inclusão dessa variável. Os testes realizados previamente mostram que a utilização da *dummy* melhora a relação de cointegração expressa na tabela 3.4. Uma análise qualitativa abrangente dos resultados da TCRE estimada será realizada na subseção 3.6.1.

Em relação às estimações tomadas como alternativas - EG e Johansen(2) -, pode-se visualizar os resultados na figura 3.13. Comparando os seus resultados com aqueles obtidos na estimação escolhida para o cálculo da TCRE na seção seguinte, é possível fazer algumas observações.

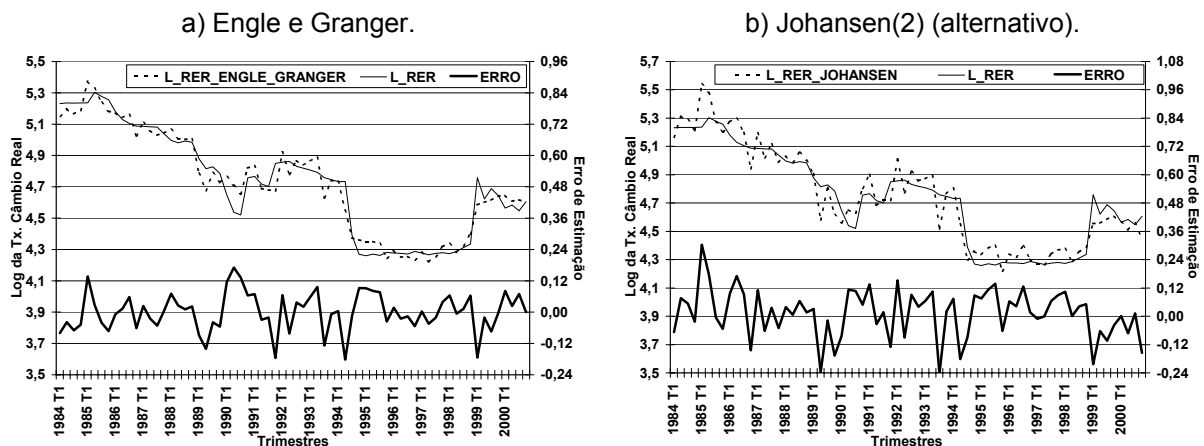
Tomando-se a estimação EG (parte “a” da figura), observa-se que: a) houve uma maior mudança de magnitude nos coeficientes dos gastos do governo (menor elasticidade), produtividade e termos de troca (aumento da elasticidade), mas todos os sinais estão de acordo com a predição teórica; b) a variável LGA só foi significativa com a introdução de uma *dummy* (*Dummy\_LGA*), utilizada em um período longo (1985-I a 1994-II), que corrigiu os problemas com o grau de abertura na estimação; além disso, o coeficiente calculado para tal *dummy* foi aproximadamente 0,0166 (o efeito líquido do grau de abertura neste período é, portanto, de cerca de -0,249, preservando o postulado teórico); c) a variável dos termos de troca passou a ser significativa a 5%; d) a estatística Durbin-Watson não é conclusiva quanto aos resíduos não serem correlacionados, mas os testes ADF<sup>101</sup> permitem afirmar que a combinação apresentada é estacionária.

Os resultados de Johansen(2) são visualizados na parte “b” da figura 3.13, na qual se pode observar que, utilizando-se a mesma especificação da estimação por EG, o ajuste já não foi tão bom. De fato, a série estimada termina por variar mais

---

<sup>101</sup> Os resultados estão reproduzidos no anexo 2, juntamente com os testes de causalidade de Granger, necessários à estimação, conforme Campbell e Perron (1991).

em torno da original. As observações pertinentes a essa estimação podem ser resumidas por: a) o grau de abertura apresentou coeficiente ainda inferior ao de EG, apresentando estatística t baixa, ao contrário da sua *dummy*, que - apesar de ter magnitude menor - foi significativa; b) os coeficientes do pagamento dos juros e da produtividade foram sensivelmente maiores em relação a outra estimação por Johansen; c) houve inversão do sinal dos termos de troca em relação as duas estimações anteriores, apesar de continuar baixa a significância do coeficiente (o sinal positivo pode ser teoricamente aceito, sendo interpretado como o efeito substituição dominando o efeito renda de uma melhora nos TOT no longo prazo).



**FIGURA 3.13 – Taxa de câmbio (em logaritmo): série original, série estimada pelos procedimentos de Engle e Granger e Johansen (alternativo) e erro de estimação.**

Os coeficientes que dirigem a dinâmica de curto prazo são apresentados na tabela 3.5. Em relação a Johansen, há duas observações importantes a serem feitas. A primeira diz respeito à significância dos parâmetros estimados: apenas o coeficiente de ajuste ao erro e do  $\Delta$ DIFJUROS, além do  $\Delta$ LGGOV em menor grau, são aceitos. É importante ressaltar que a manutenção desses coeficientes não afeta a relação de equilíbrio, pois assume-se - tanto pela teoria quanto pela construção econométrica - que tais efeitos são neutros no longo prazo. A segunda se refere aos sinais dos coeficientes. Nota-se que os coeficientes do pagamento dos juros,

produtividade e termos de intercâmbio mostram que essas variáveis têm efeito contrário no curto prazo em relação ao longo prazo. Isso não representa um problema em si, indicando, apenas, que estes efeitos são revertidos no longo prazo.

**TABELA 3.5 - Coeficientes de curto prazo para o mecanismo de correção de erros do cálculo da TCRE do Brasil dos vetores de cointegração alternativos.**

Fundamentos	Coeficientes de Curto Prazo (Mecanismo de Correção de Erros)					
	Johansen		Engle e Granger		Johansen(2)	
	Valor	t-Student	Valor	t-Student	Valor	t-Student
ECM (coef. aj.)	-0,371	2,73	-0,589	4,67	-0,254	1,75
↯E_REAL	-0,002	-0,02	-	-	0,068	0,47
↯Dummy89_92	-0,020	-0,33	-0,115	-2,40	0,024	0,40
↯LGA	-0,020	-0,19	-0,119	-1,51	0,066	0,69
↯Dummy_LGA	-	-	0,037	3,18	-0,009	-0,57
↯LGGOV	-0,069	-1,37	-0,033	-0,95	-0,031	-0,63
↯LPAGJUROS	-0,079	-0,90	0,273	3,79	-0,038	-0,37
↯LPRODUTIV	0,932	1,14	-1,021	-1,63	0,460	0,59
↯LTOT	0,145	0,92	-0,341	-2,60	0,221	1,35
Constante	0,008	0,82	-	-	-	-
↯DIFJUROS	-0,004	-3,47	-0,0003	-0,30	-0,004	-3,46
↯MULTMON	0,018	0,47	0,036	1,18	0,024	0,62
R <sup>2</sup> =	0,32		0,52		0,28	
Soma res. quad. =	0,34		0,24		0,36	
Erro padrão eq. =	0,08		0,06		0,079	
Log likelihood =	83,75		95,72		82,14	
Akaike AIC =	84,08		-2,52		82,47	
Schwarz SC =	84,44		-2,19		82,83	

**OBS.:** as estatísticas de teste da estimação são as mesmas da tabela 3.4 no caso das relações estimadas por Johansen, visto que essa metodologia calcula os coeficientes em um passo.

Os coeficientes das variáveis de política econômica confirmam o resultado que deles se esperava. O sinal negativo do diferencial entre as taxas de juros doméstica e externa é compatível com a paridade de juros à descoberto, dada a maior estabilidade das taxas internacionais. Tem-se que, em momentos de taxa de câmbio real apreciada em relação ao seu nível de equilíbrio, é necessário aumentar a taxa doméstica de juros para compensar as expectativas de perda de capital externo investido no país, geradas pela maior probabilidade de desvalorização. Tal variável é importante para o modelo pois, além de introduzir um componente de sustentabilidade dos fluxos de capitais (quanto menor o diferencial dos juros, maior a possibilidade de que os fluxos de capitais para o país sejam sustentáveis), ela

equilibra os mercados monetário e de câmbio<sup>102</sup>, considerando as expectativas do mercado.

A relação positiva entre a taxa de câmbio real com as variações no multiplicador monetário sugere que, em períodos de maior restrição da multiplicação da oferta monetária, em geral associados com o controle inflacionário, retira-se parte da pressão de alta no mercado de câmbio.

Por fim, cabe observar o que o coeficiente de ajustamento estimado em Johansen está representando em termos de velocidade de retorno ao equilíbrio da relação de longo prazo. Na tabela 3.6, é possível observá-la sob dois pontos de vista diferentes. Em “a”, tem-se quantos trimestres são necessários para que seja eliminado determinado percentual de desalinhamento. Por exemplo, é possível observar que para que sejam eliminados 3/4 do desalinhamento inicial da taxa de câmbio deverão decorrer praticamente 3 trimestres (9 meses). Em comparação a alguns outros resultados, observa-se certa similaridade com Ades (1996), que indica que são necessários cerca de 4 meses para eliminar 50% de desalinhamento e 2 anos para 99%. Por outro lado, Baumgarten (1996) e Holanda (1999) apresentam uma velocidade bastante mais lenta de ajustamento. Conforme já observado no capítulo 2, o primeiro mostra que a eliminação de 50% levaria cerca de 11 meses<sup>103</sup> e de 99% pouco mais de 9 anos, enquanto o coeficiente encontrado pelo segundo é de -0,114, ou seja, cerca de 2,5 vezes menor que o obtido na estimação do presente trabalho. Tal diferença nos resultados pode ser atribuída às diferentes *proxies* utilizadas por cada autor para os fundamentos, entretanto a discussão sobre qual *proxy* é mais apropriada para ser utilizada como fundamento vai além do escopo deste estudo. A parte “b” tabela 3.5 apresenta o mesmo resultado que “a”, porém sob a ótica do quanto do desalinhamento inicial é eliminado a cada trimestre.

Os termos de correção de erros estimados em EG e Johansen(2) apresentaram diferenças maiores em relação ao de Johansen. Conforme pode-se observar no gráfico da figura 3.14, a velocidade de ajustamento obtida por EG é

---

<sup>102</sup> Conforme Krugman e Obstfeld (1999), capítulo 16.

<sup>103</sup> Segundo o câmbio real calculado pelo IPA-DI e pelo IPC-DI.

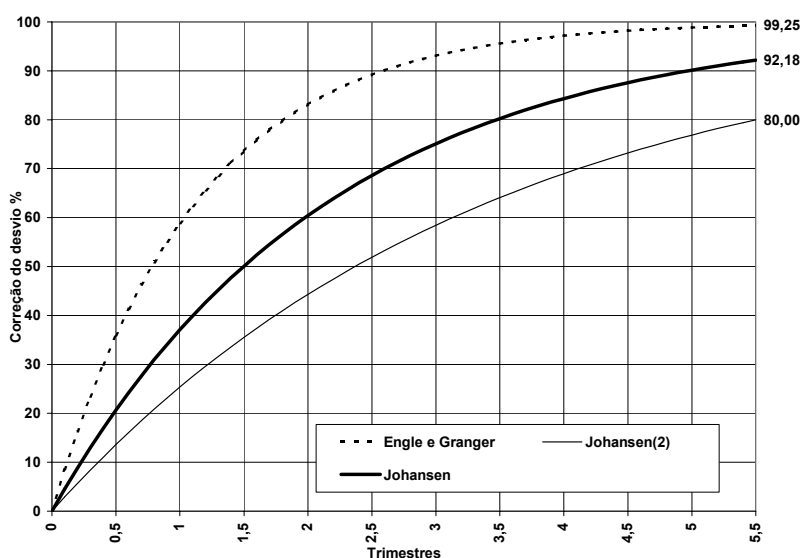
bastante superior às demais. Por outro lado, Johansen(2) gerou um resultado que aponta que cerca de 20% do desalinhamento inicial não seria eliminado com o passar de 5,5 trimestres. No caso da passagem de 1 trimestre, por exemplo, Johansen(2) apresenta correção de apenas cerca de 25%, enquanto EG e Johansen eliminariam respectivamente cerca de 60% e 37%.

**TABELA 3.6 - Velocidade de ajustamento da taxa de câmbio real aos fundamentos calculada com o coeficiente de ajustamento de 0,37077 (Tabela 3.4).**

a) cálculo do número de trimestres necessários para eliminar determinado % de desalinhamento      b) cálculo do % de desalinhamento eliminado a cada semestre

% corrigido	Valor t (número de trimestres)	Trimestres	Valor $\alpha$ (%) corrigido)
50	1,50	1	37,08
75	2,99	2	60,41
80	3,47	3	75,09
85	4,10	4	84,32
90	4,97	5	90,14
95	6,47	6	93,79
99	9,94	7	96,09
		8	97,54
		9	98,45
		10	99,03

OBS.: os valores t e  $\alpha$  são calculados a partir de  $(1-\alpha)=(1-\delta)^t$ .



**FIGURA 3.14 – Velocidade de ajustamento da taxa de câmbio real ao seu nível de equilíbrio segundo estimações alternativas.**

Os resultados ora apresentados mostram que o modelo estimado com estas *proxies* para os fundamentos geram resultados relativamente robustos. Conforme relatado, há problemas associados aos termos de troca. Além disso, a dinâmica de curto prazo varia bastante dentre as especificações. Todavia, as relações de longo prazo são, em sua maioria, preservadas.

### **3.6 CÁLCULO DA TAXA DE CÂMBIO REAL DE EQUILÍBRIO DO BRASIL.**

Para realizar o cálculo da taxa de câmbio real de equilíbrio (TCRE), as séries dos fundamentos foram alisadas pelo filtro de Hodrick-Prescott (HP), de forma a controlar ciclos e tendências estocásticas. Assim, buscou-se obter uma aproximação aos valores permanentes dos fundamentos. Obtém-se, então, a eliminação de valores temporários que desviam a taxa de câmbio real de seu valor de equilíbrio. Há também outros fatores que geram desalinhamentos, como a ingerência da política econômica sobre variáveis como taxa de câmbio e preços, entre outros.

Foi testada também a decomposição dos fundamentos entre valores permanentes e temporários via ARIMA, a exemplo de Baumgarten (1996). Entretanto, as séries resultantes copiaram de forma muito próxima o comportamento das séries originais, implicando uma série de TCRE muito instável, além de tender a gerar desalinhamentos muito pequenos em períodos de notável desequilíbrio (por exemplo, quando da introdução do Plano Real).

O cálculo da TCRE é realizado a partir da combinação entre os coeficientes de longo prazo estimados ( $\hat{\beta}'$ ) - primeira coluna da tabela 3.4 - e as séries dos fundamentos filtradas por HP ( $\tilde{F}_t$ ), conforme a equação (3.11).

$$L\_TCRE_t = \hat{\beta}'\tilde{F}_t \quad (3.11)$$

Uma vez estabelecido o logaritmo do índice da TCRE, procede-se com a conversão para o nível via função exponencial. Restaura-se, dessa forma, o índice da TCRE que será comparado com o da taxa de câmbio real para mensurar o desalinhamento real.

### 3.6.1 MENSURAÇÃO E ANÁLISE DOS DESVIOS DO CÂMBIO REAL.

Uma vez calculado o índice da TCRE, procede-se o cálculo do desalinhamento, ou da valorização, do índice da taxa de câmbio real ante seu valor de equilíbrio através da equação (3.12).

$$VALORIZAÇÃO(\%)_t = \left[ \frac{EREAL_t - TCRE_t}{TCRE_t} \right] \times 100, \quad (3.12)$$

onde  $EREAL_t$  é o índice da taxa de câmbio real e  $TCRE_t$  é o índice da taxa de câmbio real de equilíbrio. Se  $EREAL_t > TCRE_t$ , então a expressão é positiva e há uma valorização real da taxa de câmbio. Caso contrário, observa-se uma desvalorização real da taxa de câmbio em relação ao seu nível de equilíbrio. Os resultados obtidos a partir dos coeficientes apresentados na tabela 3.4 estão expressos na tabela 3.7 e na figura 3.15.

Inicialmente, observando-se o comportamento da TCRE ante a taxa de câmbio real no decorrer da década de 80, é possível discutir brevemente algumas questões interessantes. Nota-se, em primeiro lugar, que os desalinhamentos cambiais da década de 80 tendiam a ser inferiores aos observados na década de 90. O ambiente econômico mais fechado fazia com que o câmbio real tivesse importância secundária. Os próprios agentes davam maior importância para o

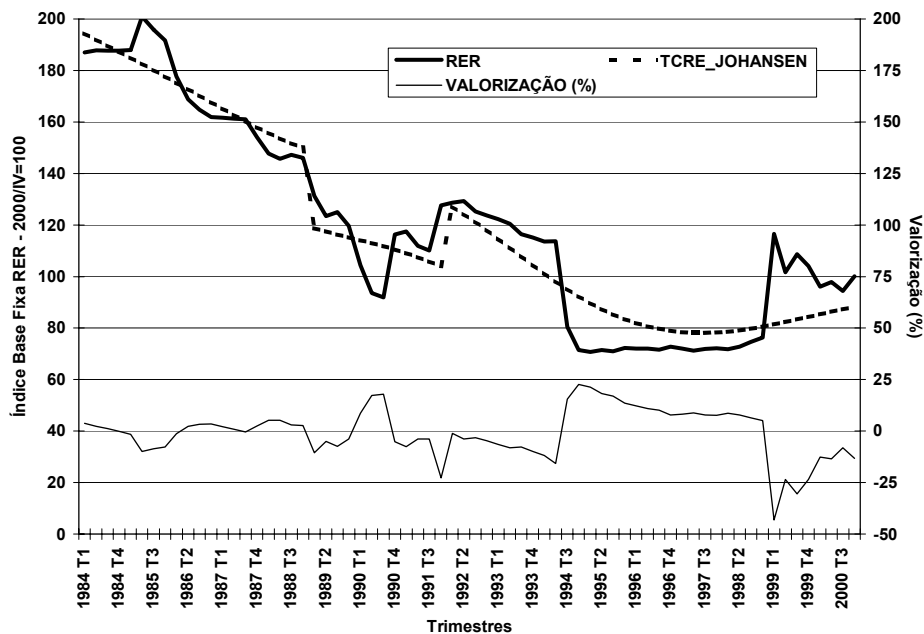
câmbio nominal, que servia de indexador informal da economia brasileira, não importando a quantidade prolífera de controles de comércio, capitais e preços que eram impostos. Assim, a taxa de câmbio passava a ter maior importância apenas para os setores exportadores. A estabilização dos preços em alguns períodos refletia-se em crises de abastecimento da capacidade produtiva doméstica<sup>104</sup>, não promovendo pressão sobre o mercado de câmbio por não realimentar a demanda por dólares para importação, como alternativa à oferta doméstica de bens.

**TABELA 3.7 - Taxa de Câmbio Real de Equilíbrio (TCRE) estimada para o Brasil (1984-2000).**

Período	RER	TCRE	VALORIZAÇÃO (%)	Período	RER	TCRE	VALORIZAÇÃO (%)
1984 T1	186,96	194,36	3,81	1992 T3	125,34	121,39	-3,25
1984 T2	187,73	192,04	2,24	1992 T4	123,71	118,19	-4,67
1984 T3	187,64	189,73	1,10	1993 T1	122,34	114,89	-6,48
1984 T4	187,66	187,43	-0,12	1993 T2	120,48	111,52	-8,04
1985 T1	187,94	185,11	-1,53	1993 T3	116,50	108,12	-7,75
1985 T2	200,85	182,73	-9,92	1993 T4	115,16	104,76	-9,93
1985 T3	195,88	180,30	-8,64	1994 T1	113,55	101,47	-11,91
1985 T4	191,72	177,83	-7,81	1994 T2	113,72	98,29	-15,70
1986 T1	177,67	175,34	-1,33	1994 T3	80,49	95,27	15,51
1986 T2	168,78	172,83	2,34	1994 T4	71,47	92,45	22,69
1986 T3	164,73	170,31	3,27	1995 T1	70,76	89,85	21,25
1986 T4	161,90	167,78	3,51	1995 T2	71,51	87,51	18,28
1987 T1	161,66	165,27	2,19	1995 T3	70,95	85,42	16,95
1987 T2	161,29	162,79	0,92	1995 T4	72,27	83,61	13,56
1987 T3	160,98	160,37	-0,38	1996 T1	72,01	82,05	12,25
1987 T4	154,15	158,05	2,47	1996 T2	71,96	80,77	10,91
1988 T1	147,78	155,84	5,17	1996 T3	71,63	79,74	10,16
1988 T2	145,66	153,77	5,27	1996 T4	72,76	78,96	7,85
1988 T3	147,27	151,84	3,01	1997 T1	72,02	78,42	8,16
1988 T4	146,11	150,05	2,63	1997 T2	71,24	78,12	8,81
1989 T1	131,26	118,79	-10,50	1997 T3	71,90	78,04	7,87
1989 T2	123,43	117,55	-5,00	1997 T4	72,18	78,18	7,68
1989 T3	125,03	116,37	-7,44	1998 T1	71,73	78,52	8,64
1989 T4	119,66	115,24	-3,84	1998 T2	72,79	79,03	7,89
1990 T1	104,29	114,13	8,62	1998 T3	74,57	79,69	6,42
1990 T2	93,51	113,01	17,25	1998 T4	76,34	80,48	5,14
1990 T3	91,87	111,84	17,85	1999 T1	116,55	81,36	-43,25
1990 T4	116,30	110,58	-5,17	1999 T2	101,67	82,30	-23,53
1991 T1	117,48	109,19	-7,60	1999 T3	108,66	83,27	-30,49
1991 T2	111,85	107,63	-3,91	1999 T4	104,07	84,25	-23,52
1991 T3	110,08	105,91	-3,94	2000 T1	95,99	85,24	-12,61
1991 T4	127,60	103,99	-22,70	2000 T2	97,89	86,23	-13,52
1992 T1	128,66	127,27	-1,09	2000 T3	94,33	87,22	-8,15
1992 T2	129,31	124,42	-3,93	2000 T4	100,00	88,22	-13,36

<sup>104</sup> O Plano Cruzado, de 1986, é emblemático nesse sentido. Com o aquecimento da demanda interna proporcionado pelo congelamento dos preços, os produtos sumiram das prateleiras dos supermercados e o gado do campo, havendo fila também para a compra de automóveis, o que terminava em pagamento de ágio para obtenção dos produtos, o que não deixa de ser um aumento disfarçado de preços.





**FIGURA 3.15 – Taxa de câmbio real (RER) de equilíbrio estimada, taxa de câmbio real (índices) e valorização estimada (em %) pelo procedimento de Johansen. Brasil: 1984-2000.**

No ambiente de indexação de 1984, com a taxa de câmbio real estável, os fundamentos que guiam a TCRE já apontavam a valorização real da moeda que se tentou corrigir no ano seguinte com minidesvalorizações. Todavia, a inflexibilidade dos fundamentos no período já trazia lentamente o câmbio real para um nível inferior. Cabe lembrar que, mesmo com tendência contínua de valorização no decorrer desta década, os altos saldos comerciais obtidos pelo Brasil se deveram mais ao controle das importações do que à maior dinâmica exportadora (seção 3.1).

A valorização real propiciada pelo Plano Cruzado em 1986, apesar de baixa para o padrão de economia aberta, foi significativa dentro do contexto da época, quando havia franca dependência dos saldos comerciais. Mesmo com a alta indexação da economia brasileira, ao final do congelamento as desvalorizações

nominais acompanhavam de forma defasada o crescimento dos preços, mantendo a valorização real. Neste quadro, é declarada a moratória dos juros da dívida em 1987.

Em 1989, tem-se um ano atípico com o congelamento de câmbio, preços e salários no início o ano. Isso permitiu que a taxa de câmbio real se estabilizasse, levando-a a um patamar inferior à TCRE no momento em que a economia iniciava-se no processo de abertura comercial e financeira. A relativa liberalização do mercado cambial (sistema bi-cambial) permitia que o câmbio convergisse aos poucos para seu nível de equilíbrio. Isso ocorreu, entretanto, por um breve período, visto que em março de 1990 foi introduzido o Plano Collor, que voltou a afastá-lo novamente da TCRE<sup>105</sup>.

No período entre 1993 e junho de 1994, dentro da estratégia de total e instantânea indexação da economia que antecedeu a introdução do Plano Real, houve uma reaceleração da desvalorização cambial.

A valorização cambial real imediata que ocorreu logo após a mudança de moeda (do Cruzeiro Real para o Real) no segundo semestre de 1994 foi exacerbada, desta vez, pela abertura da economia, chegando a atingir quase 23% ao final daquele ano. Dessa vez, a demanda reprimida pela alta inflação anterior pôde ser compensada pelas importações, o que obrigou o setor produtivo nacional a um ajuste competitivo e elevou a produtividade do setor de bens transacionáveis a níveis cerca de 25% aos observados em meados da década de 80.

De fato, no decorrer do período pós-Real, os fundamentos passaram a apresentar um comportamento que gerou convergência da TCRE para a taxa de câmbio real resultante da administração nominal via bandas cambiais. Além da elevação do grau de abertura e do aumento da produtividade, outros fundamentos vieram a contribuir para isto até o terceiro trimestre de 1997. Especialmente, a manutenção de um nível menor de pagamento de juros (que mais tarde voltariam a aumentar), a melhoria dos termos de intercâmbio (favorecida por choques como a queda internacional dos preços do petróleo) e uma trajetória mais previsível para o

---

<sup>105</sup> Esses resultados vão ao encontro da análise de Cardoso (2000).

gasto do governo, que, mesmo assim, permaneceu em elevação insustentável.

Apesar da gradual eliminação do desalinhamento cambial no período das bandas cambiais, quando a sobrevalorização já havia sido reduzida para 5,14% (praticamente a quarta parte do pico observado ao final de 1994), as sucessivas crises internacionais dos últimos anos<sup>106</sup> terminaram por reverter as expectativas do mercado quanto à taxa de câmbio brasileira. Como aponta Holanda (1999), a desvalorização cambial no início de 1999 não era recomendada, sob o ponto de vista de correção da política cambial. A valorização real do câmbio do segundo trimestre de 1998 estaria, segundo aquele autor, em 15%, ou seja, em um patamar bastante superior aos 7,89% encontrados no presente estudo. Mesmo assim, caracteriza-se efetivamente que quem pressionou o Banco Central a desvalorizar foi o próprio mercado, a partir de expectativas criadas por fatores não fundamentais, seja qual fosse o grau de valorização da taxa de câmbio.

No período seguinte à desvalorização cambial de janeiro de 1999, observa-se claramente o *overshooting* da taxa de câmbio em termos reais, que ficou evidente no ambiente de maior ênfase à liberalização do mercado cambial. A desvalorização inicial chegou a atingir 43,25% no primeiro trimestre daquele ano, para depois começar uma trajetória de convergência para a TCRE. Ao final de 2000, o índice do câmbio real apontava uma posição subvalorizada de 13,36% e com tendência de redução<sup>107</sup>. Essa convergência acelerada entre o câmbio real e o de equilíbrio condiz com o coeficiente de correção de erros obtido na estimação, que indica que em 8 trimestres o resíduo do desalinhamento deveria ser de pouco menos de 7% do inicial. Segundo a TCRE estimada, em 2000/III e IV as subavaliações residuais (que ainda faltam ser corrigidas) seriam de aproximadamente 18 e 30%, respectivamente. Outro fator importante para a rápida eliminação dessa desvalorização excessiva foi a desvalorização da própria TCRE, gerada por algumas mudanças significativas em alguns fundamentos que já vinham se desenhando desde meados de 1998.

---

<sup>106</sup> México (1994/5), Sudeste Asiático (1997) e Rússia (1998).

<sup>107</sup> A trajetória irregular da diminuição do câmbio real é comum no fenômeno do *overshooting* com câmbio flutuante. O terceiro trimestre de 2000, por exemplo, apresentava desvalorização inferior a do último, situando-se em 8,15%.

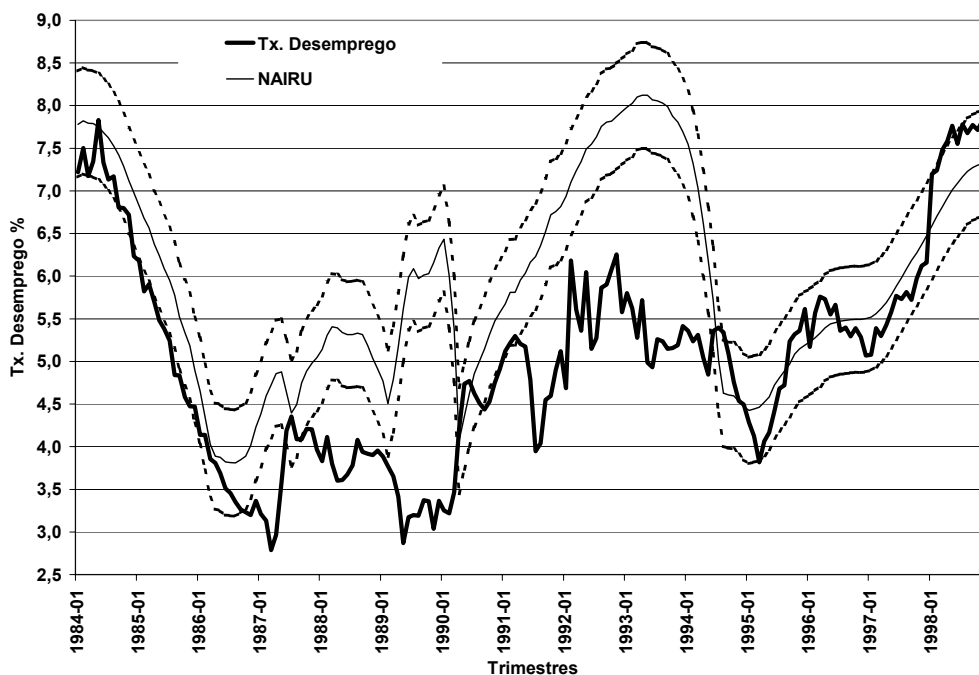
O maior volume de pagamento de juros internacionais sugeria uma desvalorização “estrutural” da taxa de câmbio, visto que a balança comercial não respondeu imediatamente à desvalorização nominal imposta pelo mercado. Assim, a capacidade de geração de divisas ficou comprometida. A piora concomitante dos termos de troca da economia brasileira (aumento internacional do preço do petróleo e a queda dos preços dos bens primários) também impedia a retomada dos saldos positivos no comércio internacional, implicando a necessidade de geração de mais Reais para cada Dólar exportado, ou seja, um aumento permanente na taxa de câmbio. No mesmo sentido, a redução do grau de abertura da economia mostra que não houve dinâmica exportadora suficiente para que, somada a efetiva redução das importações, se pudesse impulsionar o saldo comercial.

A redução brusca da produtividade está ligada à recuperação dos preços do setor dos bens comercializáveis. Também há a estabilização do nível de desemprego, que havia subido de forma mais acelerada em 1998 (conforme a figura 3.16), que propiciou uma reversão de expectativas e o reaquecimento do consumo interno. A desvalorização da TCRE estaria associada, portanto, a necessidade de uma compensação (aumento do volume de reais obtidos para cada dólar exportado) para o setor de bens comercializáveis, de forma a tornar o mercado externo mais atrativo do que o doméstico. Volta-se, então, ao problema dos preços cadentes no exterior e ascendentes no aquecido mercado interno.

A expansão demasiada do gasto do governo, por outro lado, impediu maior desvalorização da TCRE. O aumento da demanda por parte da despesa pública requeria a manutenção das importações para não gerar falta de oferta doméstica de bens, o que viesava o nível de equilíbrio do câmbio real para baixo.

A figura 3.16 mostra o comportamento do componente mais importante, ao lado da inflação, do equilíbrio interno. A comparação entre a taxa de desemprego observada e a NAIRU (taxa de desemprego que não acelera a inflação), que como a TCRE é variável latente, traz sugestões importantes para o resultado do presente

estudo. A série da NAIRU foi estimada por Tejada e Portugal (2002)<sup>108</sup> e adaptada para exibir o intervalo de um desvio padrão em torno da série estimada, convencionado como uma faixa para a qual pode-se considerar o desemprego em equilíbrio. Assim, observa-se que a aceleração inflacionária da primeira metade da década de 80, que não foi tão forte quanto as observadas entre 1987 e 1994, é condizente, também, com o desalinhamento cambial. Mais uma vez, observa-se a importância do baixo grau de abertura da economia àquela época, que permitia que o aumento da inflação não se refletisse em desemprego estrutural. À medida em que a economia atingia maior liberalização econômica e financeira, a NAIRU atingia maiores magnitudes em relação à taxa observada de desemprego, assim como os desvios entre a taxa de câmbio real e a TCRE.



**FIGURA 3.16 – Taxa de desemprego e NAIRU. Brasil (1984-1998).**

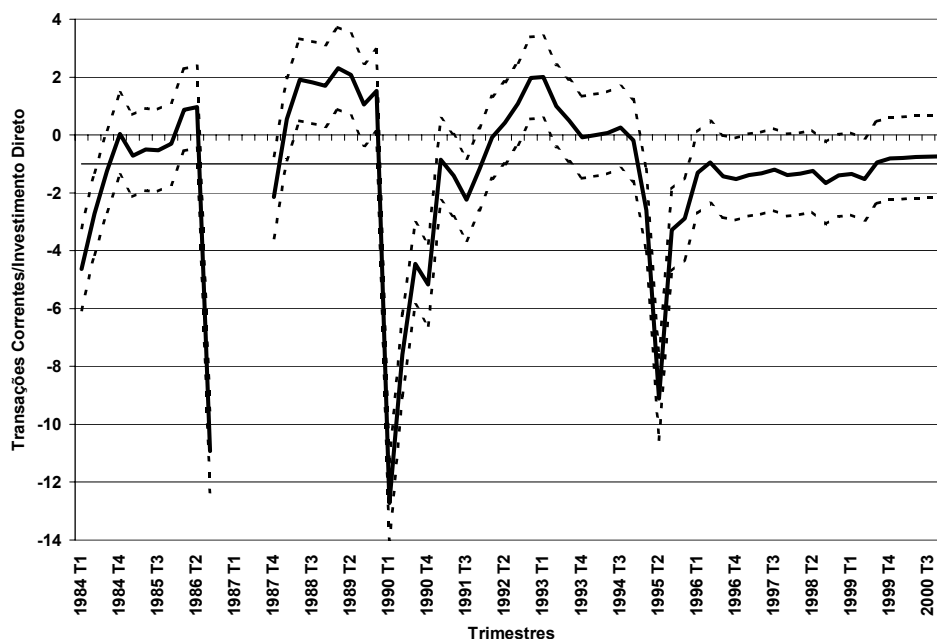
FONTE: adaptado de Tejada e Portugal (2002).

Deve-se ressaltar que alguns testes realizados por Tejada e Portugal (2002) confirmam o fato que os fundamentos da economia brasileira sugeriam que

<sup>108</sup> A metodologia deste artigo difere daquela de Portugal e Madalozzo (2000), mas os resultados não divergem.

algumas variáveis importantes, dentre as quais a taxa de câmbio real, não estariam em franco desequilíbrio no período pré colapso cambial, conforme aponta Holanda (1999), além do presente estudo.

A figura 3.17 mostra um critério de avaliação da sustentabilidade dos déficits em transações correntes, confrontando-os com o volume de investimentos diretos que entram no país. O índice é construído de forma que a relação sustentável é equivalente a -1 (implicando déficit em transações correntes equivalente à entrada líquida de capitais em investimento externo direto), para o qual também considera-se o intervalo de um desvio padrão. Quanto mais negativo, menos os investimentos diretos financiaram do déficit em transações correntes. Novamente, tem-se a estabilização do índice em um valor bastante próximo ao equilíbrio a partir de meados de 1996, após a implantação do Plano Real. Estes fatores referentes ao desemprego e ao financiamento externo justificam a convergência entre o câmbio real e a TCRE no período, mas devem ser melhor observados.



**OBS.:** o período entre 1986/IV e 1987/III não é apresentado no gráfico para não distorcer a escala do gráfico. Os valores não exibidos são 44,05 (86/IV), 60,70 (87/I), 157,04 (87/II) e -29,31 (87/IV).

**FIGURA 3.17 – Relação entre saldo em transações correntes e investimento direto como mensuração do equilíbrio externo brasileiro (1984-2000).**

FONTE: Ipeadata.

Neste período, houve, sem dúvida, convergência entre a NAIRU e a taxa de desemprego observada. Os dados sugerem, sob esse aspecto, o equilíbrio doméstico da economia. Mas isso não corresponde ao todo, visto que a economia apresentou baixas taxas de crescimento, contrariando o outro requisito ao equilíbrio doméstico, conforme Pastore e Pinotti (1996). Fica, então, difícil estabelecer com certeza o equilíbrio doméstico no período ora estudado.

Quanto ao equilíbrio externo, optou-se pela utilização do investimento direto pois esse fluxo de capital é menos volátil do que os demais, tendo caráter mais conclusivo em relação à sustentabilidade do saldo em transações correntes. Entretanto, isso não garante que eles sejam permanentes, ou sustentáveis. Cerca de um terço dos fluxos de investimento externo direto foi estimulada pelo processo de privatizações, além da grande quantidade de fusões e aquisições que ocorreram a partir de 1997. Apesar de nos anos pós flutuação cambial tal fluxo ter se mantido crescente<sup>109</sup>, a tendência é que grande parte dele se esgote no médio prazo caso não haja crescimento econômico substancial.

Esta aparente ausência de sustentabilidade doméstica e externa da economia brasileira justifica a não normalização da série não observada (TCRE) aos períodos de equilíbrio sustentável da série, de forma contrária a sugestão de Elbadawi (1994) e Baumgarten (1996). Mesmo que fosse normalizada, teria que ser para o período entre 1996-1998, período em que há consenso quanto ao desequilíbrio da taxa de câmbio. Ainda assim, foram realizadas algumas simulações com a normalização dos índices, mas nenhuma tentativa *ad hoc* resultou em desalinhamentos que pudessem ser melhor interpretados do que os ora apresentados. Tal conclusão já havia sido obtida pela análise da evolução recente da economia brasileira (seção 3.1).

---

<sup>109</sup> Segundo o Banco Central do Brasil: US\$ 26 bilhões (1998), US\$ 26,9 bilhões (1999) e US\$ 30,5 bilhões (2000).

### 3.6.2 CÁLCULO SOB METODOLOGIAS ALTERNATIVAS.

Em relação às estimações alternativas representadas por EG e Johansen(2), a figura 3.18 compara os desalinhamentos cambiais resultantes da montagem do índice da TCRE a partir dos três conjuntos de coeficientes da tabela 3.4.

Os resultados foram bastante similares entre si, à exceção de dois períodos. A estimativa Johansen(2), cuja especificação foi similar à de EG, apresentou o câmbio valorizado em praticamente todo o período anterior a 1989. Outro momento de discordância foi o pós-liberalização cambial, no qual a estimativa por EG apontou equilíbrio no final de 2000 ante posições subvalorizadas das duas por Johansen.

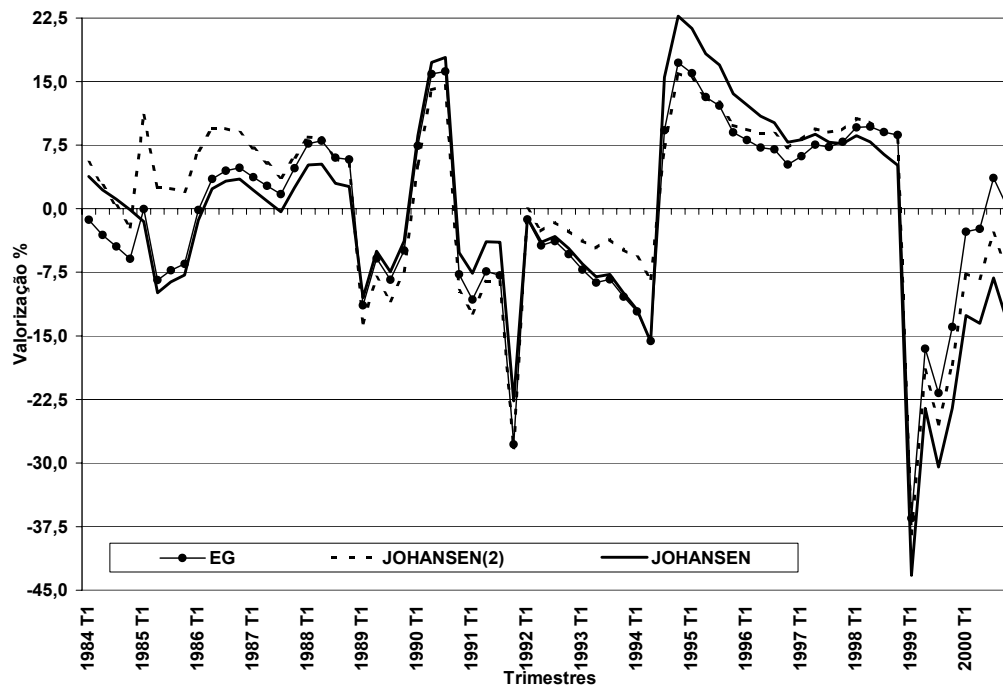


FIGURA 3.18 – Valorização estimada (em %) sob procedimentos alternativos. Brasil: 1984-2000.



No todo, houve algumas mudanças de magnitude, mas o sinal do desalinhamento foi o mesmo para as três alternativas na maior parte do período. As séries geradas por EG e Johansen andaram mais próximas entre si, conforme pode ser observado no quadro 3.1., sendo Johansen(2) mais destoante.

Estimação Alternativa	TCRE Engle e Granger	TCRE(EG) ARIMA	TCRE Johansen(2)	TCRE Johansen	TCRE RER e fund. HP
TCRE Engle e Granger	1,0000	-	-	-	-
TCRE(EG) ARIMA	0,9739	1,0000	-	-	-
TCRE Johansen(2)	0,9740	0,9280	1,0000	-	-
TCRE Johansen	0,9929	0,9603	0,9751	1,0000	-
TCRE RER e fund. HP	0,9624	0,9147	0,9698	0,9777	1,0000
TCRE RER HP	0,9530	0,9399	0,9486	0,9605	0,9738

QUADRO 3.1 – Correlação entre estimações alternativas para a TCRE.<sup>110</sup>

O quadro 3.1 apresenta a correlação entre todas as estimações alternativas<sup>111</sup>. Os resultados confirmam a relativa robustez dos dados que geraram os coeficientes<sup>112</sup>. A escolha da estimação por Johansen, com o valor permanente dos fundamentos extraídos por HP, se deu pela menor intervenção por *dummies* no processo de estimação, além da interpretação mais condizente com os fatos observados na economia no período.

<sup>110</sup> “TCRE(EG) ARIMA” utilizou os mesmos coeficientes de “TCRE Engle e Granger”, mas os valores permanentes dos fundamentos foram extraídos por processos ARIMA. “TCRE RER e fund. HP” foi estimada experimentalmente pela regressão da série taxa de câmbio real alisada por HP pelos fundamentos também alisados, diferenciando-se da “TCRE RER HP”, que foi estimada com os mesmos coeficientes, mas utilizando os valores observados dos fundamentos. A experiência da estimação destas duas séries foi realizada apenas para observar a robustez dos dados, dada a semelhança entre as séries de TCRE geradas e da série do câmbio real alisada por HP (ver anexo 1).

<sup>111</sup> Os resultados das estimações podem ser obtidos junto ao autor.

<sup>112</sup> “Robustez relativa” pois em alguns casos, foram introduzidas *dummies* para gerar resultados interpretáveis.

## CONCLUSÃO

Inicialmente, mostrou-se que há uma grande diversidade de modelos que podem ser utilizados para encontrar o valor latente da taxa de câmbio real de equilíbrio. Dentro de cada modelo, foi possível tomar conhecimento de características importantes de uma economia, seja ela desenvolvida ou em desenvolvimento, que não são possíveis de se captar por uma especificação, somente. Assim, o controverso cálculo do nível de equilíbrio da taxa de câmbio real já abre caminho para discussões na sua base teórica.

O segundo capítulo confirmou isto, mostrando que diferentes estudos chegaram a, mesmo que sutis, diferentes resultados através de diferentes modelos. A título de ilustração, encontrou-se em Devarajan (1999) a determinação da produção de uma economia pequena e aberta, com três setores (importáveis, exportáveis e não transacionáveis), via preços relativos. Ainda sob a hipótese de três setores, Elbadawi (1994) agrega os efeitos de curto e médio prazos das políticas econômica e cambial sobre a taxa de câmbio real. Edwards (1988, 1989, 1994) concentra-se na adição de fatores monetários (de curto prazo) e dá ênfase à política comercial, controles cambiais e a um mercado cambial dual, com a introdução do mercado paralelo. Haque e Montiel (1999) apresentam um modelo de equilíbrio geral que torna a taxa de câmbio de equilíbrio endógena a praticamente qualquer variação nas condições macroeconômicas do país, sendo o equilíbrio determinado mercado a mercado e a TCRE resultante é, então, subjacente ao *steady-state* resultante da calibragem dos parâmetros da economia. Ainda, Wadhvani (1999) e Clark e MacDonald (2000) se utilizam dos fundamentos para acrescentar poder de explicação à determinação da taxa de câmbio de equilíbrio via paridade de juros à descoberto, em uma abordagem BEER.

Dos modelos e abordagens relacionados e descritos, tem-se um bom

resumo do estado da arte em termos de TCRE. Estes trabalhos são condizentes com o modelo ora utilizado, apenas detalhando alguns efeitos fundamentais com maior ênfase, não havendo incompatibilidade entre eles. A avaliação do caso brasileiro, no terceiro capítulo deste trabalho, foi baseada no modelo de Montiel (1999b), visto que este apresentou flexibilidade suficiente para que fossem incorporados os fundamentos que se julgou indispensáveis para o estudo do caso brasileiro.

De uma forma geral, a breve observação dos trabalhos empíricos disposta no capítulo 2 permite afirmar que a estimação da TCRE está sujeita não só a diferentes abordagens teóricas, mas também metodologias (de estimação e de decomposição dos fundamentos). Dentre as análises empíricas, uma característica crítica apresentada pela TCRE é a falta de consistência de seu valor estimado por modelos e métodos alternativos.

Como a TCRE é uma variável não observável determinada a partir dos valores de fundamentos observáveis, as especificações dos modelos sempre trazem a idéia de longo prazo para estas relações. Em relação aos fundamentos em si, na maior parte dos estudos, há o reconhecimento de que há fatores de curto prazo que os impedem de permanecer em seus valores “desejáveis”, “sustentáveis” ou “ótimos”, todos termos tomados como sinônimos.

Mesmo tendo alta relevância a determinação dos valores de equilíbrio destas variáveis, grande parte dos modelos (e estudos empíricos) os expressa normativamente. Valores “desejáveis”, “sustentáveis” ou “ótimos” dos fundamentos são conceitos subjetivos até mesmo quando são especificados a partir de modelos baseados em maximização de utilidade, lucros ou *loss functions*, entre outros, dadas, por exemplo, as possíveis escolhas dos formuladores de política econômica e os pesos atribuídos a cada alternativa. Alguns modelos, por outro lado, buscam tornar endógenos os valores “sustentáveis” dos fundamentos estabelecendo o maior número possível de relações entre as variáveis. Outros se apoiam na análise econométrica para estabelecer seus patamares “permanentes”.

Os resultados de qualquer estudo referente a TCRE são, portanto,

discutíveis. Todavia, cabe salientar que os diversos modelos teóricos não trazem divergências quanto às relações entre as variáveis, mas sim quanto a quais variáveis são relevantes e quais são determinadas endógena e exogenamente. Por outro lado, as metodologias para avaliação empírica dos modelos acentuam a importância de características diferentes dos fundamentos. Essas, aliadas à toda a carga normativa dos conceitos envolvidos, poderiam levar a resultados diferentes até mesmo quando aplicadas para o mesmo modelo.

O terceiro e último capítulo buscou contribuir marginalmente para a discussão antes revista. Em um primeiro momento, a análise da evolução recente da economia brasileira mostrou que a estimação da TCRE não seria uma tarefa trivial. O excesso de ingerência da política econômica sobre as variáveis é uma constante em todo o período (1984-2000). Talvez o período de maior liberalidade econômica seja justamente o biênio 1999-2000. Todavia, o controle demasiado de alguns períodos, contrastado com o descontrole absoluto de outros, gera desvios de grande magnitude nas relações da taxa de câmbio real com seus fundamentos. Ficou evidente, mesmo antes de se estimar qualquer relação de longo prazo, que não seria possível estabelecer períodos confiáveis de equilíbrio sustentável simultâneo (doméstico e externo) para o Brasil dentro do período proposto. Assim, ao se extrair uma relação de longo prazo a partir das variáveis relacionadas, não se buscou estabelecer nenhuma verdade absoluta.

Através da metodologia de cointegração e mecanismo de correção de erros de Johansen, porém, encontrou-se alguns resultados cujas interpretações são condizentes com a realidade ilustrada pelos fatos. Os sinais foram estimados em conformidade com a estrutura analítica de Montiel (1999b). As duas estimações alternativas (dentre metodologia - pela abordagem de dois passos de Engle e Granger - e especificação - variação da especificação do Johansen) possibilitaram verificar uma relativa robustez dos dados estimados. À exceção do grau de abertura, que requereu a introdução de uma *dummy*, e dos termos de troca, que chegaram a mudar de sinal, os demais fundamentos apresentaram-se estáveis.

A questão dos coeficientes estimados para os termos de troca é

justificável. Pela teoria, há, provavelmente, uma certa equivalência dos efeitos renda e substituição na economia brasileira.

Os principais resultados apontam para três observações interessantes:

a) a abertura comercial e financeira afetou substancialmente o tamanho dos desvios da taxa de câmbio real ante seu nível de equilíbrio, visto que em um ambiente de economia aberta os efeitos sobre a demanda e a oferta de divisas estrangeiras podem ter seus efeitos magnificados pelo estímulo de fluxos internacionais financeiros ou de bens;

b) a velocidade de ajustamento encontrada foi semelhante à obtida por Ades (1996) e bastante superior às estimadas por Baumgarten (1996) e Holanda (1999); a convergência entre a taxa de câmbio real e a TCRE no período de flutuação cambial (dois anos) corrobora, em parte, a hipótese de correção de erros mais rápida quando as forças de mercado são menos influenciadas por políticas econômicas de perfil heterodoxo;

c) o Plano Real foi implantado em um cenário favorável para o Brasil em termos dos fundamentos que regem sua economia; mesmo com alto controle sobre o câmbio nominal após a grande valorização pós introdução do Real, os fundamentos apresentaram - principalmente até meados de 1997 - comportamento que levou à TCRE a convergir em direção à taxa de câmbio real, reduzindo a valorização ao final de 1998 à quarta parte da observada ao final de 1994.

Dessa forma, os resultados ora encontrados reforçam o papel importante do mercado na determinação de uma taxa de câmbio próxima ao nível de equilíbrio . Eles também vem ao encontro da crença de que a desvalorização cambial de janeiro de 1999 foi causada por um *herd behavior*, guiado por expectativas adversas criadas por fatos extra fundamentais. Uma típica crise cambial de segunda geração.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.

- ADES, Alberto (1997). GSDEEMER, 2. ed. **Economic Research - Goldman Sachs**.
- ARTIS, Michael J. e TAYLOR, Mark P. (1993). DEER hunting: misalignment debt accumulation and desired equilibrium exchange rates. **IMF Working Paper**, WP/93/48.
- ALBEROLA, Enrique, CERVERO, Susana G., LOPEZ, Humberto e UBIDE, Angel (1999). Global equilibrium exchange rates: Euro, Dollar, 'ins', 'outs', and other major currencies in a panel cointegration framework. **IMF Working Paper**, WP/99/175.
- ANDIMA – Associação Nacional das Instituições do Mercado Aberto (1994). **Séries históricas – Câmbio: de 1889 até 1994 a paridade da moeda brasileira com o dólar americano**. Rio de Janeiro: ANDIMA.
- ANDRADE, Joaquim Pinto de e DIVINO, José Ângelo C. A. (2001). Currency crises in Brazil: the role of the fundamentals and the rumors. **Applied Economics**, 33, n. 7, 887-98.
- BAFFES, John, ELBADAWI, Ibrahim A. e O'CONNELL, Stephen A. (1999). Single-equation estimation of the equilibrium real exchange rate. In: HINKLE, Lawrence E. e MONTIEL, Peter J. (Eds.) **Exchange rate misalignment: concepts and measures for developing countries**. World Bank Research Publication. New York: Oxford University Press.
- BALASSA, Bela (1964). The purchasing power parity doctrine: a reappraisal. **Journal of Political Economy**, 72.
- BAUMGARTEN, Monica T. P. (1996). **Modelos de taxa de câmbio real de equilíbrio: Uma aplicação para o Brasil**. Dissertação de Mestrado. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Economia.
- BAUMOL, William J. e BOWEN, William G. (1966). **Performing arts: The economic dilemma**. New York: The Twentieth Century Fund.
- BAYOUMI, Tamin, CLARK, Peter, SYMANSKY, Steve e TAYLOR, Mark (1994). The robustness of equilibrium exchange rate calculations to alternative assumptions and methodologies. In: WILLIAMSON, John (ed.) **Estimating equilibrium exchange rates**. Washington, DC: Institute for International Economics.
- BEVERIDGE, Stephen e NELSON, Charles R. (1981). A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of business cycle. **Journal of Monetary Economics**, 7, 151-174.

- BLACK, Stanley W. (1994). On the concept and usefulness of the equilibrium rate of exchange. In: WILLIAMSON, John (ed.) **Estimating equilibrium exchange rates**. Washington, DC: Institute for International Economics.
- BONOMO, Marco Antonio e TERRA, Maria Cristina (1998). **The political economy of exchange rate in Brazil: 1964-1997**. Research Program on the Political Economy of Exchange Rate Policies in Latin America and the Caribbean. The Inter-American Development Bank.
- BREUER, Janice Boucher (1994). An assessment of the evidence on purchasing power parity. In: WILLIAMSON, John (ed.) **Estimating equilibrium exchange rates**. Washington, DC: Institute for International Economics.
- CAMPBELL, John Y. e PERRON, Phillipe (1991). Pitfalls and opportunities: What macroeconomists should know about unit roots. **NBER Working Papers Series**, Technical Working Paper, 100. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- CARDOSO, Eliana (2000). Brazil's currency crisis: The shift away from an exchange rate anchor to a flexible regime. In: WISE, Carol e ROETT, Riordan (Eds.) **Exchange rate politics in Latin America**. Washington, D. C.: Brookings Institution Press.
- CASSEL, Gustav (1922). **Money and foreign exchange after 1914**. New York: Constable & Co.
- CAVES, Richard E., FRANKEL, Jeffrey A. e JONES, Ronald W. (1999). **World trade and payments: An introduction**, 8. ed. Nova Iorque: Addison-Wesley.
- CLARK, Peter B. e Mac DONALD, Ronald (1999). Exchange rates and economic fundamentals: A methodological comparison of Beers and Feers. In: Mac DONALD, Ronald e STEIN, Jerome L. (Eds.) **Equilibrium exchange rates**. Norwell: Kluwer Academic Press.
- CLARK, Peter B. e Mac DONALD, Ronald (2000). Filtering the BEER: A permanent and transitory decomposition. **IMF Working Paper**, WP/00/144.
- De GRAUWE, Paul (1994). **The economics of monetary integration**. 2. ed. New York: Oxford University Press.
- De GRAUWE, Paul (1996). **International money: post-war trends and theories**. New York: Oxford University Press.
- De GREGORIO, José, GIOVANNINI, Alberto e WOLF, Holger C. (1994). International evidence on tradeables and nontradeables inflation. **European Economic Review**, 38.
- DEVARAJAN, Shantayanan (1999). Estimates of real exchange rate misalignment with a simple general-equilibrium model. In: HINKLE, Lawrence E. e MONTIEL, Peter J. (Eds.) **Exchange rate misalignment: concepts and measures for developing countries**. World Bank Research Publication. New York: Oxford University Press.

- DEVARAJAN, Shantayanan, LEWIS, Jeffrey D. e ROBINSON, Sherman (1993). External shocks, purchasing power parity, and the equilibrium real exchange rate. **World Bank Economic Review**, 7.
- DORNBUSH, Rudiger (1983). Real interest rates, home goods, and optimal external borrowing. **Journal of Political Economy**, 91.
- EDWARDS, Sebastian (1988). Commercial policy, terms of trade and the equilibrium real exchange rate. **Journal of International Economic Integration**, 3(1).
- EDWARDS, Sebastian (1989). Real exchange rates, devaluation and adjustment: Exchange rate policy in developing countries. Cambridge: MIT Press.
- EDWARDS, Sebastian (1994). Real and monetary determinants of real exchange rate behavior: theory and evidence from developing countries. In: WILLIAMSON, John (ed.) **Estimating equilibrium exchange rates**. Washington, DC: Institute for International Economics.
- EDWARDS, Sebastian e SAVASTANO, Miguel A. (1999). Exchange rates in emerging economies: What do we know? What do we need to know?. **NBER Working Paper**, 7228.
- ELBADAWI, Ibrahim A. (1994). Estimating long-run equilibrium real exchange rates. In: WILLIAMSON, John (ed.) **Estimating equilibrium exchange rates**. Washington, DC: Institute for International Economics.
- ENDERS, Walter (1995). **Applied econometric time series**. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics. New York: John Wiley and Sons.
- ENGLE, Robert F. e GRANGER, Clive W.J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, 55.
- FARUQEE, Hamid, ISARD, Peter e MASSON, Paul R. (1999). A macroeconomic balance framework for estimating equilibrium exchange rates. In: Mac DONALD, Ronald e STEIN, Jerome L. (Eds.) **Equilibrium exchange rates**. Norwell: Kluwer Academic Press.
- FERREIRA, Fernando Vendramel (1998). Modelo monetário da taxa de câmbio nominal: testes de cointegração para o Brasil, 1980 a 1997. In: **Encontro Nacional de Economia**, 26. Vitória: ANPEC.
- FEYZIOĞLU, Tarhan (1997). Estimating the equilibrium real exchange rate: an application to Finland. **IMF Working Paper**, WP/97/109.
- FIORENCIO, Antônio e MOREIRA, Ajax R. B. (1997). Long-run determinants of the real exchange rate: Brazil, 1947/1995. **Textos para Discussão IPEA**, 537.
- FRISCH, Helmuth (1983). **Theories of inflation**. Cambridge: Cambridge University Press.



- FROOT, Kenneth e ROGOFF, Kenneth (1995). Perspectives on PPP and the long-run real exchange rate. In: GROSSMAN, Gene e ROGOFF, Kenneth (Eds.). **Handbook of international economics**, vol. 3. Amsterdam: North Holland.
- GENBERG, Hans (1978). Purchasing power parity under fixed and flexible exchange rates. **Journal of International Economics**, 8.
- GOLDFAJN, Ilan e VALDÉS, Rodrigo O. (1999). The aftermath of appreciations. **The Quarterly Journal of Economics** (February).
- GOLDMAN SACHS (2001). **The global currency analyst**. Goldman Sachs, abril.
- GONZALO, G. e GRANJER, Clive W.J. (1995). Estimation of common long-memory components in cointegrated systems. **Journal of Business and Economic Statistics**, 13.
- HALPERN, L. e WYPLOSZ (1997). Equilibrium exchange rates in transition economies. **IMF Staff Papers**, 44, 4.
- HAMILTON, James D. (1994). **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press.
- HAQUE, Nadeem UI e MONTIEL, Peter J. (1999). Long-run real exchange rate changes in developing countries: Simulations from an econometric model. In: HINKLE, Lawrence E. e MONTIEL, Peter J. (Eds.) **Exchange rate misalignment: concepts and measures for developing countries**. World Bank Research Publication. New York: Oxford University Press.
- HAQUE, Nadeem UI, LAHIRI, Kajal e MONTIEL, Peter J. (1990). A rational-expectations macroeconometric model for developing countries. **IMF Staff Papers**.
- HODRICK, R. J. e PRESCOTT, E. C. (1997). Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, Credit, and Banking**, 29.
- HOJ, Liselotte (1995). Fundamental equilibrium exchange rate – A case study of the Finnish Markka. **Bank of Finland Discussion Papers**, 2/95.
- HOLANDA, Marcos C. (1999). O câmbio de equilíbrio do Brasil. In: **Encontro Nacional de Economia**, 27, Belém: ANPEC.
- INFANTE, Ettore e STEIN, Jerome L. (1973). Optimal growth with robust feedback control. **Review of Economic Studies**, 40.
- ISARD, Peter (1995). Exchange rate economics, **Cambridge Surveys of Economic Literature**. Cambridge: Cambridge University Press.
- JOHANSEN, Soren (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12.

- JOHANSEN, Soren e JUSELIUS, Katarina (1990). Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration — with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 52.
- KRUEGER, Anne O. (1983). Exchange-rate determination. **Cambridge Surveys of Economic Literature**. Cambridge: Cambridge University Press.
- KRUGMAN, Paul R. (1989). Differences in income elasticities and trends in real exchange rates. **European Economic Review**, 33.
- KRUGMAN, Paul R. e OBSTFELD, Maurice (1999). **Economia internacional: Teoria e política**. 4a ed. São Paulo: Makron Books.
- Mac DONALD, Ronald (1999a). What do we really know about real exchange rates? In: Mac DONALD, Ronald e STEIN, Jerome L. (Eds.) **Equilibrium exchange rates**. Norwell: Kluwer Academic Press.
- Mac DONALD, Ronald (1999b). What determines real exchange rates: the long and the short of it. In: Mac DONALD, Ronald e STEIN, Jerome L. (Eds.) **Equilibrium exchange rates**. Norwell: Kluwer Academic Press.
- Mac KINNON, J.G. (1991). Critical Values for Cointegration Tests. In: ENGLE, R. F. e GRANGER, C. W. J. (Eds.) **Long-run economic relationships: readings in cointegration**. Oxford University Press.
- MELO, Fabiana X. D. Drummond de (1998). **A taxa virtual: Uma alternativa para a taxa de câmbio de equilíbrio**. 22º Prêmio BNDES de Economia. Rio de Janeiro.
- MONGARDINI, Joannes (1998). Estimating Egypt's equilibrium real exchange rate. **IMF Working Paper**, WP/98/5.
- MONTIEL, Peter J. (1998). **The long-run equilibrium real exchange rate: A simple analytical model**. Williams College Working Paper, 30. Department of Economics, Williamstown, Massachusetts. Processed.
- MONTIEL, Peter J. (1999a). The long-run equilibrium real exchange rate: Conceptual issues and empirical research. In: HINKLE, Lawrence E. e MONTIEL, Peter J. (Eds.) **Exchange rate misalignment: concepts and measures for developing countries**. World Bank Research Publication. New York: Oxford University Press.
- MONTIEL, Peter J. (1999b). Determinants of the long-run equilibrium real exchange rate: An analytical model. In: HINKLE, Lawrence E. e MONTIEL, Peter J. (Eds.) **Exchange rate misalignment: concepts and measures for developing countries**. World Bank Research Publication. New York: Oxford University Press.
- MUINHOS, Marcelo K., FREITAS, Paulo S. de e ARAÚJO, Fábio (2001). Uncovered interest parity with fundamentals: A Brazilian exchange forecast model. **Working Paper Series**, 19. Brasília: Banco Central do Brasil.

- MUNDELL, Robert A. (1961). A theory of optimum currency areas. **American Economic Review**, 60/4 (September).
- NURKSE, Ragnar (1945). Conditions of international monetary equilibrium, **Essays in International Finance**, 4. Princeton: Princeton University Press.
- PAIVA, Claudio (2001). Competitiveness and the equilibrium exchange rate in Costa Rica. **IMF Working Paper**, WP/01/23.
- PASTORE, Affonso Celso e PINOTTI, M. Cristina (1996). O futuro do Real: O uso das políticas fiscal e monetária para a estabilização interna e externa. In: <http://www.acpastore.com>.
- PASTORE, Affonso Celso e PINOTTI, M. Cristina (1999). **Câmbio flutuante, inflação e crescimento econômico**. In: <http://www.acpastore.com>.
- PENTECOST, Eric J. (1993). Exchange rate dynamics: A modern analysis of exchange rate theory and evidence. Aldershot: Edward Elgar.
- PESARAN, M.H. e SHIN, Y. (1995). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. **DAE Working Paper** No. 9514, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- PORTUGAL, Marcelo S. (1996). O combate à inflação no Brasil: Do Cruzado ao Real. In: PORTUGAL, Marcelo S. (Ed.) **A Economia do Real**. Porto Alegre: Ortiz.
- PORTUGAL, Marcelo S. e MADALOZZO, Regina C. (2000). Um modelo de NAIRU para o Brasil. **Revista de Economia Política**, vol. XX, nº 4, out./dez., pp. 26-47.
- RAZIN, Ofair e COLLINS, Susan M. (1997). Real exchange rate misalignments and growth. **NBER Working Papers Series**, 6174.
- ROSEMBERG, Michael Roy (1996). Currency forecasting: A guide to fundamental and technical models of exchange rate determination. New York: McGraw-Hill.
- SAARENHEIMO, Tuomas (1995). The equilibrium exchange rate for the Finnish Markka. **Bank of Finland Discussion Papers**, 29/95.
- SAMUELSON, Paul A. (1964). Theoretical notes on trade problems. In: STIGLITZ, Joseph (ed.) **The Collected Scientific Papers of Paul A. Samuelson**. Vol. II. Cambridge: MIT Press, 1966.
- STEIN, Jerome L. (1994). The natural real exchange rate of the dollar and determinants of capital flows. In: WILLIAMSON, John (ed.) **Estimating equilibrium exchange rates**. Washington, DC: Institute for International Economics.
- STEIN, Jerome (1999). The evolution of the real value of the US dollar relative to the G7 currencies. In: MacDONALD, Ronald e STEIN, Jerome L. (Eds.) **Equilibrium exchange rates**. Norwell: Kluwer Academic Press.

- SUNDARARAJAN, V., LAZARE, Michel e WILLIAMS, Sherwyn (1999). Exchange rate unification, the equilibrium exchange rate, and choice of exchange rate regime: The case of the Islamic Republic of Iran. **IMF Working Paper**, WP/99/15.
- TEJADA, César A. O. e PORTUGAL, Marcelo S. (2002). Credibility And reputation: An application of the “external circumstances” model for the Real Plan. **Revista Brasileira de Economia**. A sair.
- WADHWANI, Sushil B. (1999). **Currency puzzles**. Monetary Policy Committee, Bank of England.
- WILLIAMSON, John (1985). The exchange rate system. **Policy Analysis in International Economics**, 5.
- WILLIAMSON, John (1994). Estimates of FEERs. In: WILLIAMSON, John (ed.) **Estimating equilibrium exchange rates**. Washington, DC: Institute for International Economics.
- WREN-LEWIS, Simon (1992). On the analytical foundations of the fundamental equilibrium exchange rate. In: HARGREAVES, Colin P. (ed.) **Macroeconomic modeling of the long run**. Aldershot: Edward Elgar.

## ANEXO A TESTES PARA A ESTIMAÇÃO POR ENGLE E GRANGER.

**TABELA A.1 - Resultados dos testes de causalidade de Granger para os fundamentos ante a taxa de câmbio real - 4 defasagens (1 ano).**

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1984:1 2000:4			
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DUMMY89_92 does not Granger Cause L_EREAL	68	0.13832	0.96741
L_EREAL does not Granger Cause DUMMY89_92		0.42758	0.78812
LGA does not Granger Cause L_EREAL	68	0.56986	0.68551
L_EREAL does not Granger Cause LGA		2.45539	0.05547
DUMMY_GA does not Granger Cause L_EREAL	68	1.17437	0.33139
L_EREAL does not Granger Cause DUMMY_GA		1.21693	0.31333
LGGOV does not Granger Cause L_EREAL	68	0.38694	0.81714
L_EREAL does not Granger Cause LGGOV		0.13391	0.96927
LPAGJUROS does not Granger Cause L_EREAL	68	2.53862	0.04924
L_EREAL does not Granger Cause LPAGJUROS		1.35014	0.26224
LPRODIGP does not Granger Cause L_EREAL	68	0.46303	0.76255
L_EREAL does not Granger Cause LPRODIGP		1.89029	0.12409
LTOT does not Granger Cause L_EREAL	68	0.12641	0.97233
L_EREAL does not Granger Cause LTOT		1.56154	0.19647

**TABELA A.2 - Resultados dos testes de causalidade de Granger para os fundamentos ante a taxa de câmbio real - 8 defasagens (2 anos).**

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1984:1 2000:4			
Lags: 8			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DUMMY89_92 does not Granger Cause L_EREAL	68	0.60487	0.76941
L_EREAL does not Granger Cause DUMMY89_92		0.95217	0.48317
LGA does not Granger Cause L_EREAL	68	0.53584	0.82397
L_EREAL does not Granger Cause LGA		1.19121	0.32283
DUMMY_GA does not Granger Cause L_EREAL	68	0.52750	0.83028
L_EREAL does not Granger Cause DUMMY_GA		0.72423	0.66933
LGGOV does not Granger Cause L_EREAL	68	0.36706	0.93312
L_EREAL does not Granger Cause LGGOV		0.34724	0.94278
LPAGJUROS does not Granger Cause L_EREAL	68	1.46218	0.19441
L_EREAL does not Granger Cause LPAGJUROS		0.84630	0.56696
LPRODIGP does not Granger Cause L_EREAL	68	0.50957	0.84358
L_EREAL does not Granger Cause LPRODIGP		0.85435	0.56038
LTOT does not Granger Cause L_EREAL	68	0.08022	0.99959
L_EREAL does not Granger Cause LTOT		0.68267	0.70457

**TABELA A.3 - Resultados dos testes de raiz unitária *Augmented Dickey-Fuller*, com constante, para a série dos resíduos da estimação por Engle e Granger.**

ADF Test Statistic	-6.139618	1% Critical Value*	-3.5345	
		5% Critical Value	-2.9069	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESID_EQ07)				
Method: Least Squares				
Included observations: 64 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID_EQ07(-1)	-1.259849	0.205200	-6.139618	0.0000
D(RESID_EQ07(-1))	0.382354	0.175287	2.181303	0.0332
D(RESID_EQ07(-2))	0.477957	0.152045	3.143515	0.0026
D(RESID_EQ07(-3))	0.382516	0.119786	3.193340	0.0023
C	-0.002196	0.008569	-0.256249	0.7986
R-squared	0.512303	Mean dependent var	-0.000758	
Adjusted R-squared	0.479239	S.D. dependent var	0.094867	
S.E. of regression	0.068460	Akaike info criterion	-2.450244	
Sum squared resid	0.276516	Schwarz criterion	-2.281582	
Log likelihood	83.40782	F-statistic	15.49420	
Durbin-Watson stat	2.136352	Prob(F-statistic)	0.000000	

**TABELA A.4 - Resultados dos testes de raiz unitária *Augmented Dickey-Fuller*, com constante e tendência, para a série dos resíduos da estimação por Engle e Granger.**

ADF Test Statistic	-6.089338	1% Critical Value*	-4.1059	
		5% Critical Value	-3.4801	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESID_EQ07)				
Method: Least Squares				
Included observations: 64 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID_EQ07(-1)	-1.259872	0.206898	-6.089338	0.0000
D(RESID_EQ07(-1))	0.382304	0.176738	2.163116	0.0347
D(RESID_EQ07(-2))	0.477855	0.153305	3.117032	0.0028
D(RESID_EQ07(-3))	0.382499	0.120777	3.166989	0.0025
C	-0.005321	0.018699	-0.284573	0.7770
@TREND(1984:1)	8.80E-05	0.000467	0.188470	0.8512
R-squared	0.512602	Mean dependent var	-0.000758	
Adjusted R-squared	0.470585	S.D. dependent var	0.094867	
S.E. of regression	0.069026	Akaike info criterion	-2.419607	
Sum squared resid	0.276346	Schwarz criterion	-2.217211	
Log likelihood	83.42741	F-statistic	12.19984	
Durbin-Watson stat	2.137433	Prob(F-statistic)	0.000000	

**TABELA A.5 - Resultados dos testes de raiz unitária *Augmented Dickey-Fuller*, sem constante e tendência, para a série dos resíduos da estimação por Engle e Granger.**

ADF Test Statistic	-6.186963	1% Critical Value*	-2.5989
		5% Critical Value	-1.9455

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESID\_EQ07)

Method: Least Squares

Included observations: 64 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID_EQ07(-1)	-1.259630	0.203594	-6.186963	0.0000
D(RESID_EQ07(-1))	0.383148	0.173889	2.203399	0.0314
D(RESID_EQ07(-2))	0.478934	0.150810	3.175750	0.0024
D(RESID_EQ07(-3))	0.383489	0.118790	3.228302	0.0020
R-squared	0.511760	Mean dependent var		-0.000758
Adjusted R-squared	0.487348	S.D. dependent var		0.094867
S.E. of regression	0.067924	Akaike info criterion		-2.480382
Sum squared resid	0.276823	Schwarz criterion		-2.345452
Log likelihood	83.37222	F-statistic		20.96350
Durbin-Watson stat	2.136632	Prob(F-statistic)		0.000000

**TABELA A.6 - Resultados dos testes de raiz unitária *Phillips-Perron*, sem constante e tendência, para a série dos resíduos da estimação por Engle e Granger.**

PP Test Statistic	-6.664169	1% Critical Value*	-2.5973
		5% Critical Value	-1.9452

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 3 ( Newey-West suggests: 3 )

Residual variance with no correction	0.005088
Residual variance with correction	0.005104

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(RESID\_EQ07)

Method: Least Squares

Included observations: 67 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID_EQ07(-1)	-0.795261	0.119370	-6.662155	0.0000
R-squared	0.401989	Mean dependent var		-0.001195
Adjusted R-squared	0.401989	S.D. dependent var		0.092939
S.E. of regression	0.071871	Akaike info criterion		-2.413081
Sum squared resid	0.340917	Schwarz criterion		-2.380175
Log likelihood	81.83822	Durbin-Watson stat		2.029065